



İSKENDERUN TEKNİK

ÜNİVERSİTESİ

LİSANSÜSTÜ EĞİTİM ENSTİTÜSÜ

**YÜKSEK
LİSANS
TEZİ**

**TÜRKİYE'DE GIDA FİYATLARI
ENDEKSİNİN TARIM ÜRÜNLERİ
ÜRETİCİ FİYAT ENDEKSİ VE
DÖVİZ KURU ARASINDAKİ
İLİŞKİNİN ANALİZİ:
ARDL MODEL**

İsmet DEMİRAG

**EKONOMİ VE FİNANS
ANABİLİM DALI**

OCAK 2023



**TÜRKİYE'DE GIDA FİYATLARI ENDEKSİNİN TARIM ÜRÜNLERİ
ÜRETİCİ FİYAT ENDEKSİ VE DÖVİZ KURU ARASINDAKİ İLİŞKİNİN
ANALİZİ: ARDL MODEL**

İsmet DEMİRAĞ

**YÜKSEK LİSANS TEZİ
EKONOMİ VE FİNANS ANABİLİM DALI**

**İSKENDERUN TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
LİSANSÜSTÜ EĞİTİM ENSTİTÜSÜ**

OCAK 2023

İsmet DEMİRAGÇI tarafından hazırlanan “TÜRKİYE’DE GIDA FİYATLARI ENDEKSİNİN TARIM ÜRÜNLERİ ÜRETİCİ FİYAT ENDEKSİ VE DÖVİZ KURU ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ: ARDL MODEL” adlı tez çalışması aşağıdaki jüri tarafından OY BİRLİĞİ ile İskenderun Teknik Üniversitesi EKONOMİ VE FİNANS Anabilim Dalında YÜKSEK LİSANS TEZİ olarak kabul edilmiştir.

Danışman: Dr. Öğr. Üyesi Murat SAĞIR

Ekonomi ve Finans Anabilim Dalı, İskenderun Teknik Üniversitesi

Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Yüksek Lisans Tezi olduğunu onaylıyorum.

.....
.....

Başkan: Doç. Dr. Hakan ERYÜZLÜ

Ekonomi ve Finans Anabilim Dalı, İskenderun Teknik Üniversitesi

Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Yüksek Lisans Tezi olduğunu onaylıyorum.

.....
.....

Üye: Doç. Dr. Ebrucan İSLAMOĞLU

Bankacılık ve Finans Ana Bilim Dalı, Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi

Bu tezin, kapsam ve kalite olarak Yüksek Lisans Tezi olduğunu onaylıyorum.

.....
.....

Tez Savunma Tarihi: 12/01/2023

Jüri tarafından kabul edilen bu tezin Yüksek Lisans Tezi olması için gerekli şartları yerine getirdiğini onaylıyorum.

.....

Doç. Dr. Ersin BAHÇECİ

Lisansüstü Eğitim Enstitüsü Müdürü

ETİK BEYAN

İskenderun Teknik Üniversitesi Lisansüstü Eğitim Enstitüsü Tez Yazım Kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmada;

- Tez üzerinde Yükseköğretim Kurulu tarafından hiçbir değişiklik yapılamayacağı için tezin bilgisayar ekranında görüntülediğinde asıl nüsha ile aynı olması sorumluluğunun tarafıma ait olduğunu,
 - Tez içinde sunduğum verileri, bilgileri ve dokümanları akademik ve etik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi,
 - Tüm bilgi, belge, değerlendirme ve sonuçları bilimsel etik ve ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu,
 - Tez çalışmada yararlandığım eserlerin tümüne uygun atıfta bulunarak kaynak gösterdiğimi,
 - Kullanılan verilerde herhangi bir değişiklik yapmadığımı,
 - Bu tezde sunduğum çalışmanın özgün olduğunu,
- bildirim, aksi bir durumda aleyhime doğabilecek tüm hak kayıplarını kabullendiğimi beyan ederim.

İmza

İsmet DEMİRAG

...../...../.....

TÜRKİYE’DE GIDA FİYATLARI ENDEKSİNİN TARIM ÜRÜNLERİ ÜRETİCİ FİYAT ENDEKSİ VE DÖVİZ KURU ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ: ARDL MODEL
(Yüksek Lisans Tezi)

İsmet DEMİRAG

İSKENDERUN TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
LİSANSÜSTÜ EĞİTİM ENSTİTÜSÜ

Ocak 2023

ÖZET

Gıda fiyatları, tüketicuyu hızlı ve doğrudan etkilemesi nedeniyle enflasyon söz konusu olduğunda önde gelen ekonomik olgulardan biridir. Literatür incelendiğinde Dünyada ve Türkiye gıda fiyatlarında yaşanan artışları etkileyen ortak nedenlerin; tarımsal üretim faktörlerinde yaşanan değişimler, iklim koşulları, son dönemde Rusya-Ukrayna savaşı nedeniyle yaşanan lojistik problemler gibi bileşenleri olduğu görülmektedir. Türkiye açısından bakıldığında şehirleşme, göç, işgücü ve gelir dağılımı yapısının değişmesi gibi faktörler öne çıkmaktadır. Gıdanın tarladan ya da imalattan son tüketiciye ulaşma sürecinde yaşanan fiyat değişimleri konusunda kamuoyunda bilinen bir tartışma bulunmaktadır. Araştırmanın odak noktasına alınan bu hususta, tarım ürünleri fiyatları ile gıda fiyatları arasında bilimsel bir ilişkinin varlığı incelenmiş ayrıca döviz kurlarının fiyatlara olan etkisi üzerine çalışılmıştır. Kapsama alınan serilerden Gıda Fiyatları Endeksi, enflasyon hesaplamaları dahilinde Türkiye İstatistik Kurumu tarafından aylık olarak hesaplanan Tüketici Fiyat Endeksinin alt grup endekslerinden biridir. Çiftçinin üreterek piyasaya sunduğu mal ve hizmetlerin fiyatlarında yaşanan aylık değişimlerin resmi olarak ölçüldüğü Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi ile Dolar ve Euro kuru serileri de çalışmaya dahil edilmiştir. Analizlerde değişkenlere ait 2010 Ocak-2022 Ağustos dönemi verileri kullanılmıştır. Serilerin durağanlıkları incelenmiş ardından seriler arasında olası ilişkiler Engle-Granger, Johansen ve ARDL eşbütünleşme yöntemleri ile analiz edilmiştir. Sonuç olarak Tarım ürünleri üretici fiyatları, Gıda fiyatları ve Dolar kuru arasında istatistiksel olarak anlamlı eşbütünleşme ve hata düzeltme modelleri elde edilmiştir. Gıda fiyatlarının uzun dönemde çiftçinin piyasaya sunduğu mal hizmet fiyatlarından ve dolar kurundan etkilendiği, kur etkisinin daha önemli olduğu bulunmuştur.

Anahtar Kelimeler : Gıda fiyatları, enflasyon, ARDL yöntemi, zaman serileri, eşbütünleşme analizi
Sayfa Adedi : 79
Danışman : Dr. Öğr. Üyesi Murat SAĞIR

ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN AGRICULTURAL PRODUCTS
PRODUCER PRICE INDEX AND THE EXCHANGE RATE OF THE FOOD PRICE
INDEX: ARDL MODEL

(Master's Thesis)

İsmet DEMİRAĞ

ISKENDERUN TECHNICAL UNIVERSITY
INSTITUTE OF GRADUATE STUDIES

January 2023

ABSTRACT

Food prices are one of the leading economic phenomena when it comes to inflation, as they affect the consumer quickly and directly. When the literature is examined common reasons affecting the increases in food prices in the world and in Turkey; It is seen that there are components such as changes in agricultural production factors, climatic conditions, logistics problems experienced due to the Russia-Ukraine war in the recent period. From the perspective of Turkey, factors such as urbanization, migration, change in the structure of labor and income distribution come to the fore. There is a well-known debate in the public about the price changes in the process of reaching the end consumer from the field or manufacturing. In this issue, which was taken into the focus of the research, the existence of a scientific relationship between the prices of agricultural products and food prices was examined and the effect of exchange rates on prices was studied. The included Food Price Index is one of the sub-group indices of the Consumer Price Index calculated monthly by Turkish Statistical Institute within the scope of inflation calculations. The Agricultural Products Producer Price Index, in which the monthly changes in the prices of the goods and services produced by the farmer are officially measured, and the Dollar and Euro exchange rate series are also included in the study. In the analyses, the data of the variables for the period of 2010 January-2022 August were used. The stationarities of the series were examined, and then the possible relationships between the series were analyzed using Engle-Granger, Johansen and ARDL cointegration methods. As a result, statistically significant cointegration and error correction models were obtained between producer prices of Agricultural products, Food prices and Dollar exchange rates. It has been found that food prices are affected by the prices of goods and services offered by the farmer to the market and the dollar exchange rate in the long run, and the exchange rate effect is more important.

Key Words : Food prices, inflation, ARDL method, time series, cointegration analysis

Page Number : 79

Supervisor : Asst. Prof. Dr. Murat SAĞIR

TEŞEKKÜR

Lisans eğitimim ve sonrasında akademik çalışmalar için beni teşvik eden ve desteğini esirgemeyen değerli hocam Sayın Prof. Dr. Hüseyin TATLIDİL'e;

Yüksek Lisans eğitimine başlamam ve devam etmeme vesile olan TÜİK Denizli Bölge Müdürü Sayın Özer COŞKUN'a;

Yüksek Lisans eğitim sürecimde emeğini esirgmeden destek olan Danışman hocam Sayın Dr. Öğr. Üyesi Murat SAĞIR'a saygı ve şükranlarımı sunuyorum.

Ayrıca çalışmada kullandığım verilerin derlenmesi ve hazırlanması aşamalarında çalışan tüm Türkiye İstatistik Kurumu personeline; tez çalışmamın değerlendirilmesi ve yayımlanmasında emeği geçen kıymetli jüri üyelerine, İskenderun Teknik Üniversitesi personeline saygı ve şükranlarımı sunuyorum.

Bu zorlu süreçte gösterdikleri sabır ve anlayıştan dolayı kıymetli eşim Gülşen DEMİRAĞ'a, kızım Beren ve oğlum Kemal'e; bizim ve evlatlarımızın üzerinde büyük emeği olan kayınpederim Ömer GÖZÜKÜÇÜK ve kayınvalidem Tülay GÖZÜKÜÇÜK'e, her zaman yanımızda olan kardeşim İbrahim DEMİRAĞ ve Mustafa GÖZÜKÜÇÜK'e, Üniversite eğitimi alabilmemiz için ellerinden geleni fedakârca yapan kıymetli babam Kemal DEMİRAĞ ve annem Kübra DEMİRAĞ'a; sonsuz sevgi ve şükranlarımı sunuyorum.

Tez çalışmamda kullandığım verilerin üretilmesinde emeği geçen, 6 Şubat 2023 tarihinde yaşanan depremle kaybettiğimiz değerli mesai arkadaşlarım TÜİK Hatay Bölge Müdürlüğü personeli Sezer SÖNMEZ, Hüseyin SARIÇİÇEK, Osman YARICI ve Serkan İŞLEK'i saygı ve rahmetle anıyorum.

İÇİNDEKİLER

	Sayfa
ÖZET.....	iv
ABSTRACT.....	v
TEŞEKKÜR.....	vi
İÇİNDEKİLER.....	vii
ÇİZELGELERİN LİSTESİ.....	ix
ŞEKİLLERİN LİSTESİ.....	xii
SİMGELER VE KISALTMALAR.....	xiii
1. GİRİŞ.....	1
2. ENFLASYON KAVRAMI.....	7
2.1 Enflasyon Tanımı.....	7
2.2 Enflasyon Türleri.....	8
2.2.1 Talep enflasyonu.....	8
2.2.2 Maliyet enflasyonu.....	9
2.3 Enflasyonun Ölçülmesi.....	10
3. ENDEKS SAYILAR.....	12
3.1 Basit Endeksler.....	12
3.2 Bileşik Endeksler.....	13
3.2.1 Laspeyres endeksi.....	13
3.2.2 Paasche endeksi.....	14
3.2.3 Fisher endeksi.....	14
3.3 Sabit ve Zincir Temelli Endeksler.....	15
3.4 Temel Dönemin Değiştirilmesi.....	15
4. FİYAT ENDEKSLERİ.....	17
4.1 Tüketici Fiyat Endeksi.....	17
4.1.1 Tanım ve kapsamı.....	17

	Sayfa
4.1.2	Derleme, hesaplama ve yayımlanma uygulamaları.....18
4.2	Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi.....20
4.2.1	Tanım ve kapsamı.....20
4.2.2	Derleme, hesaplama ve yayımlanma uygulamaları.....21
5.	YÖNTEM.....23
5.1	Durağanlık.....23
5.1.1	Dickey-Fuller birim kök testi.....23
5.1.2	Genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testi.....23
5.1.3	Phillips-Perron birim kök testi.....24
5.1.4	Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS) birim kök testi.....24
5.2	Zaman Serisi Modelleri.....25
5.2.1	Otoregresyon modelleri: AR(p).....25
5.2.2	Hareketli ortalama modelleri: MA(p).....25
5.2.3	Otoregresif hareketli ortalama modelleri: ARMA(p,q).....26
5.3	Eşbütünleşme ve Hata Düzeltme Modelleri.....26
5.3.1	Engle-Granger yöntemi.....26
5.3.2	Johansen yöntemi.....27
5.3.3	Otoregresif dağıtılmış gecikme yöntemi: ARDL.....28
6.	BULGULAR.....29
6.1	Durağanlık.....29
6.2	Eşbütünleşme ve Hata Düzeltme Modelleri.....42
6.2.1	Engle-Granger yaklaşımı ve hata düzeltme modelleri.....43
6.2.2	Johansen yaklaşımı ve hata düzeltme modelleri.....49
6.2.3	Otoregresif dağıtılmış gecikme modeli: ARDL yaklaşımı.....62
7.	TARTIŞMA VE SONUÇ.....72
	KAYNAKÇA.....76

ÇİZELGELERİN LİSTESİ

Çizelge	Sayfa
Çizelge 6.1. TARIM-ÜFE serisi ADF test sonuçları.....	30
Çizelge 6.2. TARIM-ÜFE I(1) ADF test sonuçları	31
Çizelge 6.3. TÜFE serisi ADF test sonuçları.....	33
Çizelge 6.4. TÜFE serisi I(1) ADF test sonuçları.....	34
Çizelge 6.5. GFE serisi ADF test sonuçları	36
Çizelge 6.6. GFE serisi I(1) ADF test sonuçları	37
Çizelge 6.7. DOLAR serisi ADF test sonuçları.....	38
Çizelge 6.8. DOLAR serisi I(1) ADF test sonuçları	39
Çizelge 6.9. EURO serisi ADF test sonuçları.....	41
Çizelge 6.10. EURO serisi I(1) ADF test sonuçları.....	42
Çizelge 6.11. GFE ve TARIM-ÜFE model tahminleri.....	43
Çizelge 6.12. GFE ve TARIM-ÜFE model kalıntı test sonuçları.....	44
Çizelge 6.13. GFE ve TARIM-ÜFE ECM tahminleri	45
Çizelge 6.14. GFE ve TARIM-ÜFE model artıkları LM testi.....	45
Çizelge 6.15. GFE ve TARIM-ÜFE model artıkları değişen varyans testi	45
Çizelge 6.16. GFE ve TARIM-ÜFE model artıkları normallik testi	46
Çizelge 6.17. TÜFE ve GFE model tahminleri.....	46
Çizelge 6.18. TÜFE ve GFE model kalıntıları test sonuçları	47
Çizelge 6.19. TÜFE ve GFE ECM tahminleri.....	48
Çizelge 6.20. TÜFE ve GFE model artıkları LM testi.....	48
Çizelge 6.21. TÜFE ve GFE model artıkları değişen varyans testi	48
Çizelge 6.22. TÜFE ve GFE model artıkları normallik testi	49
Çizelge 6.23. GFE ve TARIM-ÜFE modeli uygun gecikmenin belirlenmesi.....	49
Çizelge 6.24. GFE ve TARIM-ÜFE serileri uygun eşbütünleşme modeli seçimi.....	50

Çizelge	Sayfa
Çizelge 6.25. GFE ve TARIM-ÜFE eşbütünleşme testi sonuçları	50
Çizelge 6.26. GFE, TARIM-ÜFE serileri eşbütünleşme tahminleri.....	50
Çizelge 6.27. GFE ve TARIM-ÜFE VECM model tahminleri	51
Çizelge 6.28. GFE ve TARIM-ÜFE VECM artıkları LM testi	52
Çizelge 6.29. GFE ve TARIM-ÜFE VECM artıkları değişen varyans testi.....	52
Çizelge 6.30. GFE ve TARIM-ÜFE VECM artıkları normallik testi.....	53
Çizelge 6.31. GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR modeli uygun gecikmenin belirlenmesi.....	53
Çizelge 6.32. GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR serileri uygun eşbütünleşme modeli seçim.....	54
Çizelge 6.33. GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR modeli Eşbütünleşme testi sonuçları	54
Çizelge 6.34. GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR ve EURO serileri eşbütünleşme denklemi tahminleri.....	55
Çizelge 6.35. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR VECM model tahminleri	57
Çizelge 6.36. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR VECM artıkları LM testi.....	57
Çizelge 6.37. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR VECM artıkları değişen varyans testi.....	58
Çizelge 6.38. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR VECM artıkları normallik testi	58
Çizelge 6.39. TÜFE ve GFE modeli uygun gecikmenin belirlenmesi	59
Çizelge 6.40. TÜFE ve GFE serileri uygun eşbütünleşme modeli seçimi.....	59
Çizelge 6.41. TÜFE ve GFE serileri eşbütünleşme testi sonuçları	59
Çizelge 6.42. TÜFE ve GFE serileri eşbütünleşme denklemi tahminleri.....	60
Çizelge 6.43. TÜFE ve GFE VECM model tahminleri	61
Çizelge 6.44. TÜFE ve GFE VECM artıkları LM testi	61
Çizelge 6.45. TÜFE ve GFE VECM artıkları değişen varyans testi	62
Çizelge 6.46. TÜFE ve GFE VECM artıkları normallik testi.....	62
Çizelge 6.47. GFE ve TARIM-ÜFE ARDL(1,3) model tahminleri	63
Çizelge 6.48. GFE ve TARIM-ÜFE ARDL(1,3) modeli F sınır testi sonuçları.....	63

Çizelge	Sayfa
Çizelge 6.49. GFE ve TARIM-ÜFE ARDL(1,3) modeli tanısal test sonuçları.....	63
Çizelge 6.50. GFE ve TARIM-ÜFE ARDL(1,3) modeli uzun dönem tahminleri	64
Çizelge 6.51. GFE ve TARIM-ÜFE ARDL(1,3) modeli kısa dönem tahminleri.....	64
Çizelge 6.52. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR için ARDL(1,2,0) modeli tahminleri .	66
Çizelge 6.53. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR ARDL(1,2,0) modeli F sınır testi sonuçları	66
Çizelge 6.54. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR ARDL(1,2,0) modeli tanısal test sonuçları.....	66
Çizelge 6.55. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR ARDL(1,2,0) modeli uzun dönem tahminleri.....	67
Çizelge 6.56. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR ARDL(1,2,0) modeli kısa dönem tahminleri.....	67
Çizelge 6.57. TÜFE ve GFE ARDL(2,3) modeli uzun dönem tahminleri	69
Çizelge 6.58. TÜFE ve GFE ARDL(2,3) modeli F sınır testi sonuçları.....	69
Çizelge 6.59. TÜFE ve GFE ARDL(2,3) modeli tanımsal test sonuçları.....	69
Çizelge 6.60. TÜFE ve GFE ARDL(2,3) Modeli uzun dönem tahminleri.....	70
Çizelge 6.61. TÜFE ve GFE ARDL(2,3) modeli kısa dönem tahminleri.....	70

ŞEKİLLERİN LİSTESİ

Şekil	Sayfa
Şekil 6.1. Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi grafiği	29
Şekil 6.2. TARIM-ÜFE serisi otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri	30
Şekil 6.3. Birinci fark TARIM-ÜFE serisi otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri.....	31
Şekil 6.4. Tüketici Fiyatları Endeksi grafiği.....	32
Şekil 6.5. TÜFE serisi otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri	32
Şekil 6.6. Birinci fark TÜFE serisi otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri.....	33
Şekil 6.7. Gıda Fiyatları Endeksi grafiği	35
Şekil 6.8. GFE serisi otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri	35
Şekil 6.9. Birinci fark GFE otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri	36
Şekil 6.10. Dolar alış kuru grafiği.....	37
Şekil 6.11. Dolar kuru otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri	38
Şekil 6.12. Dolar kuru birinci fark otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri.....	39
Şekil 6.13. Euro alış kuru grafiği	40
Şekil 6.14. Euro kuru için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri	40
Şekil 6.15. Euro kurunun birinci farkı için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri.....	41
Şekil 6.16. Çalışmada kullanılan serilere ait grafikler	43
Şekil 6.17. GFE ve TARIM-ÜFE ARDL(1,3) Modeli CUSUM ve CUSUM-SQ grafikleri.....	65
Şekil 6.18. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR ARDL(1,2,0) modeli CUSUM ve CUSUM-SQ grafikleri.....	68
Şekil 6.19. TÜFE ve GFE ARDL(2,3) Modeli CUSUM ve CUSUM-SQ grafikleri ..	71

SİMGELER VE KISALTMALAR

Simgeler

Simgeler	Açıklamalar
σ^2	Varyans
μ	Ortalama
γ	Otokovaryans
ε_t	Hata terimi
Δ	İleri doğru fark alma
λ	Hata düzeltme terimi

Kısaltmalar

Kısaltmalar	Açıklamalar
ABTS	Amaca Göre Bireysel Tüketim Sınıflaması
ADF	Augmented Dickey-Fuller
ARDL	Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Modeli
CPA 2008	Faaliyete Göre Ürünlerin İstatistiki Sınıflaması
ÇEF	Çiftçinin Eline Geçen Fiyatlar
ÇÖF	Çiftçinin Ödediği Fiyatlar
DİE	Devlet İstatistik Enstitüsü
FAO	Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü
GFE	Gıda Tüketici Fiyat Endeksi
NACE Rev.2	Ekonomik Faaliyetlerin İstatistiki Sınıflaması
NARDL	Doğrusal Olmayan Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Modeli
ÜFE	Üretici Fiyat Endeksi

Kısaltmalar**Açıklamalar****TARIM-ÜFE**

Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi

TÜFE

Tüketici Fiyat Endeksi

VAR

Vektör Oto Regresyon Modeli

Yİ-ÜFE

Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi



1. GİRİŞ

Gıdaya erişmek geçmişte olduğu gibi bugün de insan hayatının devamı için vazgeçilmez bir unsurdur. Gıda aynı zamanda kıt olması sebebiyle iktisadi olarak yönetilmesi gereken bir kaynaktır. Bu kaynağın üretimi ve tüketimi arasında yaşanan dengesizlikler, doğurduğu sonuçlar iktisat biliminin ilgi alanına girerek birçok araştırmamanın konusu olmaktadır. Dünyada gıda arzı tarıma elverişli arazilerin azalması, girdi maliyetlerinin artması, küresel ısınmaya bağlı değişen iklim koşulları, yağış rejimi dengesi, savaş ve doğal afet gibi risklerle karşı karşıyadır. Gıda talebi ise özellikle son yüzyılda artan dünya nüfusu ile büyük bir yükseliş göstermiştir. Bu değişkenlerin gıda arz ve talebinde ekonomik açıdan dengenin bozulmasına yol açtığı, sonuçların gıda fiyatlarına olumsuz yansıdığı araştırmalar dâhilinde bilinmektedir. Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü (FAO) uluslararası piyasaları temsil edecek biçimde et, süt ürünleri, hububat, bitkisel yağ ve şeker fiyatlarını ağırlıklı olarak kapsayan bir gıda fiyatları endeksi yayımlamaktadır. Bu endeks göre dünyada 2004 yılında 65,4 olan değer; 2010 yılında 106,7'ye yükselmiştir. 2015-2020 yılları arası ortalama 95,3 olan endeks değeri; 2020 yılından itibaren yeniden yükselme eğilimine girerek, 2021 yılı Eylül ayı itibarıyla 121,8'e ulaşmıştır (FAO, 2022).

Türkiye Cumhuriyeti, kuruluş döneminde sermaye birikiminin yetersiz, nitelikli iş gücünün kısıtlı olması gibi sebeplerle uzun yıllar ağırlıklı olarak bir tarım ülkesi kimliği taşımıştır. Bu durum 1970'li yıllardan itibaren hızla artan ve büyükşehirlere göç eden nüfus, sanayi ve turizm hamleleri, değişen iş gücü yapısı, üretim tercihleri, tarım politikaları ve küreselleşme gibi nedenlerle değişmiş, sanayi ve hizmet sektöründe üretimi ön plana çıkararak istihdamı arttırmıştır. Tarım sektöründe istihdam rakamları incelendiğinde yıllar içerisinde belirgin biçimde gerileme görülmektedir. 2021 yılı ikinci çeyrek iş gücü verileri hizmet sektöründe istihdam edilenlerin oranı %54,8; sanayi sektöründe %21,5; inşaat sektöründe %5,9; tarım sektöründe ise %17,8 olarak gerçekleşmiştir (TÜİK, 2021). Geçmişte tarım sektöründe istihdam edilenlerin oranı incelendiğinde 2000 yılında bu oranın %36,3; 2010 yılında ise %23,7 olduğu görülmektedir (FAO, 2021).

Türkiye'de gıda arzı konusunda, dünya ile paralel sorunlara ek olarak yerel sorunlarla da karşılaşmaktadır. Geçmişe kıyasla azalan tarıma elverişli alanlar, bilinçsiz sulama nedeniyle yetersiz kalan su kaynakları, girdi fiyatlarına etki eden yüksek döviz kuru, kırsaldan kente göç hareketleri gibi etkenler yerelde arz yönünde yaşanan olumsuzluklar olarak öne çıkmaktadır. Rakamlar bahsedilen hususları destekler niteliktedir. Türkiye'de tarıma elverişli arazilerin ölçüsü 1980 yılında tahmini 25 354 000 hektar iken bu rakam 2019

yılında 19 580 000 hektara gerilemiştir (FAO, 2021). Demografik olarak günümüzde nüfusun %77,9'u büyükşehirlerde, %30,5'i ise üç büyükşehir olan İstanbul, Ankara ve İzmir'de yaşamaktadır (TÜİK, 2020). Türkiye'de yaşanan bu ve benzeri yapısal değişimler küresel nedenlerin yanı sıra yerel olarak da gıda arzı üzerindeki etkenler olarak ele alınabilir.

Türkiye için gıda talebine etki eden önemli değişkenlerden biri nüfustur. TÜİK verilerine göre 1980 yılında yaklaşık 45 milyon olan ülke nüfusu 2020 yılında 83 milyon seviyesine ulaşmıştır (TÜİK, 2021). Bir diğer faktör hanhalklarının gelir düzeyinde yaşanan artışlardır. Gelir artışı, tüketim teorisine göre normal malların talebinde artışa yol açmaktadır. Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK)'nin yıllık olarak uyguladığı Gelir ve Yaşam Koşulları Anketinden elde edilen sonuçlara göre Türkiye'de 2006 yılında %12,8 olan yoksulluk oranı, 2019 yılında %8,9'a gerilemiştir (TÜİK, 2021). Ayrıca şehirleşme oranının artması da gıda talebini arttıran faktörler arasında sayılabilir. 1980 yılında %43,9 olan kent nüfusu oranı 2012¹ yılında 77,2'ye ulaşmıştır (TÜİK, 2020).

Bu bölüme kadar gıda fiyatlarının neden yükseldiği sorusuna gıda arz ve talebi arasında oluşan dengesizlik noktasında yaklaşılmış, bu dengesizliğe hangi etkenlerin sebep olduğuna dair bir çerçeve oluşturulmaya gayret edilmiştir. Bahsedilen etkenlerin doğurduğu önemli sonuçlardan biri de gıda enflasyonudur. Enflasyon oldukça geniş kapsamlı ve çok boyutlu bir ekonomik olgudur. Bu kavramın önemli bir boyutunu oluşturan gıda fiyatları ise ülkede yaşayanların tamamını doğrudan ilgilendirmekte, olumlu ya da olumsuz gelişmeler enflasyon rakamlarını etkilemektedir. Gıda fiyatlarının hanhalkları açısından önemini enflasyon hesaplaması içerisindeki ağırlığı yansıtmaktadır. TÜİK'in Hanhalkı Bütçe Anketleri ile çıkardığı harcama kalıplarından alınan sonuçlara göre; 2021 yılı enflasyon rakamı hesaplamalarında gıda ve alkolsüz içecekler grubunun hesaplamalardaki ağırlığı %25,9 olarak belirlemiştir (TÜİK, 2021). Bir diğer sonuç olarak Tarım Ürünleri Üretici Fiyatları Endeksi (TARIM-ÜFE)'nin artması gösterilebilir. Çiftçilerin piyasaya yaptığı ilk elden satış fiyatlarını temsil eden endeksin bilimsel çalışmalar da gıda arz ve talebi dengesizliklerine sebep olarak sayılan girdi fiyatları, döviz kuru gibi faktörlerle ilişkilendirildiği görülmektedir. Bu noktadan hareketle tez çalışması kapsamında; tüketicinin yüksek gıda fiyatlarıyla karşılaşmasının arka planında tarım ürünleri üretici fiyatlarının yükselmesi mi vardır? Enflasyon ve gıda fiyatları arasında nasıl ve hangi boyutta bir ilişki

¹ 2014 yılında yeni büyükşehir belediyelerinin kurulması ile idari yapıda belde ve köylerin mahalle yapılması nedeniyle güncel oranlarla geçmiş kıyaslanmamıştır. 2020 yılında şehirleşme oranı %93'tür.

olabilir? Döviz kurunun bunda etkisi ve ilişkisi var mıdır? Sorularına cevap aranması hedeflenmiştir.

Yapılan literatür araştırmasında Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE) ile Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) arasındaki ilişkileri araştıran oldukça fazla ulusal ve uluslararası çalışma ile karşılaşmıştır. Bu çalışma ile farklı olarak TARIM-ÜFE ve bir detay endeks olan Gıda Fiyatları Endeksi (GFE) kullanılacaktır. Ayrıca Döviz kuru ile değişkenler arasındaki ilişkilerde araştırılacaktır. Literatürde konuyla ilgili çalışmaların bir kısmı özetlenmiştir.

Tekin (2019) tarafından Tüketici fiyat endeksi ile perakende satış hacim, sanayi üretim ve yurt içi üretici fiyat endeksleri arasındaki olası ilişkiler, 2010-2018 dönemi verileri ile zaman serileri analiz tekniklerinden Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme, vektör oto regresyon modeli ve nedensellik analizleri kullanılarak incelenmiştir. Kurulan modele göre uzun dönemde TÜFE'ye diğer endekslerin anlamlı etkisi olduğu bulunmuştur. Yurt içi üretici fiyat endeksinde yaşanacak bir birimlik artışın TÜFE'de 0,42; perakende satış hacim endeksinde yaşanacak bir birimlik artışın TÜFE'de 0,18 artışa; sanayi üretim endeksinde bir birimlik artışın ise TÜFE'de 0,40 birimlik azalışa neden olduğu sonuçuna ulaşılmıştır. VAR analizi sonucu serilerde yaşanabilecek şokların TÜFE'de bir tepkiye neden olmadığı, Granger nedensellik analizi sonucu ise kısa dönemde bir nedensellik bulunmazken, uzun dönemde TÜFE serisinde nedensellik olduğu bulunmuştur.

Saraç ve Karagöz (2010), TÜFE ile ÜFE arasındaki ilişkiyi ARDL sınır testi, eşbütünleşme ve yapısal kırılma analizleri dahilinde 1994-2009 dönemi verileri ile incelemiştir. Sonuç olarak kısa ve uzun dönemde ÜFE'den TÜFE'ye doğru nedensellik olduğu bulunmuştur

Koçak (2021), çalışmasında TÜFE, Yİ-ÜFE ve TARIM-ÜFE serileri aralarındaki ilişkilerin tespit edilmesi amacıyla durağanlık testleri ile standart, yapısal kırılmalı Johansen ve yapısal kırılmalı Lutkepöl eşbütünleşme analizleri uygulamıştır. Analizler sonucu endeksler arasında kısa ve uzun dönemde ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Genellediğinde bu çalışma ile üretici ve tüketici fiyat endeksleri arasında iki yönlü, kısa ve uzun dönemli anlamlı ilişkiler bulunmuştur.

Abdioğlu ve Korkmaz (2012), TÜFE ve ÜFE 'nin alt sektörler bazında geçişkenlik ilişkilerini 2003-2012 dönemi verileri ile incelemiştir. Johansen, Johansen-Juselius ve Engle-Granger eşbütünleşme analizleri ile nedensellik testleri uygulanmıştır. Sonuç olarak TÜFE ile ÜFE arasında uzun dönemde ilişki olmadığı, giyim, sağlık, eğitim, haberleşme ve kültür alt başlıklarında ise ilişki olduğu bulunmuştur. Kurulan nedensellik ve hata düzeltme

modellerinde TÜFE ile ÜFE arasında çift yönlü; alt endekslerde ise sadece sağlıkta nedensellik olduğu tespit edilmiştir.

Erdem ve Yamak (2014), ÜFE ile TÜFE arasındaki geçişkenliğin zamana bağlı değişimini araştırmıştır. 1987-2012 dönemi verileri kullanılarak Kalman filtre analizi uygulanmış, 1987, 1994, 2003 dönemi için bulunan sonuçlar karşılaştırılmıştır. ÜFE'den TÜFE'ye geçişkenliğin 2002 sonrası azaldığı TÜFE'den ÜFE'ye ise bu dönem için büyük bir geçişkenliğin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Kofoğlu, Küçükkale ve Yamak (2018), çalışmaları ile Türkiye İstatistik Kurumu tarafından özel olarak hesaplanan Tüketici Fiyat Endeksleriyle (A, B, C, D) faiz oranları ve döviz kurları arasında kısa ve uzun dönemde oluşabilecek ilişkileri araştırmıştır. 2003-2016 yıllarına ait verilerin kullanıldığı çalışmada Johansen-Juselius eşbütünleşme analizi, Vektör Hata Düzeltme ve VAR modeli ardından nedensellik incelemesi yapılmıştır. Sonuç olarak dolardan faize doğru bir nedensellik bulunurken, dolar kuru ile çekirdek enflasyon tipleri ile bir nedensellik ilişkisi bulunmamıştır. Euro ile olan ilişkiler incelendiğinde ise Euro'dan çekirdek enflasyon türlerine nedensellik bulunmuştur.

Kılıcı (2019), 2003-2018 dönemi verilerini kullanarak reel efektif döviz kuru ve TÜFE arasındaki kısa ve uzun dönemli olası ilişkileri, Fourier-Shin eşbütünleşme ve Fourier-Granger nedensellik testleriyle araştırmıştır. Sonuç olarak reel efektif döviz kuru ile TÜFE arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmuştur. Ayrıca reel efektif kur değişkeninden TÜFE'ye doğru tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir

Terzi ve Tütüncü (2017), 2010-2016 yılları arası aylık TÜFE ve ÜFE verilerini kullanarak iki seri arasındaki ilişkilerin ortaya konulmasını amaçlamıştır. Birim kök testleri uygulanan verilere ARDL analizi uygulanmış ve sonuç olarak ÜFE'den TÜFE'ye ve TÜFE'den ÜFE'ye istatistiksel olarak anlamı uzun dönemli nedensellik bulunmuştur. Kısa dönemli ilişkiler Wald testi ile araştırılmış ve aynı biçimde çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir.

Ulusoy ve Şahingöz (2020), çalışmalarında Gıda Fiyatları Endeksi'nin TÜFE ile olan ilişkisini araştırmıştır. 2006-2018 dönemine ait verilerin durağanlık ve mevsimsellik incelemeleri yapılmış, sınır testi ile Toda-Yamamoto testi ile analizler yapılmıştır. Sonuç olarak Gıda Fiyatları Endeksi ile TÜFE arasında uzun dönemli ilişki bulunmuştur. Gıda fiyatlarında yaşanan artışların neredeyse aynı oranda TÜFE'yi arttırdığı tespit edilmiştir. Nedensellik sonuçlarına göre gıda fiyatlarından TÜFE'ye doğru tek yönlü ilişki bulunmuştur.

Eştürk ve Albayrak (2018), çalışmaları ile gıda fiyatları, döviz kuru, petrol fiyatları ve TARIM-ÜFE'nin TÜFE, üzerine etkilerini 2003-2017 dönemi verileri yardımıyla incelemiştir. Uzun dönemli ilişkilerin tespiti için ARDL sınır testi yaklaşımı uygulanmıştır. Sonuç olarak TÜFE ile Gıda Fiyatları Endeksi ve petrol fiyatları arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişki bulunurken TARIM-ÜFE ve döviz kuru arasında bir ilişki tespit edilememiştir. Gıda fiyatlarında yaşanacak %1'lik artış sırasıyla enflasyona %0,79; petrolde yaşanacak %1'lik artışınsa %0,07'lik bir enflasyon artışına neden olduğu bulunmuştur. Ayrıca GIDA-TÜFE, TARIM-ÜFE ve petrol fiyatlarından enflasyona doğru nedensellik tespit edilirken döviz kurundan enflasyona doğru nedensellik tespit edilmemiştir

Tay Bayramoğlu ve Koç Yurtkur (2015), çalışmaları ile 1999-2014 dönemi verilerini kullanarak TARIM-ÜFE ve ulusal gıda sanayi fiyatları ile petrol fiyatları, dolar kuru, Euro kuru, uluslararası gıda fiyatı endeksi değişkenleri arasındaki ilişkileri VAR analizi ile incelemiştir. Sonuç olarak gıda sanayi ürünleri fiyatlarının kısa vadede dolar ve euro ile ilişkili olduğu, uzun vadede ise petrol, TARIM-ÜFE ve uluslararası gıda fiyat endeksinden etkilendiği görülmüştür. TARIM-ÜFE'nin ise kısa vadede gıda sanayi fiyat endeksi ve petrol fiyatı; uzun vadede uluslararası gıda fiyatı, dolar ve euro kuru ile ilişkili olduğu bulunmuştur.

Ghazali, Muhammad ve Ooi (2008), Malezya'nın 1986-2007 yılları arası TÜFE ve ÜFE verilerini kullanarak seriler arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Johansen eşbütünleşme analizi ve modifiyeli Wald testi sonucuna göre iki seri arasında uzun dönemde ilişki bulunmuştur. Granger ve Yamamoto nedensellik testlerine göre ise ÜFE'den TÜFE'ye tek yönlü ilişki tespit edilmiştir.

Pappas ve Papadas (2015), Yunanistan'a ait Tarımsal girdi, tüketici fiyat ve perakende gıda fiyat endeksi verileri arasındaki ilişkileri, Johansen eşbütünleşme ve hata düzeltme modeli analizleri ile incelemiştir. Analizler sonucunda değişkenler arasında uzun dönemde pozitif denge ilişkisi bulunmuştur. Hata düzeltme modeline göre ise kısa dönemde gıda fiyat endeksi girdi ve çıktı fiyat endeksleriyle birlikte hareket etmektedir.

Hye, Imran ve Anwar (2009), Bangladeş'te 1971-2007 dönemine ait verilerle Gıda Fiyatları Endeksi ve para arzı serileri arasındaki nedenselliği ARDL yöntemi ile araştırmıştır. Sonuç olarak para arzından gıda fiyatlarına tek yönlü nedensellik bulunmuştur.

Jena (2016), çalışmasında Hindistan için 2001-2012 yılları tarım, metal ve enerji malları için alt endeks serilerini kullanmış, ayrıca döviz kuru, faiz oranı ve sanayi üretim endeksi gibi makro ekonomik değişkenlerde kapsama dahil edilmiştir. Analizler öncesi farklı temel yıllık

değişkenler aynı temel yıla getirilerek düzeltilmiştir. Endeksler arasındaki ilişkiler kolaylıkla eşbütünleşme tespiti yapabilen, birim kök yaklaşımı gerektirmeyen, uzun ve kısa dönem parametrelerini aynı anda tahmin edebilen ARDL yöntemi kullanılarak incelenmiştir. Sonuç olarak uzun dönemde tarımsal fiyat endeksiyle makroekonomik değişkenler ve enerji fiyat endeksi ile makroekonomik değişkenler arasında eşbütünleşme olduğu bulunmuştur. Metal fiyat endeksi ile diğer değişkenler arasında eşbütünleşme bulunamamıştır. Ayrıca tarımsal fiyat endeksi üzerinde sanayi üretim endeksi ve döviz kurunun pozitif ve anlamlı bir etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Kaabia ve M.Gil (2000), İspanya için 1978-1995 dönemi verilerini kullanarak bazı makroekonomik ve tarım sektörü değişkenleri arasındaki ilişkileri araştırmıştır. Makroekonomik değişkenler olarak reel efektif döviz kuru, reel para arzı, faiz oranı enflasyon, reel GSYİH; tarım sektörü değişkenleri olarak ise reel tarım girdi fiyatları, reel tarım çıktı fiyatları ve reel tarımsal ihracat kullanılmıştır. Johansen çok değişkenli eşbütünleşme, VAR ve hata düzeltme modeli analizi sonuçlarına göre uzun dönemde gelirin tarımsal fiyatlara etkisinin olmadığı bulunmuştur. Kısa dönem dinamikleri yapısal vektör hata düzeltme modeliyle incelenmiştir. Genel olarak tarımsal değişkenlerin anlamlı biçimde makroekonomik değişkenleri etkilemediği tespit edilmiştir. Çok kısa vadede çiftçiler gelir ve genel fiyat artışlarından faydalanırken daha uzun vadede tarımsal ticaret koşullarının kötüleştiği bulunmuştur.

Gökçe (2021), Ocak 2010-Aralık 2019 dönemi verilerini kullanarak Türkiye’de petrol fiyatı ve döviz kurunun gıda fiyatları üzerine etkilerini Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Sınır Testi (NARDL) yöntemi ile incelemiştir. Bu yöntemin ARDL yönteminden farklı olarak asimetric etkileri ortaya koyabildiği vurgulanmıştır. Sonuç olarak petrol ve döviz kurunda yaşanan şokların gıda fiyatları ile uzun dönemde asimetric olarak ilişkili olduğu bulunmuştur. Ayrıca eşbütünleşme testi sonucu gıda fiyatları ile petrol ve döviz kuru değişkenleri arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir.

Aytekin ve Hatırlı (2021), çalışmalarıyla işlenmemiş gıda enflasyonuna etki eden parametrelerin kurulan model ile tahmin edilmesini hedeflemiştir. Gıda imalatı ithalat birim değer, tarımsal girdi ve tarım ürünleri üretici fiyatları değişkenlerine ait 2016 Ocak-2020 Ekim aralığı verileri kullanılmıştır. VAR ve ARDL yöntemleri kullanılarak alınan sonuçlara göre tüm değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu, işlenmemiş gıda fiyatları üzerinde ithalat birim değişkenin %2,15 tarımsal girdi endeksinin %2,04 ve TARIM-ÜFE’nin %1,04 etkisi olduğu bulunmuştur.

2. ENFLASYON KAVRAMI

Enflasyon terimi yakın geçmişe kadar fiyatların artışı anlamında kullanılmamaktaydı. Aksine artan fiyatlar ekonomistler tarafından enflasyonun sonuçlarından biri olarak değerlendirilmekteydi. 19. yy'da enflasyon, para arzının büyümesi ve yapay ekonomik genişlemeyi ifade etmekteydi. Bu önemli kavram bir şeyin şişmesine atıfta bulunmakta ve bir şeye bağlanarak kullanılmaktaydı. Daha sonra ölçümün kendisi yani fiyatlardaki artış enflasyon olarak tanımlandı. 1960'lı yıllardan itibaren Enflasyon, bugün kullanılan anlamda "fiyatlar genel seviyesindeki sürekli artış" olarak kabul görmeye başladı. Teoride terimin hangi manada kullanıldığı ülkede izlenen ekonomi politikası ve söylemleriyle ilişkilendirilmektedir. Eğer enflasyon, fiyatlar genel seviyesinde yaşanan artış olarak tanımlanırsa spekülasyon veya paranın dolaşım hızı gibi faktörlerin enflasyona neden olduğu söylenebilirken; para arzındaki artış olarak tanımlanırsa ise genişlemeci para politikaları ile yükselen fiyatlar arasında bir bağlantıdan kavramsal olarak söz edilebilir. Özetle enflasyonun nasıl tanımlandığı, yükselen fiyatların piyasalar ya da para politikası kaynaklı olmasıyla ilişkilidir (Douma, 2022).

2.1 Enflasyon Tanımı

Enflasyon en kısa haliyle belirli bir dönem boyunca fiyatlar genelinde yaşanan artış oranı olarak tanımlanabilir. Bu kavram, fiyatlar genel seviyesinde yaşanan artışların ölçüsü olabileceği gibi dar kapsamda, belirli mal ya da hizmet fiyatlarında yaşanan değişimin ölçüsü olarak kullanılabilir. Hangi kapsamdan bakıldığından bağımsız olarak enflasyon, ilgilenilen mal veya hizmet sepetinin belirli bir süre sonunda ne kadar pahalandığını ifade etmektedir (Öner, 2010). Uluslararası Para Fonu (2006) enflasyonu, "*genellikle tüketici fiyat endeksi ile ölçülen, genel fiyatlar seviyesinde yaşanan sürekli artış*" olarak tanımlamaktadır. Ekonomik Kalkınma ve İş Birliği Örgütüne (2021) göre enflasyon, "*tüketici fiyat endeksi ile ölçülen enflasyon, hanehalkları tarafından satın alınan mal ve hizmetlerden oluşan bir sepetin fiyatlarında yaşanan değişim, yaşam standartlarında erozyonun ölçüsü*" olarak tanımlanmaktadır. Avrupa Merkez Bankası ise yalnızca bazı mal ve hizmetlerde değil kapsayıcı bir biçimde gerçekleşen fiyat artışlarında enflasyondan söz etmenin mümkün olduğunu, paranın zaman içerisinde değerinin enflasyonla düştüğünü söylemektedir (ECB, 2022). Ülkelerin farklı zaman, ekonomik koşul ve coğrafyalarda yaşadığı enflasyon sorunu için iktisatçıların çözüm arayışları, kavrama ilişkin sınıflama ve literatürü geliştirmiştir.

2.2 Enflasyon Türleri

Literatürde enflasyonun iki temel nedenden dolayı ortaya çıktığı savunulmaktadır. Bunlardan birincisi miktar teorisi ile açıklanmaya çalışılan parasal nedenlerdir. Piyasadaki para miktarında yapılacak suni artışların fiyatlara yansıtacağı görüşüne dayanmaktadır. Bu görüşe göre kamu harcamalarını ve ücretleri karşılamak için karşılıksız para basımı sonucu piyasadaki mal ve hizmet miktarından fazla dolaşımda para olması enflasyona yol açacaktır. Gelir harcama teorisine dayanan görüşler ise para miktarından çok harcanabilir parasal gelirin önemine vurgu yapmaktadırlar. Sonuç olarak toplam talebin toplam arzı geçmesi enflasyonu ortaya çıkarmaktadır. Enflasyonun yapısal nedenlerden kaynaklandığını ileri süren görüşe göre ise arz esnekliğinin düşük olduğu, talebin değişmediği durumlarda arz ve üretimle enflasyonu ilişkilendirmektedir. Döviz kısıtlılığı nedeniyle üretimde kullanılacak girdilerin elde edilememesi yapısal nedenlerden kaynaklı enflasyonu etkileyen faktörlere örnek olarak verilebilir (Parasız, 1991:9-10).

Enflasyonla ilgili çalışmalarda farklı sınıflamalar yapıldığı görülmektedir. **Fiyat artış oranlarına göre** aylık %2-3 civarında bir enflasyon söz konusu ise sürünen, biraz daha yüksek oran ılımlı, bunun üzerinde bir oran yüksek, %50 üzeri oran ise hiperenflasyon olarak adlandırılmaktadır. Bahsedilen oranlar için kesin bir sınır değeri yoktur. **Piyasa mekanizmasına göre** açık enflasyon piyasa mekanizmasının çalıştığı ve fiyatların piyasa tarafından belirlendiği, talebin fiyatlara artış olarak yansıdığı hallerde görülürken; baskılanmış enflasyon, fiyatların hükümet tarafından kontrol edildiği, talebin baskılandığı durumlarda söz konusudur. **Beklentilere göre** beklenen ya da beklenmeyen enflasyon klasik teoriden ayrılır ve enflasyonun sonuçlarıyla ilgilenir. **Nedenlerine göre** ise talep ya da maliyet enflasyonu olmak üzere farklı sınıflamalar yapılmaktadır (Frisch, 1983:11). Literatür talep ve maliyet kökenli iki tür enflasyon üzerine odaklanmaktadır.

2.2.1 Talep enflasyonu

Talep enflasyonu, mevcut piyasa koşullarında toplam talebin toplam arzdan daha hızlı arttığı durumda ortaya çıkmaktadır. Ekonomi tam istihdamda ya da buna yakınsa talep enflasyonu meydana gelme eğilimindedir. Tam kapasite bir ekonomide mal ve hizmet üretimini kolayca arttırmak mümkün değildir. Bununla birlikte insanların işi ve parası olduğundan mal ve hizmetlere tüketici talebi de yüksektir. Aynı zamanda firmalar bu durumu karı arttırmak için bir fırsat olarak gördüklerinden makine ve bina yatırımı yaparlar. Hanelerin ve firmaların yarattığı bu harcama baskısı üretim kapasitesiyle birleştiğinde talep enflasyonundan söz edilebilir (Welch ve Welch, 2009:117).

Bu tip enflasyona tüketimde patlama, ekonomi tam istihdamda ya da yakinken ihracatın artması da neden olabilir. Daha açık bir ifade ile ihracat artışı ithalatı arttırarak dengelenmezse ülkede gelirin harcanabileceği mal ve hizmetten daha fazla gelir olacak, bu durum talep enflasyonuna yol açacaktır. Ayrıca kamu kesimi, özel sektör harcamalarının düşük, işsizliğin yüksek olduğu durumlarda piyasaları desteklemek adına harcamalarını arttırabilir. Ancak kamu harcamalarında da vergi yoluyla dengelenmeden yapılan artışlar ileride talep enflasyonuna sebep olabilir (Grant ve Vidler, 2000:307).

Talep enflasyonu, genelde ülkelerin para arzında yaptıkları artışlarla ilişkilendirilerek “Az malın peşindeki çok para” olarak da tanımlanmaktadır (National Council on Economic Education, 1995:33).

2.2.2 Maliyet enflasyonu

Piyasaya mal ve hizmetleri arz edenlerin iş yapma maliyetlerinde yaşanacak artışlar, kısmen ya da tamamen tüketiciye yansıtılırsa fiyatlarda yukarı yönlü bir baskı oluşacak, bu durum süreklilik arz ettiğinde maliyet enflasyonuna sebep olacaktır. Bahsedilen maliyetlerin kaynağı hammadde, akaryakıt, enerji, faiz, işgücü maliyetleri gibi faktörler olabilir (Welch ve Welch, 2009:117). Başka bir ifade ile üretim faktörlerinin fiyatlarının artması maliyetlerin artmasına yol açtığına maliyet enflasyonu ile karşılaşılır. Genelde mal ve hizmetleri arz edenler toplam talep değişirse bile maliyetlerde yaşadıkları artışları fiyatlara yansıtma eğilimindedir. Arz şokları, tarımda kuraklık gibi nedenlerle verim kaybı ya da petrol fiyatlarının yükselmesi, gerekli tedbirler alınmazsa ekonomiyi maliyet enflasyonuna sürükleyebilir (National Council on Economic Education, 1995:33).

Eğer bir ekonomide aşırı ısınma sonucu talep enflasyonu söz konusuysa uygun para ve maliye politikaları uygulanarak ekonominin soğuması sağlanabilir. Bu tip enflasyon makroekonomik politikalarla yönetilebilir. Ancak maliyet enflasyonuna, ekonomi politikalarının dışında petrol krizleri, hava koşulları gibi faktörler neden olmaktadır (Langdana, 2009:91).

Talep ve maliyet enflasyonunun eş zamanlı olarak görüldüğü durumlarda söz konusudur. Harcamalarda yaşanacak artışlar talep enflasyonuna yol açacak bu durumda insanlar enflasyondan korunmak için daha yüksek ücretler talep edeceklerdir. Daha yüksek işçi maliyetiyle karşılaşan işverenlerse bunu ürünlerine daha yüksek fiyat olarak yansıtacaklardır. Süreç talep ve maliyet enflasyonunun birbirini tetiklediği bir hale dönüşecektir (Welch ve Welch, 2009:118).

2.3 Enflasyonun Ölçülmesi

Modern anlamda enflasyon ölçümü, konuyla ilgili çalışmalar sonucu geliştirilen süreçlerin birlikte kullanımı ile mümkün olmaktadır. Neyin indekslenerek ölçüleceği (yaşam maliyeti ya da malların maliyeti), temsili mal ve hizmet sepetinde yer alacak maddelerin ve matematiksel formülün ne olacağı, madde fiyatlarındaki değişimi ölçmek için fiyatların nereden ve ne sıklıkla derleneceği, bunlara ait ağırlıkların ne olacağı, bir metodoloji içerisinde verilerin nasıl toplanacağı, işleneceği ve açıklanacağı bahsedilen birlikteliğin içeriğini oluşturmaktadır (O'Neill, Ralph ve Smith, 2017).

Enflasyon kısa vadede ekonomide yaşanan gelişmelere ilişkin önemli bir göstergiyi elde etmek ve refah kaybı düzeyinin belirlenmesi için ölçülmektedir. Ayrıca Merkez bankaları için enflasyonun düzeyi ve değişkenliğinin bilinmesi, para politikası tercihleriyle fiyat istikrarını sağlayabilmek adına önemlidir. Bu açıdan oldukça teknik bir konu olan enflasyon ölçümlerinin şeffaf, güvenilir aynı zamanda anlaşılabilir olması gereklidir. Enflasyon ölçümünün temelinde fiyatı, bir mal maliyeti endeksi ile ölçülen bileşik mal kavramı vardır. Mal maliyeti endeksinin özel bir durumu olan yaşam maliyet endeksi ise mal ve hizmetlerin seçimi ve ağırlığını tüketici davranışı teorisine dayandırmaktadır (Patel ve Villar, 2016).

Ekonomide sunulan birçok mal ve hizmetin fiyatı farklı oranlarda düşer veya azalır. Bu değişiklikleri tek bir boyutta ifade edebilmek için fiyat endekslerine ihtiyaç duyulur. TÜFE geçmişte sabit bir mal sepetinin maliyetlerinin karşılaştırılması üzerine kurulmuştur. Bu sepet ya da mal maliyet endeksi olarak adlandırılmaktadır. (Burada kastedilen mal, mal ve hizmetlerdir.) 1960'lı yıllardan itibaren, TÜFE'nin yaşam maliyet endeksi olarak değerlendirilmesi ve ona yaklaştırılması için tavsiye niteliğinde çalışmalar hazırlanmıştır. Sabit sepet endeksleri; sabit kalite ve karakterdeki mal ve hizmet sepetinin satın alma maliyetinin zaman içinde değişimini ölçmek için kullanılmaktadır. Burada görece fiyat değişimlerinin tüketicilerin tüketim kalıplarına etkisi göz ardı edilir. Yaşam maliyet endeksleri ise fiyat değişimlerinin, geçmiş bir dönemde elde edilen yaşam standardına karşılık gelen standarda ulaşma maliyetine etkisini bulmayı hedefler. Daha açık bir ifade ile yaşam maliyet endeksi, geçmişte sahip olunan yaşam standardına veya fayda seviyesine bugün erişmenin ne kadar mal olduğuyla ilgilidir. Sepet fiyat endeksi ve yaşam maliyet endeksi yaklaşımları kavramsal olarak birbirinden farklı iken zaman içerisinde iki yaklaşım birbirine benzeyecek şekilde değiştirilmiştir. Fiyat değişimlerinin ağırlıklı ortalamaları, belirli bir dönemde tüketim kalıplarını yansıtan ağırlıklarla hesaplandığı için pratikte bu iki kavram arasında uyumsuzluk bulunmamaktadır. Ancak kavramlar arasında ağırlıkların

güncelliğini yitirmesi sonucu farklılıklar oluşabilir. Sonuçta zaman içerisinde harcama kalıpları değişmezse sabit sepet endeksi yaşam maliyet endeksine yakınsayacaktır (National Research Council, 2002:38).



3. ENDEKS SAYILAR

Ekonomik göstergeler ülkenin ekonomik koşullarına ilişkin çıkarımlar yapmada karar vericiler açısından önemli rehberlerdir. Endeks sayılara bu göstergelerin hesaplanma aşamasında kolaylık sağladığı için sıklıkla başvurulmaktadır. 1900’lerde endeksler üzerine çalışmalar yapan Edgeworth indeks sayıları “kesin ölçüme duyarlı olmayan, bir büyüklüğün artışı veya azalmasını belirlemek için değişimlere uyarlanmış bir sayı” olarak tanımlamıştır. Bir endeks sayı iki ülke, bölge ya da iki yıl için oluşan durumlar arasında değişimi tespit için kullanılabilir (Allen, 2009:3).

Endeksler istatistiksel bir olgunun farklı zaman ve coğrafyalarda aldığı değerlerin değişimin oransal göstergeleridir. Bir endeks kurulumunda temel dönem, endeks hesabına girecek maddeler, değişkenler, ağırlıklar ve kullanılacak formül gibi unsurlar gerekmektedir. Endeks sayı ile yapılan ölçümler için temel dönem (100) başlangıç dönemini, cari dönem ise değişimin ölçüldüğü dönemi ifade etmektedir. Örneğin TÜİK 2022 yılı itibariyle TÜFE ve ÜFE için 2003 temel yıllı (100) endeks ile hesaplamalarına devam etmektedir. Endekslerle ilgili sınıflamalar incelendiğinde genel olarak yer ve zaman endeksleri, sabit ve değişken temelli endeks ile basit ve bileşik endeks kavramlarıyla karşılaşılmaktadır. **Yer endeksleri** bölge, ülke gibi coğrafyalar için ele alınan değişkenlerin değerindeki oransal değişimini verirken, **zaman endeksleri** değişkenlerin zaman içindeki değerlerinin oransal değişimiyle ilgilidir. Hesaplama aşamasında her bir endeks sayısı için temel dönem sabitse **sabit temelli endeks**, eğer temel dönem her seferinde bir önceki dönem olarak değişiyorsa **zincir temelli endeks** olarak adlandırılır. Hesaplamalarda tek bir madde söz konusuysa **basit endeks** birden fazla madde varsa **bileşik endeks** olarak adlandırılır. Bileşik endeksler; Basit endekslerin toplamı, basit endekslerin ağırlıksız ortalaması ve basit endekslerin ağırlıklı ortalaması olmak üzere üç farklı şekilde hesaplanabilmektedir. Basit endekslerin ağırlıklı ortalaması sabit ağırlıklı toplam endeks (Laspeyres), değişken ağırlıklı toplam endeks (Paasche) ve ideal endeks (Fisher) olarak sınıflanmaktadır (Crespo ve Simoes, 2021:382).

3.1 Basit Endeksler

Basit endeks aynı değişkene ait iki farklı durum ya da periyotta ölçülen değerlerin oranıdır. Örneğin basit bir fiyat endeksi mevcut ve referans dönem arasında görece fiyat değişimini verecektir. Fiyat miktar ve bunların çarpımından elde edilen değer endeksleri genelde kullanılan basit endekslerdir (Dodge, 2008:490-491).

Basit endeks,

$$I_t = \frac{z_t}{z_o} 100; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.1)$$

formülü ile hesaplanmaktadır. Veriye ait referans dönem değeri z_o ; mevcut dönem değeri ise z_t ile gösterilmektedir (Kadılar ve Çekim, 2020:44).

3.2 Bileşik Endeksler

Bileşik endeksler birden fazla basit endeks sayısının bir araya getirilmesi ile oluşturulurlar. Bu birleşimin amacı, birden fazla değişkende bulunan değişimin tek değişkende özetlenmesini sağlamaktır. Uygulamada sıkça kullanılan bileşik endeksler; Laspeyres, Paasche ve Fisher yöntemleridir (Dodge, 2008:103-104).

Bileşik endeks hesaplama yöntemlerinden basit toplam endeks;

$$I_t = \frac{\sum_{i=1}^n z_{i,t}}{\sum_{i=1}^n z_{i,o}} 100; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.2)$$

formülü ile hesaplanmaktadır. Burada n zaman serisi sayısını, $z_{i,t}$ t 'inci dönemde i 'inci zaman serisi değerini ve $z_{i,o}$ temel dönemde i 'inci zaman serisi değerini ifade etmektedir. Bu yöntemde endekse giren farklı maddelerin ekonomik önemi göz ardı edilmektedir. Örneğin haneler için bulaşık makinesinin fiyatı mikrodalga fırından genelde daha önemlidir. Ayrıca yorumlama açısından hesaplama giren maddelerin ölçü birimi farklılığı olmaması gereklidir (Kadılar ve Çekim, 2020:45-46).

Basit endekslerin ağırlıksız ortalaması;

$$I_t = \frac{\sum_{i=1}^n z_{i,t}/z_{i,o}}{n} 100; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.3)$$

İle elde edilebilir. Bu hesaplama biçiminde de endeksi oluşturan maddelerin önemi göz ardı edilmektedir (Gürtan, 1971:386). Ekonomik göstergelerin hesaplanmasında, basit endekslerin ağırlıklı ortalamalarını kullanan yöntemler daha sık kullanılmaktadır.

3.2.1 Laspeyres endeksi

Laspeyres endeksi istatistik ofislerinin fiyat endeksi hesaplamalarında sıkça kullandığı bir yöntemdir. Bu endeks kullanılarak önceden belirlenmiş bir mal ve hizmet sepetinin cari dönem maliyetinin temel dönem maliyetine göre değişiminin bulunması amaçlanmaktadır. Hesaplamalarda temel dönem her zaman endekse giren ilk dönem alınmaktadır. Yöntem temel dönem ağırlıklı endeks olarak da adlandırılmaktadır (Eurostat, 2008:12).

Laspeyres endeksi;

$$I_t = \frac{\sum_{i=1}^n P_{i,t} Q_{i,0}}{\sum_{i=1}^n P_{i,0} Q_{i,0}} 100; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.4)$$

denklemleri ile elde edilmektedir. $P_{i,t}$ t'inci dönemde i'inci serinin fiyatını; $Q_{i,0}$ temel dönemdeki i'inci serinin miktarını; $P_{i,0}$ ise temel dönemde i'inci serinin fiyatını göstermektedir (Kadılar ve Çekim, 2020:46-47).

3.2.2 Paasche endeksi

Bu endeksle mevcut dönemde satın alınan bir mal ve hizmet sepetinin temel dönemde alınması durumunda neye mal olacağı oransal olarak hesaplanmaktadır. Cari dönem ağırlıkları kullanılarak yapılan hesaplamalar nedeniyle cari ağırlıklı endeks olarak da bilinmektedir. Son dönem her zaman temel dönemdir (Eurostat, 2008:12).

Endeks,

$$I_t = \frac{\sum_{i=1}^n P_{i,t} Q_{i,T}}{\sum_{i=1}^n P_{i,0} Q_{i,T}} 100; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (3.5)$$

formülü kullanılarak hesaplanmaktadır. Burada $Q_{i,T}$ i'inci serinin son dönem satış miktarını temsil etmektedir (Kadılar ve Çekim, 2020:48).

3.2.3 Fisher endeksi

İdeal endeks olarak da bilinen Fisher endeksi, mal ve hizmet sepetinin temel ve cari dönem ağırlıklarını birlikte hesaba katmaktadır. Başka bir ifade ile Laspeyres ve Paasche endeks değerlerinin geometrik ortalamaları alınarak Fisher endeksi bulunmaktadır (Eurostat, 2008, s. 8). İdeal endeks olarak adlandırılmasının sebebi temel ya da cari dönem ağırlıklarından birini tercih etmeden ikisinin hesaba katılmasıdır. Bu sayede fiyat değişimlerinin daha dengeli temsil edileceği düşünülmüştür.

Endeks,

$$I_{ideal} = \sqrt{I_{Laspeyres} I_{Paasche}} \quad (3.6)$$

formülü ile hesaplanmaktadır (Kadılar ve Çekim, 2020:48-49).

3.3 Sabit ve Zincir Temelli Endeksler

Sabit temel yönteminde dönemler arasındaki fiyat değişimleri sabit bir dönemin değer oranlarıyla ağırlıklandırılarak hesaplanır. Bu yöntem temel ve mevcut dönemler arasındaki farkın zamanla açılması nedeniyle düzenli olarak yeniden temellendirme işlemi gerektirmektedir. Zincirleme endeks yöntemi ise t ve t+1 dönemleri arasındaki fiyat değişimlerini sepete ait son dönem değer oranlarıyla ağırlıklandırmaktadır. Diğer bir ifade ile temel dönem her dönemde bir ileri taşınmaktadır (Eurostat, 2008:18).

Zincir temelli yöntemler kullanıldığında yeni mal ve hizmetler enflasyon hesaplamasına dahil edilirken eski ve demode olanlar dışlanmaktadır. Kıyaslamaların yakın geçmişle yapılması elde edilen endeksin daha geçerli olmasını sağlamaktadır. Endeks mevcut trendleri, alışkanlıkları ve modayı daha iyi temsil edebildiği için ekonomi ve iş dünyasında sıkça tercih edilmektedir. Sabit ve zincir temelli endeks hesaplamalarında sabit temelli yöntem orijinal veriyi kullanırken zincir temelli endeks göreliliği kullanmaktadır.

Sabit temelde fiyat değişimleri göreliliği fiyatlar olarak isimlendirilmektedir. Göreliliği fiyatlar,

$$P_s = \frac{P_1}{P_0} 100 \quad (3.7)$$

formülü ile hesaplanmaktadır. Burada P_0 , temel dönem fiyatını ifade ederken P_1 mevcut dönem fiyatını ifade etmektedir.

Yıldan yıla karşılaştırmalar için kullanılan zincir temelli yöntemde fiyat değişimleri göreliliği yakınlık olarak adlandırılmakta,

$$P_z = \frac{P_1}{P_0} 100 \quad (3.8)$$

formülü ile hesaplanmaktadır. P_0 , önceki dönem fiyatını ifade ederken P_1 mevcut dönem fiyatını ifade etmektedir. Elde edilen göreliliği yakınlıklar ardışık çarpma işlemiyle zincir endeks formuna dönüştürülür (Arora, 2007:10.2-10.7).

3.4 Temel Dönemin Değiştirilmesi

Endeksler güncelleme, mevzuat gibi gerekçelerle yeni temel dönemlerle tekrar kurulmaktadır. Günümüzde TÜFE 2003=100 temelli hesaplanan bir endeks olmakla birlikte öncesinde 1994=100 temelli olarak hesaplanmaktaydı. TARIM-ÜFE ve Sanayi Üretim Endeksi'nin güncel biçimde 2015=100 temelli hesaplanmaktadır. Bu ve benzeri endeks değerlerinin ölçek farkları olmadan kıyaslanabilmesi ve analiz edilmesi için ortak bir temel dönemde tekrar hesaplanması gerekmektedir. Bu aşamada,

$$I_t^* = \frac{I_t}{I_{\text{yeni temel dönem}}} * 100 \quad (3.9)$$

eşitliği kullanılabilir. (Kadılar ve Çekim, 2020:49).



4. FİYAT ENDEKSLERİ

Bir fiyat endeksi farklı bir zamanda ya da yerde, bir ürün kümesinin fiyatlarını karşılaştırmak için kullanılmaktadır. Referans ya da temel yıl olarak alınan nokta için endeks değeri 100 kabul edilerek hesaplamalar yapılmaktadır. Resmi ya da özel istatistik ofisleri kullanıcıların ihtiyaçlarına göre birçok fiyat istatistiği üretmektedir. Bunların içinde tüketici açısından mal ve hizmetlerin fiyatlarında yaşanan değişimlerin ölçüldüğü Tüketici Fiyat Endeksi en bilinen fiyat endeksidir. Bir diğer önemli endeks, üreticilerin yurt içi ve yurt dışı piyasada işlem gören mal ve hizmetlerinin fiyatlarında yaşanan toplam aylık değişimi ölçen Üretici Fiyat Endeksidir. Ayrıca İhracat ve ithalat fiyat endeksleri, satın alma gücü paritesi, işgücü maliyet endeksi, tarımsal fiyat istatistikleri, enerji fiyat istatistikleri, inşaat maliyet endeksi gibi geliştirilmiş fiyat istatistikleri ve endeksleri bulunmaktadır (Eurostat, 2008:12). Türkiye’de son yıllarda özel istatistik ofislerinin fiyat endeksleri hesaplayıp yayımlaya başladığı görülmektedir. Bu tez çalışması kapsamında TÜFE için aktarılan bilgiler, resmi istatistik üreticisi TÜİK’in metodolojisi dikkate alınarak verilmiştir.

4.1 Tüketici Fiyat Endeksi

4.1.1 Tanım ve kapsamı

Türkiye’de fiyat endeksi çalışmaları ilk kez 1914 yılında İstanbul’da “Hayat Pahalılığı Endeksi” adı altında yapılmıştır. Cumhuriyet döneminde ise İstanbul Ticaret Odası, İstanbul özelinde başlatılan çalışmalar sonucu ilk “Toptan Eşya Fiyatları” endeksini 1929 yılında yayımlanmıştır. TÜİK’in yaptığı çalışmalarla TÜFE için 1955=100 endeksi kurularak Ankara özelinde başlatılan çalışmalar, 1968=100 endeksi ile ülke genelini kapsayacak biçimde devam etmiştir. Günümüzde TÜİK 5429 sayılı kanunla kendine verilen resmi istatistik üretme ve yayımlama yetkisi dahilinde TÜFE 2003=100 endeksi ile 81 ili kapsayacak biçimde veri derlemekte ve yayımlamaktadır (Türkiye İstatistik Kurumu, 2008:18).

TÜİK tarafından hesaplanan resmi Tüketici Fiyat Endeksi ile referans dönemde hanehalkının tükettiği mal ve hizmetlerden oluşturulan bir sepetin fiyat değişimlerini ölçmek amaçlanmaktadır. Sepette yer alan ürünlerin miktar ve kalite değişimleri takip edilerek endekse yalnızca fiyat hareketleri yansıtılmaktadır. Bu endeks herhangi bir coğrafi, demografik veya gelir grubu ayırımına gitmeden yurt içinde harcama yapan tüm bireyleri ve tüm tüketim harcamalarını kapsamaktadır. TÜFE hesaplamaları için gerekli parametreler “mal ve hizmet sepeti”, bu sepet için “harcama tutarı”, “temel yıl” ve “cari ay” fiyatlarıdır. Sepette bulunan ürünlerin ağırlıkları ve çeşitleri, referans dönemde tüketilen mal ve

hizmetlerin ne olduđu ve ne miktarda satıldıđı bilgisini içeren Hanehalkı Bütçe Anketi ve idari kayıtlar kullanılarak elde edilmektedir. Bu sayede her bir mal ve hizmet için yapılan harcamanın toplam harcama içindeki oranına ulaşmak ve harcama grubuna göre çok tüketilen mal ve hizmetlerin endekse dahil edilmesi söz konusudur. Endekse katılacak mal ve hizmetlerin belirlenmesinde Avrupa Birliđi İstatistik Ofisi (EUROSTAT) tarafından belirlenen toplam harcamanın 1/1000 oranı kriteri uygulanmaktadır (TÜİK, 2022).

4.1.2 Derleme, hesaplama ve yayımlanma uygulamaları

TÜİK tarafından ülke genelinde aylık cari fiyatlar, ilgili ayın 10.ve 20. günlerini içine alan haftalarda; fiyat deđişikliđinin sık gözlemlendiđi taze sebze ve meyvelerle, beyaz peynir, yumurta çay gibi hanehalkının çok tükettiđi bazı gıda maddeleri için her hafta; petrol ürünleri için her gün; kira fiyatları için ise aylık olarak fiyat derleme uygulaması yapılmaktadır. 2021 yılından itibaren alandan gelen fiyatla birlikte işyerlerinden alınan barkod bilgilerine dayalı verilerde hesaplamalarda kullanılmaya başlanmıştır. 2022 yılında internet üzerinden derlenen fiyatlarda sisteme dahil edilmiştir. Sonuç olarak alandan derlenen fiyatlar, barkod verilerinden gelen fiyatlar ve internet sitelerinden elde edilen satış fiyatlarından oluşan üçlü bir veri derleme yapısı oluşturulmuştur. Benzer veri derleme uygulamaları Avrupa Birliđi ülkelerinde de sürdürölmektedir (TÜİK, 2022).

Uluslararası karşılaştırılabilir bir endeksin hesaplanabilmesi için 12 ana 43 alt gruptan oluşan, madde çeşidinden başlayarak hiyerarşik olarak genelleşen bir sınıflama olan Amaca Göre Bireysel Tüketim Sınıflaması (ABTS) kullanılmaktadır. Bu sınıflama madde, grup, alt ana grup ve ana grup şeklindedir. Örneđin endekste yer alan 409 madde çeşidinden biri olan dana eti maddesi; et grubunda, gıda alt ana grubunda, gıda ve alkolsüz içecekler ana grubunda yer almaktadır. ABTS (COICOP) sınıflamasında yer alan ana gruplar;

- Gıda ve alkolsüz içecekler harcamaları
- Alkollü içecekler ve tütün harcamaları
- Giyim ve ayakkabı harcamaları
- Konut ve kira harcamaları
- Ev eşyası harcamaları
- Sağlık harcamaları
- Ulaştırma harcamaları
- Haberleşme harcamaları
- Eğlence ve kültür harcamaları
- Eğitim harcamaları
- Lokanta ve otel harcamaları
- Çeşitli mal ve hizmet harcamalarıdır (Türkiye İstatistik Kurumu, 2008:24).

Cari dönemde ağırlıkların elde edilmesinin zor ve maliyetli olması Laspeyres dışındaki metotların pratikte uygulanmasını zorlaştırmaktadır. Bu nedenle TÜİK’te birçok ülke gibi enflasyon hesaplamalarında Zincirleme Laspeyres Endeks yöntemini tercih etmektedir. Temel yıl, endeks ve ağırlık referans dönemlerinin farklı olabilmesi, üretim ve tüketimde ağırlık kazanan ürünlerin her yıl sepete dahil edilebilmesi aksi durumda çıkarılması, ağırlıkların yıllık olarak güncellenebilmesi avantajları nedeniyle uygulamada Zincirleme Laspeyres Yöntemi tercih edilmektedir (Aşık, 2010).

2003 yılında kurulan son endeks için seçili maddelerin temel yıl fiyatları (P_0), 1 Ocak-31 Aralık 2003 tarihleri arası fiyatların ortalamaları alınarak oluşturulmuştur. Sepette bulunan mal ve hizmetlere ait ağırlıklar belirlenmiştir. Zincirleme endeks hesaplama metodolojisinde sonraki her yılın aralık ayı fiyatları, temel yıl fiyatı olarak alınmaktadır. Endeks hesaplanırken sepette bulunan maddeler için cari fiyatlar derlenmekte, daha önce belirlenmiş olan ağırlıklarla çarpılarak temel yıl fiyatlarına bölünmektedir. Madde sepeti ve ağırlık güncellemesi her yılın sonunda yapılmakta, zincirleme Laspeyres formülü uygulanarak seri devam ettirilmektedir.

$$I = w * \left(\frac{P_i}{P_0}\right) \quad (4.1)$$

Formülünde; I Endeksi, w ağırlığı, P_i cari ay fiyatını, P_0 ise temel yıl fiyatını temsil etmektedir.

Temel yılı izleyen dönemlerde Cari fiyatların, yeni fiyat referans dönemi (P_0) olan bir önceki aralık ayı fiyatlarına bölünmesiyle, endeks hesaplanmakta ve aralık ayı endeks değeriyle çarpılarak zincirlenmektedir. Bu sayede endeks referans dönemi sabit tutulmuş olmakta ve önem kazanan maddeler sepete dahil olmaktadır.

$$I_t = w_i * \left(\frac{P_{it}}{P_{Aralık(t-1)}}\right) * I_{Aralık(t-1)} \quad (4.2)$$

Formülde w_i yeni ağırlığı, t zamanı göstermektedir. Madde çeşitleri için derlenen fiyatların ortalamasının alınmasında geometrik ortalama yöntemi kullanılmaktadır (TÜİK, 2022).

TÜFE her ayın üçüncü iş günü saat 10.00’da haber bülteni olarak TÜİK’in internet sitesinde yayımlanmaktadır. *Tüketici Fiyat Endeksi, Ağustos 2022*’ye göre; bir önceki aya göre değişim (aylık enflasyon) %1,46, bir önceki yılın aralık ayına göre (yıl içi enflasyon) %47,85, bir önceki yılın aynı ayına göre (son bir yıllık enflasyon) %80,21 ve on iki aylık ortalamalara göre %54,69 olarak gerçekleşmiştir. Bültende ana harcama gruplarına göre

aylık ve yıllık deęişim oranları da yayımlanmaktadır. Ağustos 2022 itibariyle yıllık deęişim oranları sırasıyla: Haberleşme %27,05, Eğitim %34,34, Giyim ve ayakkabı %38,03, Sağlık 58,35, Eğlence ve kültür %58,66, Çeşitli mal ve hizmetler %71,19, Konut %71,82, Lokanta ve oteller %80,95, Alkollü içecekler ve tütün %82,49, Gıda ve alkolsüz içecekler %90,25, Ev eşyası %92,02, Ulaştırma %116,87 olarak gerçekleşmiştir. Bu bilgilere ek olarak, TÜFE'nin aylara göre gerçekleşen endeks deęerleri, Ana grup ve madde ağırlıkları, harcama gruplarına göre endeks sonuçları, ana gruplar itibariyle madde sepeti listesi, TÜFE seçilmiş maddelere ait ortalama fiyatlar, özel kapsamlı TÜFE göstergeleri ve TÜFE'ye ait metaveri bilgileri bulunabilmektedir. Çalışma kapsamında ilgilenilen ve bir alt ana grup olan GFE dahil toplam 581 alt endeks aylık olarak hesaplanmakta ve yayımlanmaktadır (TÜİK, 2022).

Tanımı, derlenmesi, hesaplanması ve yayımlanması konularında bilgi verilen TÜFE, ülkede enflasyonunun ölçülmesi, hükümetlerin ekonomi politikalarının belirlenmesi, ücretlerin ve kira artışlarının tespiti, deflatör olarak kullanılması ve ulusal hesaplar için bir gösterge olması gibi pek çok önemli amaca hizmet etmektedir (Türkiye İstatistik Kurumu, 2008:20).

4.2 Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi

4.2.1 Tanım ve kapsamı

Tarımsal Fiyat İstatistikleri ülkenin tarım politikalarının analizi ve izlenebilmesi için oldukça önemli bir araçtır. Türkiye'de Tarımsal Fiyat İstatistiklerinin temeli iki başlıkta yapılan çalışmalarla atılmıştır. Birincisi çiftçinin piyasaya arz ettiği ürünlerin ilk el satış birim fiyatlarının derlendiği Çiftçinin Eline Geçen Fiyatlar (ÇEF) çalışması, ikincisi ise çiftçinin üretimini yapabilmek için satın aldığı mal ve hizmetlere ödediği fiyatların derlendiği Çiftçinin Ödediği Fiyatlar (ÇÖF) çalışmasıdır. İstatistik Umum Müdürlüğü tarafından 1935 yılında ÇEF için, 1956 yılında ise ÇÖF için veri derleme çalışmaları başlatılmıştır (Devlet İstatistik Enstitüsü [DİE], 1997, s. 16). DİE tarafından 1987=100 temelli ÇEF endeksi oluşturma çalışmaları 1992 yılında başlatılmış, sonuçlar 1994 yılından itibaren aylık olarak yayımlanmıştır. 1994=100 olarak yenilenen endeks, ardından TARIM-ÜFE adı ile 2003=100, 2010=100 ve 2015=100 temelli olarak hesaplanmıştır. 2022 yılı itibariyle 2015=100 temelli endeks hesaplamalar için kullanılmaya devam etmektedir (TÜİK, 2019:28).

TARIM-ÜFE belirli bir referans dönemde üretilen ve ilk el satışa sunulan tarım ürünlerinin üretici fiyatlarında zaman içinde meydana gelen deęişimi ölçmeyi sağlayan bir endekstir. Bu endeks kapsamında Tarım, avcılık ve ilgili hizmet ürünlerinden, Ormancılık, tomrukçuluk

ve ilgili hizmet ürünlerinden, Balık ve diğer balıkçılık sektörlerinden olmak üzere toplam üretimde önemli paya sahip ürünler yer almaktadır. Çiftçinin yurt içinde üretimini yaptığı ürünlerin ilgili ayın 1'i ile 31'inci günleri arasında piyasaya sattığı KDV ve benzeri vergiler hariç satış fiyatları kapsamakta ve hesaplamalar için Ekonomik Faaliyetlerin İstatistiki Sınıflaması (NACE Rev.2) ve Faaliyete Göre Ürünlerin İstatistiki Sınıflaması (CPA 2008) kullanılmaktadır (TÜİK, 2022).

4.2.2 Derleme, hesaplama ve yayımlanma uygulamaları

Tarım ve Orman Bakanlığına bağlı il ve ilçe müdürlükleri aracılığı ile Tarımsal fiyatlar her ayın 1'i ve 31'inci günlerini kapsayacak biçimde, elektronik ortamda anket ve idari kayıtlar vasıtasıyla derlenmektedir. Bu verilerin kaynağı çiftçiler, Üretici Birlikleri, Ticaret Borsaları, ÇAYKUR, Şeker Dairesi Başkanlığı, Toprak Mahsulleri Ofisi ve Tütün ve Alkol Dairesi Başkanlığıdır. Tarım İl ve İlçe Müdürlüklerince uygulanan ÇEF formu ile tarla ürünleri, sebzeler, meyveler, canlı hayvanlar ve hayvansal ürünlerin fiyatları derlenmekte internet üzerinden veri girişi yapılmaktadır. TÜİK tarafından analiz ve kontrollerin yapılmasının ardından ürünlere ait pazarlama oranları, il ve ilçe ağırlıkları kullanılarak il ve Türkiye fiyatları hesaplanmaktadır. Ürün ve Ürün grupları için ağırlıkların hesaplanmasında üretim miktarı, fiyat ve üretim değerleri kullanılmaktadır. Hesaplamalarda iki çeşit ağırlıklandırma söz konusudur. Tüketim ya da üretim yapısı zamandan etkilenmeyen maddeler için sabit ağırlıklar kullanılmaktayken tüketimi ya da üretimi zamandan etkilenen ürünlerde değişken ağırlıklar kullanılmaktadır. Sebzeler, meyveler, balıkçılık ve diğer deniz ürünlerinde değişken, diğer maddeler için sabit ağırlık uygulaması yapılmaktadır (TÜİK, 2019:32).

2015=100 temelli TARIM-ÜFE'nin ulusal düzeyde hesaplanmasında sabit ağırlıklı Laspeyres formülü kullanılmaktadır.

$$I_{t/0} = \sum \frac{p_t}{p_0} * w_0 \quad (4.3)$$

$I_{t/0}$: Endeksi, w_0 : Ağırlıkları, p_t : cari fiyatları, p_0 : Temel fiyatları göstermektedir (TÜİK, 2022).

TARIM-ÜFE her ayın 14'ünde ya da takip eden iş gününde saat 10.00'da haber bülteni olarak açıklanmaktadır. *Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi, Ağustos 2022*'ye göre bir önceki aya göre %4,34 azalış, bir önceki yılın aralık ayına göre %99,72 bir önceki yılın aynı ayına göre %142,42 ve on iki aylık ortalamalara göre %89,02 artış gerçekleşmiştir. Ana grup

ve sektörlere göre endeks deęişim oranlarının aylık olarak yayımlandığı bültene göre Tarım ve avcılık ürünleri ile ilgili hizmetler’de bir önceki yılın aynı ayına göre deęişim %141,86; Ormancılık ürünleri ve ilgili hizmetler’de %147,08; Balık ve dięer balıkçılık ürünleri’nde %157,20 olarak gerçekleşmiştir. TARIM-ÜFE’nin aylık olarak sektörlere ve ana gruplara göre endeks deęerleri, Aylık olarak en az ve en yüksek artış gösteren ürünler, deęişim oranları ve TARIM-ÜFE için metaveri bilgileri bulunmaktadır. Bülten kapsamında ana ve alt gruplar dahil toplam 24 endeks hesaplanmaktadır (TÜİK, 2022).



5. YÖNTEM

5.1 Durağanlık

Durağanlık zaman serileri için oldukça önemli bir kavramdır. Bir serinin ortalaması ve varyansı sistematik biçimde değişmiyorsa, düzenli periyodik değişimler görülüyorsa seri durağandır. Durağanlığın sağlandığı dönemde süreç zamana bağlı olarak değişmemekte dolayısıyla iki dönem arası kovaryans döneme değil uzaklığa bağlı olmaktadır. Zaman serileri ile modelleme gerçekleştirilirken durağan olmayan serilerin durağanlaştırılmasına ihtiyaç duyulmaktadır. Bu sayede seriye ait değerlerin zamana bağlı olarak değişmediği varsayımı ile sabit katsayılarla bir model elde edilebilir. Eğer bir Y_t serisi,

$$\mu = E(Y)_t, \text{ bütün } t\text{'ler için sabitse,} \quad (5.1)$$

$$\gamma_0 = \sigma_Y^2 = Var(Y_t), \text{ bütün } t\text{'ler için sabitse,} \quad (5.2)$$

$$\gamma_k = Cov(Y_t, Y_{t+k}) \text{ bütün } t\text{'ler için sabit ve } k \neq 0 \quad (5.3)$$

koşullarını sağlıyorsa durağandır (Sevüktekin ve Çınar, 2017:63). Durağanlık koşullarının sağlanıp sağlanmadığının tespiti için birim kök testleri uygulanmaktadır. Sıkça kullanılan birim kök testleri Dickey-Fuller, Genişletilmiş Dickey-Fuller, Philips-Perron, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin testleridir.

5.1.1 Dickey-Fuller birim kök testi

Otoregresif modellerin birim kök içermesi hipotezinin testi için oluşturulmuştur. Durağanlık analizlerinde sıkça kullanılan bir testtir. Dickey-Fuller birim kök testi AR(1) Modelinde,

$H_0: \delta = 0, H_1: \delta < 0$ hipotezine karşı test edilir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ kesme ve trendin olmadığı;} \quad (5.4)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ kesmenin olduğu trendin olmadığı;} \quad (5.5)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \text{ kesme ve trendin olduğu;} \quad (5.6)$$

regresyonların çözümlenmesi ile Dickey-Fuller tarafından geliştirilen $\tau, \tau_\mu, \tau_\tau$ istatistikleri yardımı ile serinin birim köke sahip olup olmadığı test edilmektedir (Choi, 2015:30).

5.1.2 Genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testi

Dickey-Fuller tarafından geliştirilen testlerin daha yüksek dereceden otoregresif modellere uygulanması amacıyla geliştirilmiştir. AR(p),

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \sum_{i=1}^p \rho_i y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.7)$$

biçiminde ifade edilebilir. Dickey-Fuller sürecinde olduğu gibi birinci farkı alınan denklem,

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5.8)$$

halinde ifade edilir. p değeri, ε_t akgürültü varsayımını sağlayacak büyüklükte olmalıdır. Dickey-Fuller denklemlerine bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin eklenmesi ile başlangıçtaki denklemler genişletilmektedir. Burada p değerinin ne olacağını belirlemede Akaike bilgi kriteri(AIC) yada Schwarz bilgi kriteri(SIC) kullanılmaktadır. Test istatistikleri Dickey-Fuller testi için kullanılan kritik değerlerle aynıdır (Kadılar, 2000:20).

5.1.3 Phillips-Perron birim kök testi

Dickey-Fuller testleri hataların dağılımının istatistiksel olarak bağımsız ve sabit varyanslı olduğunu varsaymaktadır. Hatalarda bu varsayımın sağlanmadığı durumlar için Phillips-Perron parametrik olmayan bir yöntem önermiştir. Bu test için AR(1),

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.9)$$

Biçiminde ifade edilebilir. $t=1,2,\dots,T$, birim kök $1/\phi_1$ ile hesaplanır. $\phi_1 = 1$ olması serinin birim kökü olduğunu gösterir. $\hat{\phi}_1$, ϕ_1 için $T-1$ serbestlik derecesinde olağan en küçük karelerin tahmin edicisi olduğunda $T(\hat{\phi}_1 - 1)$ dağılımına sahip olduğunu göstermektedir. Test için kullanılacak formül,

$$Z_a = T(\hat{\phi}_1 - 1) - CF \quad (5.10)$$

biçimindedir.

$$CF = \frac{0,5(s_{T1}^2 - s_{\varepsilon}^2)}{\sum_{t=2}^T (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 / T^2} \quad (5.11)$$

CF düzeltme faktörünü ifade etmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2017:378).

5.1.4 Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS) birim kök testi

Dickey-Fuller ve Phillips-Perron birim kök testleri kullanılarak test edilen bir y_t zaman serisi için yokluk hipotezi serinin durağan olmadığı biçiminde kurulurken, KPSS testinde tam ters biçimde yokluk hipotezi serinin durağan olduğunu ifade eder.

$$y_t = \beta' D_t + \mu_t + u_t \quad (5.12)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$$

eşitliğinde D_t sabit yada sabit ve trendi ifade eden deterministik bileşendir. u_t $I(0)$ ve değişen varyanslı olabilir. μ_t varyansı σ_ε^2 olan akgürültü serisidir.

$H_0: \sigma_\varepsilon^2 = 0$ biçiminde kurulur. KPSS test istatistiği,

$$\text{KPSS} = (T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_t^2) / \hat{\lambda}^2 \quad (5.13)$$

Formülü ile hesaplanmaktadır. \hat{S}_t^2 artıkların kareleri toplamını, $\hat{\lambda}^2$ hata terimlerinin uzun dönem varyans tahmini göstermektedir (Zivot ve Wang, 2003:123).

5.2 Zaman Serisi Modelleri

Zaman serisi modelleri ile değişkenin kendi geçmiş değerleri kullanılarak genelde değişkenin gelecekte alabileceği değerleri ortaya çıkarmak hedeflenir. Bu doğrultuda kurulan doğrusal zaman serisi modelleri, otoregresif(AR), hareketli ortalama(MA) ve otoregresif hareketli ortalama(ARMA) biçiminde sınıflandırılmaktadır.

5.2.1 Otoregresyon modelleri: AR(p)

Zaman serisi modelleri kurulurken Y_t değişkenin geçmiş değerlerinin içerdiği bilginin gelecek değerlerini tahmin etmede kullanılması amaçlanır.

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (5.14)$$

birinci derece otoregresif bir modeli temsil etmektedir. δ kesme parametresi, ϕ_1 -1 ile +1 arasında değer alan bir parametre, ε_t ortalaması sıfır sabit bir varyansta σ_ε^2 korelasyonsuz bir hata terimini göstermektedir. Bu yapı AR(1) olarak ifade edilmektedir. Y_t 'nin Y_{t-1} , Y_{t-2} 'ye bağlı olduğu karmaşık modeller ise AR(p) biçiminde gösterilmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2017:148).

5.2.2 Hareketli ortalama modelleri: MA(p)

Zaman serilerinde hareketli ortalama MA(p) için,

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (5.15)$$

biçimindedir. Y_t cari ve geçmiş rassal kalıntıların ağırlıklı ortalamasını ifade etmektedir. ε_t 'nin ortalaması sıfır ve sabit bir varyansa sahiptir. θ_i ise bilinmeyen parametreyi göstermektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2017:163).

5.2.3 Otoregresif hareketli ortalama modelleri: ARMA(p,q)

Ekonometrik zaman serileri modelleme süreçlerinde sadece otoregresif veya sadece hareketli ortalama yöntemleri kullanılmamaktadır. Serilerin her iki özelliği birden içerdiği durumlar söz konusu olduğunda ARMA(p,q),

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (5.16)$$

biçiminde ifade edilir. ARMA süreçleri AR ve MA bileşenlerinin bir kombinasyonu olduğundan iki sürecin özelliklerini birden göstermektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2017:178).

5.3 Eşbütünleşme ve Hata Düzeltme Modelleri

Eşbütünleşme analizi iki veya daha fazla durağan olmayan zaman serisi arasında durağan bir ilişkinin araştırılması sürecidir. Bu yöntem dahilinde değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin varlığı ortaya konmaya çalışılmaktadır. Hata Düzeltme modelleri ile de kısa dönemli dalgalanmalar tespit edilmektedir.

5.3.1 Engle-Granger yöntemi

Granger (1981) tarafından ortaya konulan eşbütünleşme ve hata düzeltme modelleri, Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilmiştir. Bu yönteme göre iki değişken arasında araştırılan uzun dönemli ilişkiler için modele giren değişkenlerin aynı dereceden tümleşik olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayımın tespiti için öncelikle serilere birim kök testleri uygulanmalı ve serilerin I(1) olduğu tespit edilmelidir.

$$Y_t = \beta_0 + B_1 X_t + \varepsilon_t \quad (5.17)$$

Modeli dört aşamada incelenmektedir.

1.adım: X_t ve Y_t değişkenlerinin tümleşme dereceleri birim kök testleri ile tespit edilir. İki seri için tümleşme dereceleri aynı ise sonraki adımlara geçilebilir. Dereceler farklı ise iki değişken arasında eşbütünleşme olmadığı sonucuna ulaşılır.

2.adım: Serilerin aynı dereceden tümleşik tespit edildikten sonra değişkenler arası uzun dönem ilişkilerin tahmini için regresyon modeli kurulur. Eş. 5.17'de verilen model tahmin edildikten sonra dengeden sapmayı gösteren,

$$\hat{\varepsilon}_t = Y_t - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 X_t \quad (5.18)$$

elde edilir. Artıklar AR(p) ise

$$\Delta \hat{e}_t = a \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} a_i \Delta \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t, t = 1, 2, 3 \dots n \quad (5.19)$$

denklemleri kullanılarak $H_0: a = 0$ test edilir. Hipotezin reddedilmesi durumunda artıkların durağan olduğu dolayısıyla seriler arasında eşbütünlük olduğu sonucuna ulaşılır.

3.adım: iki değişken arasında eşbütünlük bulunması seriler arasında uzun dönemli bir ilişkiye işaret etmektedir. Kısa dönemde bu değişkenler arasında oluşan dengesizlikler hata düzeltme modeliyle ortaya koyulmaktadır. Bu sayede iki değişken arasında kısa ve uzun dönemler arasındaki ilişkileri tespit etmek mümkün olmaktadır. Genel olarak hata düzeltme modeli,

$$\Delta Y_t = \text{Gecikmeli}(\Delta Y_t, \Delta X_t) + \lambda \hat{e}_{t-1} + v_t \quad (5.20)$$

şeklinde dir. Modelin çalışması için düzeltme terimi olan λ 'nın -1 ve 0 arasında olması gerekmektedir. Ekonomik serilerin genelinde sabit terimi bulunmaktadır. Bu duruma göre modele sabit eklenebilir.

4.adım: Son olarak hata düzeltme modelinde artıkların akgürültü olup olmadığı test edilir (Akdi, 2010:35).

5.3.2 Johansen yöntemi

Modelde ikiden fazla seri olduğunda değişkenler arasında birden fazla denge ilişkisi bulunma ihtimali vardır. m sayıda değişken için m-1 sayıda eştümleştirici vektör bulunabilir. Bu yaklaşım modele alınan tüm değişkenleri içsel olarak kabul etmekte ve normalleştirme için değişken seçimi yapmamaktadır. Y_t, X_t, W_t gibi üç içsel değişken için,

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5.21)$$

Kurulan modeli ifade etmektedir. Vektör hata düzeltme modeli,

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 Z_{t-1} + \Gamma_2 Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} Z_{t-p+1} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.22)$$

Biçimindedir. Π uzun dönem ilişkisine ait parametreyi ifade etmektedir. Bu parametre $\Pi = \alpha \beta'$ biçiminde yazılabilir. α uzun dönem parametresinin ayarlanma hızını, β' uzun dönem katsayısını ifade etmektedir. Johansen Eşbütünlük testi Π katsayılar matrisinin rankı ile ilişkilidir. Buna göre $\text{Rank}(\Pi) = p$ ise Z_t vektörünün tüm değişkenleri durağan dolayısıyla eşbütünlük testine ihtiyaç bulunmamaktadır. $\text{Rank}(\Pi) = 0$ ise eşbütünlüğün olmadığı tespit edilir. $0 < \text{Rank}(\Pi) = r < p$ olduğunda ise r sayıda eşbütünlüğe işaret edecektir. Eşbütünlük vektör sayılarının tespiti için en büyük özdeğer veya iz istatistikleri kullanılabilir (Sevüktekin ve Çınar, 2017:584)

Bu yöntemde de öncelikle birim kök testleri uygulanarak değişkenlerin tümleşme dereceleri bulunur. Ardından Model için uygun gecikme sayılarının tespit edilmesi amacıyla Vektör Otoregresif Model(VAR) kurulur. Bu aşamada uygun modeli seçmek için AIC, SIC bilgi kriterleri ile LM, otokorelasyon, değişen varyans, kalıntıların normalliği, ARCH etkileri gibi kriterlere başvurulmaktadır. Deterministik bileşenlere uygun model seçimi sonrası Vektör Hata Düzeltme Modeli kurularak kısa dönemli ilişkiler araştırılır. Son olarak eştümleştirici vektör için doğrusal kısıtlamalar test edilir (Akdi, 2010:65).

5.3.3 Otoregresif dağıtılmış gecikme yöntemi: ARDL

Engle-Granger yöntemi ile iki değişken arasında eşbütünleşmenin varlığı uzun dönem dengesinden oluşturulan sapmalara bağlı olmaktadır. Değişkenlerin gecikmeli değerlerinin dikkate alınmasının önerildiği ARDL yönteminde,

$$Y_t = \sum_{j=1}^k a_j Y_{t-j} + \sum_{j=0}^k \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5.23)$$

denklemine eklenecek gecikme sayıları AIC, SIC ve LM gibi kriterler ile belirlenir. Uzun dönem dengesinde tüm değişkenlerin aynı değeri alacağı varsayımı altında denge,

$$Y^* = \frac{\alpha}{1 - \sum_{j=1}^k a_j} + \frac{\sum_{j=0}^k \beta_j}{1 - \sum_{j=1}^k a_j} X^* = a^* + \beta^* X^* \quad (5.24)$$

biçiminde olacaktır. Uzun dönem çözümü için $\sum_{j=1}^k a_j < 1$ olmalıdır. Eşbütünleşme vektörü $[1 - a^* - \beta^*]$ olacaktır. Uzun dönem tahmininden sonra kalıntılar,

$$\hat{\varepsilon}^* = Y^* - \hat{a}^* - \hat{\beta}^* X^* \quad (5.25)$$

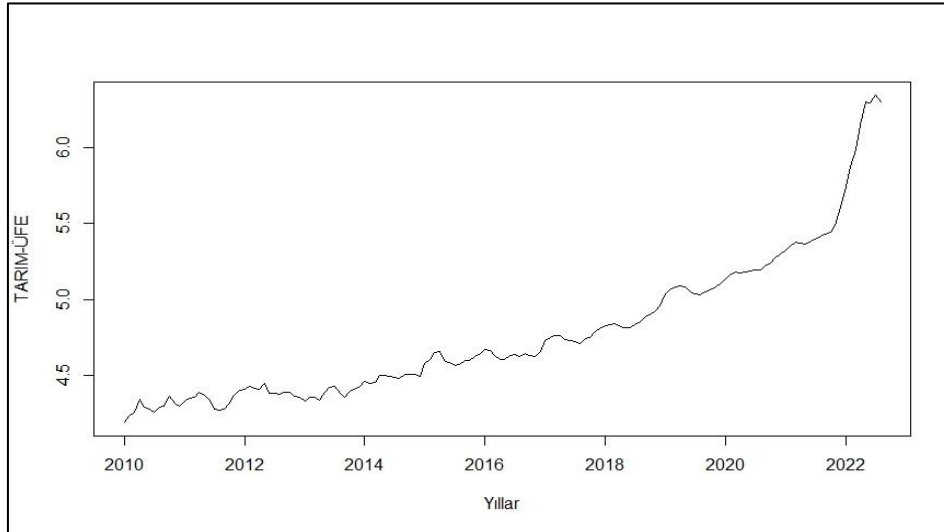
ile elde edilir. Ardından Engle-Granger yönteminde olduğu gibi kalıntıların durağanlığı test edilir (Sevüktekin ve Çınar, 2017:576).

6. BULGULAR

Çalışma kapsamına 2010 Ocak-2022 Ağustos dönemi 2003=100 temelli TÜFE, GFE, 2015=100 temel yıllık TARIM-ÜFE ve Merkez Bankası aylık ortalama Dolar-Euro alış kuru serileri alınmıştır. Araştırmada TÜİK ve Merkez Bankası internet sitelerinden derlenen veriler kullanılmıştır. TÜFE, GFE ve TARIM-ÜFE arasında bulunan temel yıl farklılıklarını gidermek amacıyla seriler 2015=100 temel yıllık olarak yeniden hesaplanmıştır. Analizlerin ve grafiklerin yapılmasında R, EViews ve Ms Excel programlarından faydalanılmıştır.

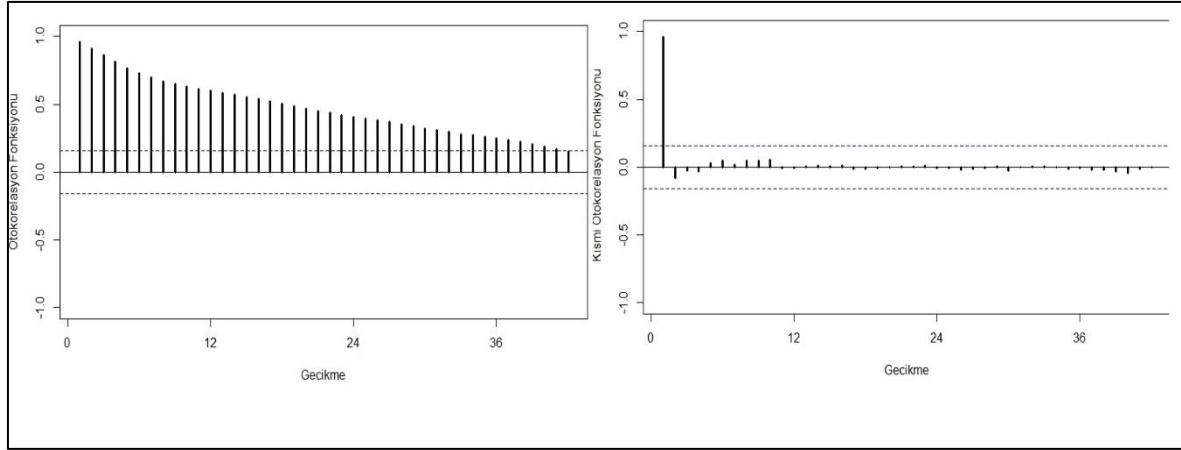
6.1 Durağanlık

Analizlere başlamadan veri setinin logaritması alınarak çarpıklığın azaltılması, sonuçların açık ve kolay yorumlanabilir olması amaçlanmıştır. Bu bölümden sonra TÜFE, GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR ve EURO logaritması alınmış değişkenleri ifade etmektedir. Şekil 6.1’de verilen TARIM-ÜFE serisinin yıllara göre grafiği incelendiğinde 2014 yılından sonra seride belirgin bir trend olduğu görülmüştür. Seriyeye ait Şekil 6.2’de verilen otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri durağanlık konusunda ön bilgi amaçlı kullanılmıştır. Otokorelasyon fonksiyonuna göre tüm gecikmeler için güven sınırlarının geçildiği, Kısmi otokorelasyon grafiğinde de ciddi biçimde sınırın aşıldığı görülmektedir. Bu bilgilere göre TARIM-ÜFE serisinin durağan olmadığı önsel olarak söylenebilir.



Şekil 6.1. Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi grafiği

Serinin istatistiksel olarak durağanlığını tespit edebilmek için Augmented Dickey-Fuller (ADF) birim kök testi uygulanmıştır.



Şekil 6.2. TARIM-ÜFE serisi otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri

Çizelge 6.1. TARIM-ÜFE serisi ADF test sonuçları

Sabitli		t-istatistiği	Sabitli-trendli	t-istatistiği
ADF test istatistiği		2,3887		0,8555
Kritik değerler	%1	-3,4751	%1	-4,0216
	%5	-2,8811	%5	-3,4406
	%10	-2,5772	%10	-3,1448

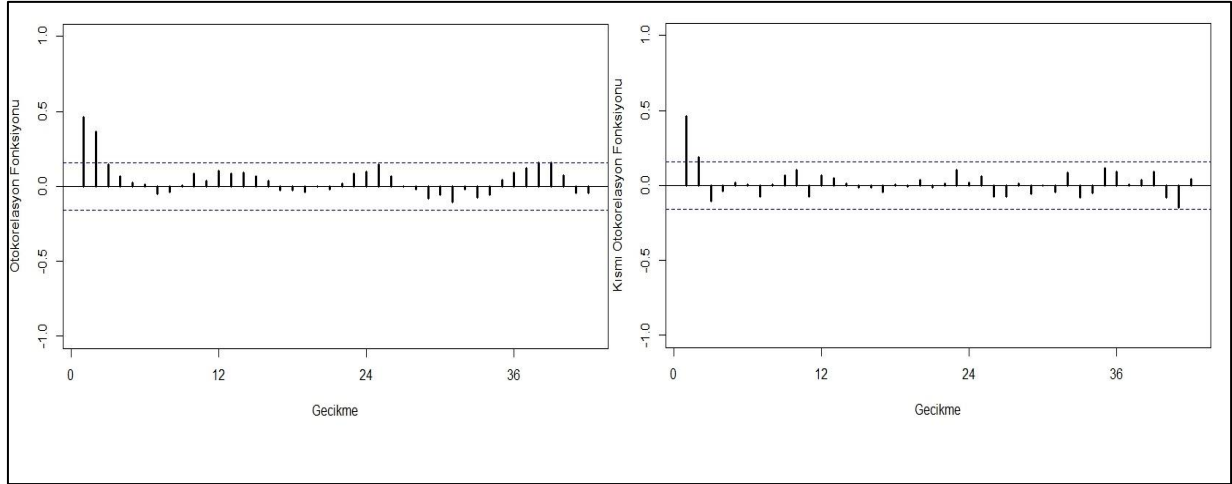
Sabitli ve sabitli-trendli kurulan modellerde AIC bilgi kriterine göre 4'üncü gecikmede artıklar akgürültü varsayımını sağlamıştır. Durağanlığın testi için,

H_0 : TARIM-ÜFE serisi birim kök içermektedir.

H_1 : TARIM-ÜFE serisi birim kök içermemektedir.

hipotezi kurulmuştur. Çizelge 6.1'de verilen sonuçlara göre, sabitli model için $\tau_{hesap}=2,3887 > \tau_{tablo}=-2,8811$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilemez. Sabitli-trendli modelde ise $\tau_{hesap}=0,8555 > \tau_{tablo}=-3,4406$ olarak bulunduğu benzer biçimde yokluk hipotezi reddedilemez. Sonuç olarak TARIM-ÜFE serisinin birim kök içerdiği, istatistiksel olarak durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Durağanlaştırma için birinci farkı alınan TARIM-ÜFE serisine ait oto korelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri Şekil 6.3'te verilmiştir. Grafığe göre serinin durağanlaştığı önsel olarak söylenebilir. Sonuçlar için birim kök testleri tekrar uygulanmıştır.



Şekil 6.3. Birinci fark TARIM-ÜFE serisi otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri
Sabitli model için AIC bilgi kriterine göre 1'inci gecikmede artıklar akgürültü varsayımını sağlarken sabitli ve trendli model için 3'üncü gecikmede bu varsayım sağlanmıştır. Çizelge 6.2'de birinci farkı alınan TARIM-ÜFE serisine ait sonuçlar verilmektedir.

Çizelge 6.2. TARIM-ÜFE I(1) ADF test sonuçları

Sabitli		t-istatistiği	Sabitli-trendli	t-istatistiği
ADF test istatistiği		-5,1262		-5,4954
Kritik değerler	%1	-3,4745	%1	-4,0216
	%5	-2,8808	%5	-3,4406
	%10	-2,5771	%10	-3,1448

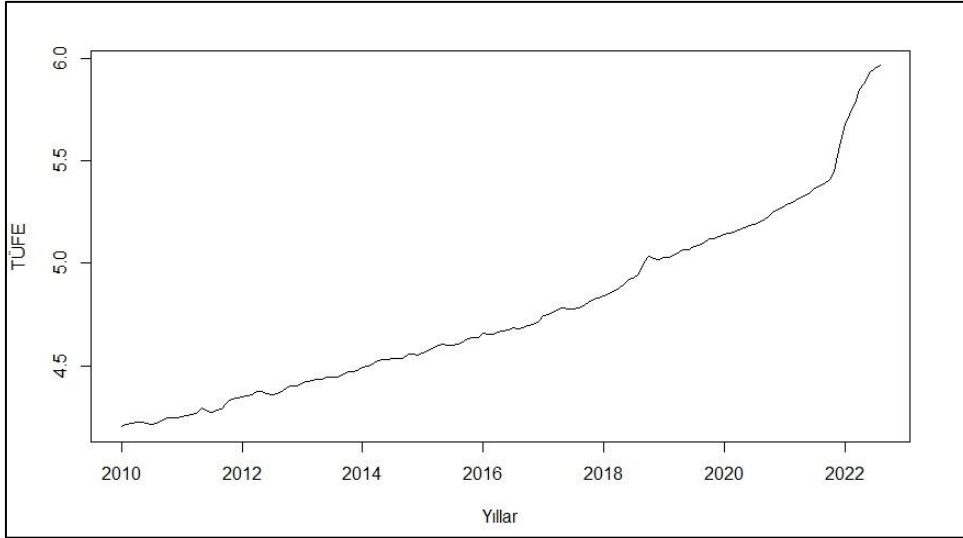
Kurulan,

H_0 : TARIM-ÜFE serisinin birinci farkı birim kök içermektedir.

H_1 : TARIM-ÜFE serisinin birinci farkı birim kök içermemektedir.

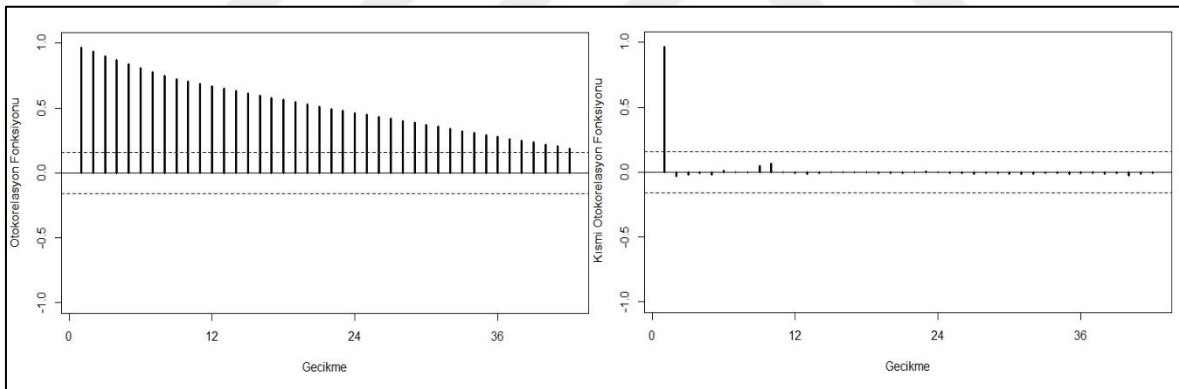
hipotezine göre sabitli model için $\tau_{hesap}=-5,1262 < \tau_{tablo}=-2,8808$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilir. Sabitli-trendli modelde ise $\tau_{hesap}=-5,4954 < \tau_{tablo}=-3,4406$ olarak bulunduğu benzer biçimde yokluk hipotezi reddedilir. TARIM-ÜFE serisinin birinci farkı birim kök içermemektedir. Serinin birinci farkında istatistiksel olarak durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

TÜFE serisi için durağanlık incelemesi yapılmıştır. Seriyeye ait Şekil 6.4'te verilen grafik incelendiğinde 2012-2022 yılları arasında serinin belirgin bir trendi olduğu görülmüştür.



Şekil 6.4. Tüketici Fiyatları Endeksi grafiği

Seriye ait Otokorelasyon ve Kısmi otokorelasyon grafikleri Şekil 6.5'te verilmektedir. Otokorelasyon ve Kısmi otokorelasyon grafiklerinden edinilen önbilgi serinin durağan olmadığını göstermektedir. Serinin durağanlığının incelenmesi için son olarak Birim kök testlerinin uygulanmasına geçilmiştir.



Şekil 6.5. TÜFE serisi otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri

Bu amaçla,

H_0 : TÜFE serisi birim kök içermektedir.

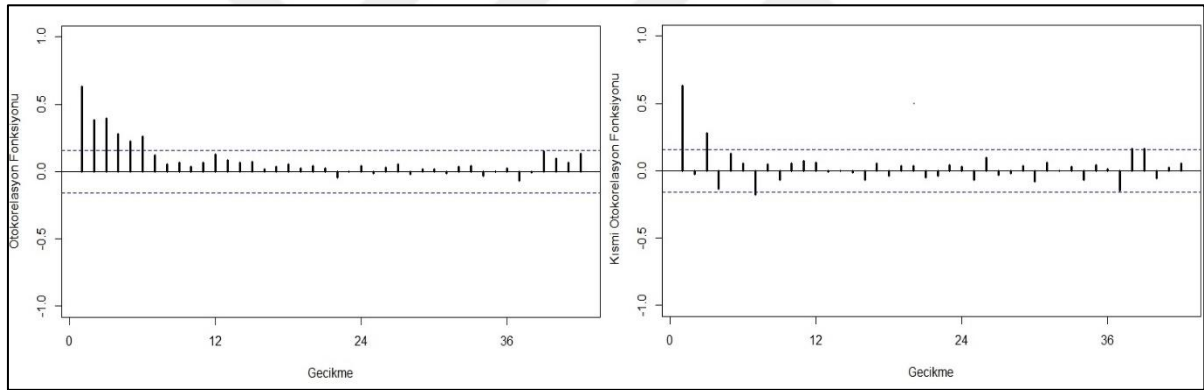
H_1 : TÜFE serisi birim kök içermemektedir.

biçiminde kurulan hipotezler ADF ile test edilmiştir. Sabitli ve sabitli-trendli olarak kurulan modeller için AIC bilgi kriterine göre 7'inci gecikmede artıklar akgürültü varsayımını sağlamıştır.

Çizelge 6.3. TÜFE serisi ADF test sonuçları

Sabitli		t-istatistiği	Sabitli-trendli	t-istatistiği
ADF test istatistiği		2,7515		2,3568
Kritik değerler	%1	-3,4761	%1	-4,0230
	%5	-2,8815	%5	-3,4413
	%10	-2,5775	%10	-3,1452

Çizelge 6.3'te verilen sonuçlara göre, sabitli model için $\tau_{hesap}=2,7515 > \tau_{tablo}=-2,8815$ olduğundan %95 güven düzeyinde yokluk hipotezi reddedilemez. Sabitli-trendli modelde ise $\tau_{hesap}=2,3568 > \tau_{tablo}=-3,4413$ olarak bulunduğundan benzer biçimde yokluk hipotezi reddedilemez. Sonuç olarak TÜFE serisinin birim kök içerdiği ve istatistiksel olarak durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Durağanlaştırma için TÜFE serisinin birinci farkı alınarak yeniden önsel ve istatistiksel kontrollerden geçirilmiştir.



Şekil 6.6. Birinci fark TÜFE serisi otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri

Farkı alınan TÜFE serisine ait Otokorelasyon ve Kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının verildiği Şekil 6.6 incelendiğinde, gecikmelerin orijinal seriye göre daha fazla güven aralıkları içine düştüğü görülmektedir. Doğru karar verebilmek için birim kök test sonuçlarının incelenmesi gerekmektedir.

Çizelge 6.4. TÜFE serisi I(1) ADF test sonuçları

Sabitli		t-istatistiği	Sabitli-trendli	t-istatistiği
ADF test istatistiği		-2,9309		-3,9280
Kritik değerler	%1	-3,4755	%1	-4,0230
	%5	-2,8812	%5	-3,4413
	%10	-2,5773	%10	-3,1452

TÜFE fark serisine ait ADF test değerleri Çizelge 6.4’te verilmektedir. AIC bilgi kriterine göre sabitli model 4’üncü ve sabitli trendli modellerde artıklar 6’ıncı gecikmede akgürültü varsayımını sağlamıştır. Buna göre hipotezler,

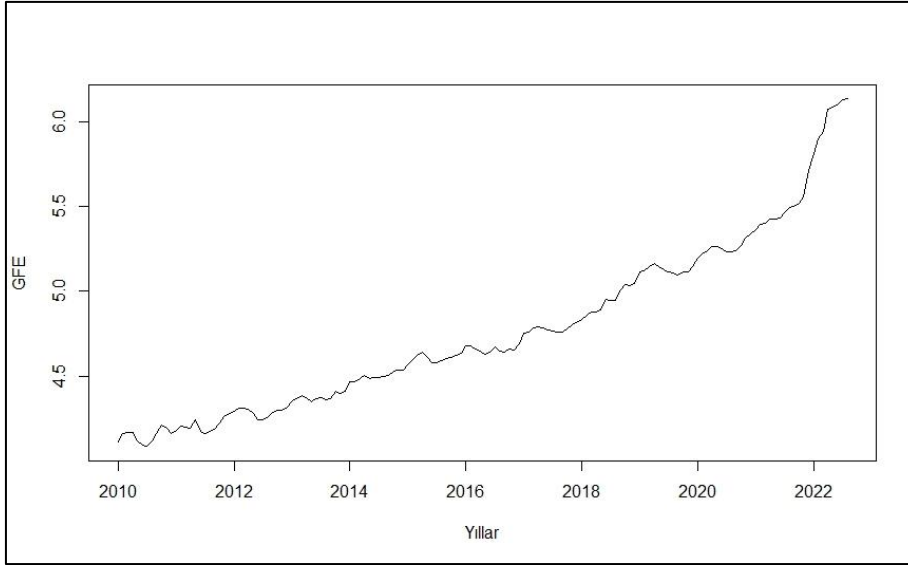
H_0 : TÜFE serisinin birinci farkı birim kök içermektedir.

H_1 : TÜFE serisinin birinci farkı birim kök içermemektedir.

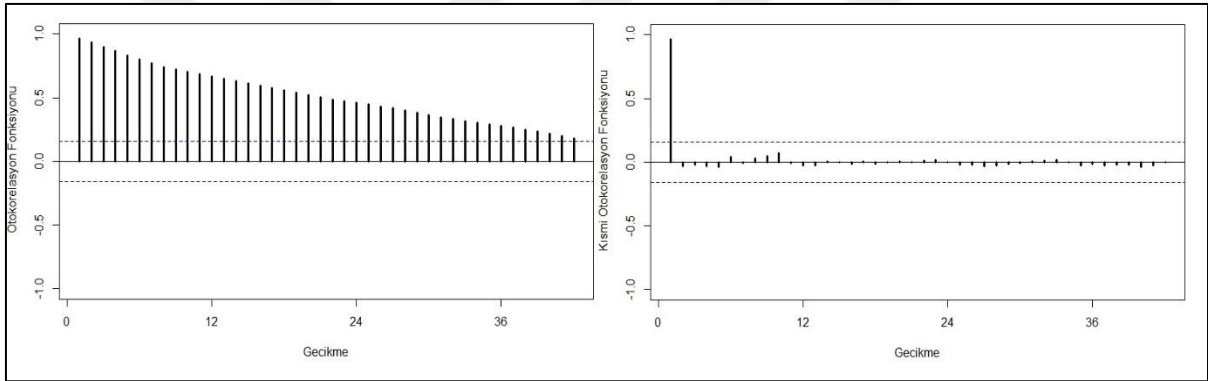
biçiminde yeniden kurularak test edilmiştir.

Çizelge 6.4’te verilen sonuçlara göre, sabitli model için $\tau_{hesap} = -2,9309 < \tau_{tablo} = -2,8812$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilir. Sabitli-trendli modelde ise $\tau_{hesap} = -3,9280 < \tau_{tablo} = -3,4413$ olarak bulunduğu benzer biçimde yokluk hipotezi reddedilir. TÜFE serisinin birinci farkı birim kök içermemektedir. Serinin istatistiksel olarak durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

GFE için durağanlık analizleri yapılmıştır. Şekil 6.7’de verilen GFE serisinin trendi olduğu görülmüştür. Durağanlık için Şekil 6.8’de verilen Otokoreleasyon ve Kısmi otokorelasyon fonksiyonları incelenmiş, serinin durağan olmadığı önsel olarak tespit edilmiştir.



Şekil 6.7.Gıda Fiyatları Endeksi grafiği



Şekil 6.8.GFE serisi otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri

Serinin istatistiksel olarak durağanlık analizi için ADF birim kök testi uygulanmıştır.

Bu amaçla,

H_0 : GFE serisi birim kök içermektedir.

H_1 : GFE serisi birim kök içermemektedir.

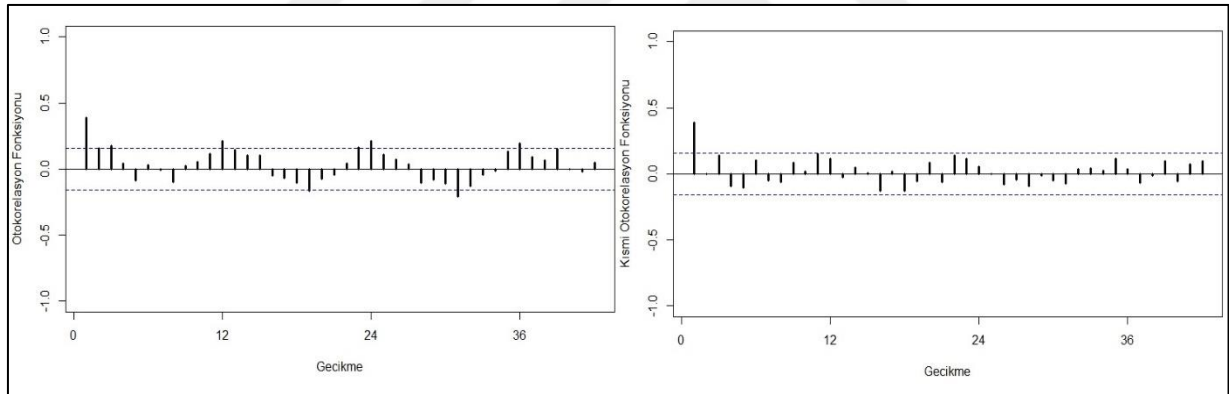
hipotezi test edilmiştir.

Sabitli ve sabitli-trendli olarak kurulan modeller için AIC bilgi kriterine göre sırasıyla 5'inci ve 8'inci gecikmelerde artıklar akgürültü varsayımını sağlamıştır.

Çizelge 6.5. GFE serisi ADF test sonuçları

Sabitli	t-istatistiği	Sabitli-trendli	t-istatistiği	
ADF test istatistiği	2,7784		2,2299	
Kritik değerler	%1	-3,4755	%1	-4,0235
	%5	-2,8812	%5	-3,4415
	%10	-2,5773	%10	-3,1453

Çizelge 6.5'te verilen sonuçlara göre, sabitli model için $\tau_{hesap}=2,7784 > \tau_{tablo}=-2,8812$ olduğundan %95 güven düzeyinde yokluk hipotezi reddedilemez. Sabitli-trendli modelde ise $\tau_{hesap}=2,2299 > \tau_{tablo}=-3,4415$ olarak bulunduğu benzer biçimde yokluk hipotezi reddedilemez. Sonuçta GFE serisinin birim kök içerdiği ve istatistiksel olarak durağan olmadığına ulaşılmıştır. Durağanlaştırma için GFE serisinin birinci farkı alınarak yeniden önsel kontrollerden geçirilmiştir. Şekil 6.9'da verilen birinci fark GFE otokorelasyon fonksiyonu incelendiğinde serinin durağanlaştığı önsel olarak söylenebilir.



Şekil 6.9. Birinci fark GFE otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri

Ayrıca serinin durağanlığı testi ADF yöntemi ile test edilmiştir. Sabitli ve Sabitli-trendli modeller için 4'üncü gecikmede artıklar akgürültü varsayımını sağlamıştır. Kurulan,

H_0 : GFE serisinin birinci farkı birim kök içermektedir.

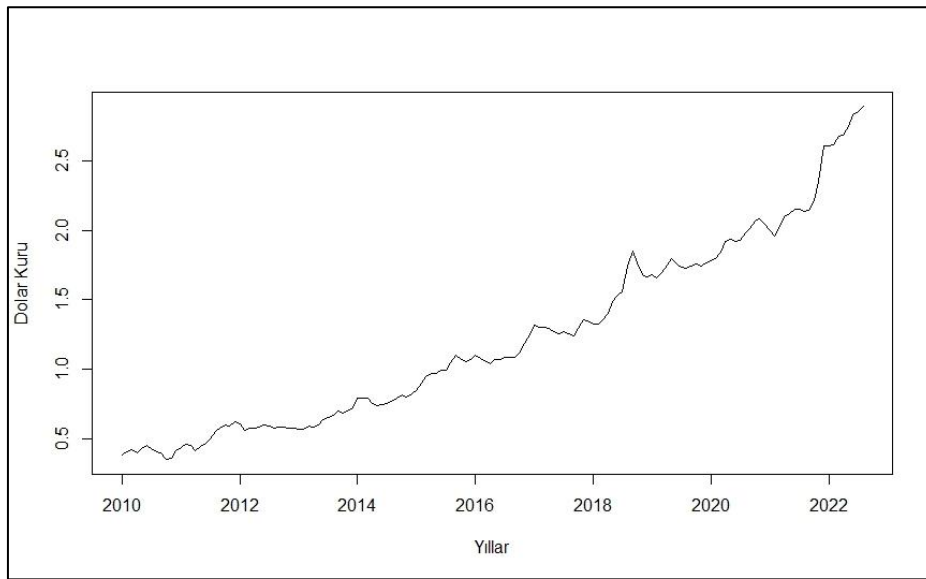
H_1 : GFE serisinin birinci farkı birim kök içermemektedir.

hipotezleri Çizelge 6.6'da verilen sonuçlara göre incelendiğinde, sabitli model için $\tau_{hesap}=-5,2702 < \tau_{tablo}=-2,8812$ olduğundan %95 güven düzeyinde yokluk hipotezi reddedilir. Sabitli-trendli modelde ise $\tau_{hesap}=-5,8852 < \tau_{tablo}=-3,4415$ olarak bulunduğu benzer biçimde yokluk hipotezi reddedilir. Sonuç olarak birinci farkı alınan GFE serisi birim kök içermemektedir.

Çizelge 6.6. GFE serisi I(1) ADF test sonuçları

Sabitli	t-istatistiği	Sabitli-trendli	t-istatistiği	
ADF test istatistiği	-5,2702		-5,8852	
Kritik değerler	%1	-3,4785	%1	-4,0264
	%5	-2,8825	%5	-3,4429
	%10	-2,5780	%10	-3,1461

Serilerin durağanlık incelemesine dolar ve euro kuru serileri ile devam edilmiştir. Şekil 6.10'da verilen Dolar alış kuru serisinin zamana göre trend içerdiği görülmektedir.



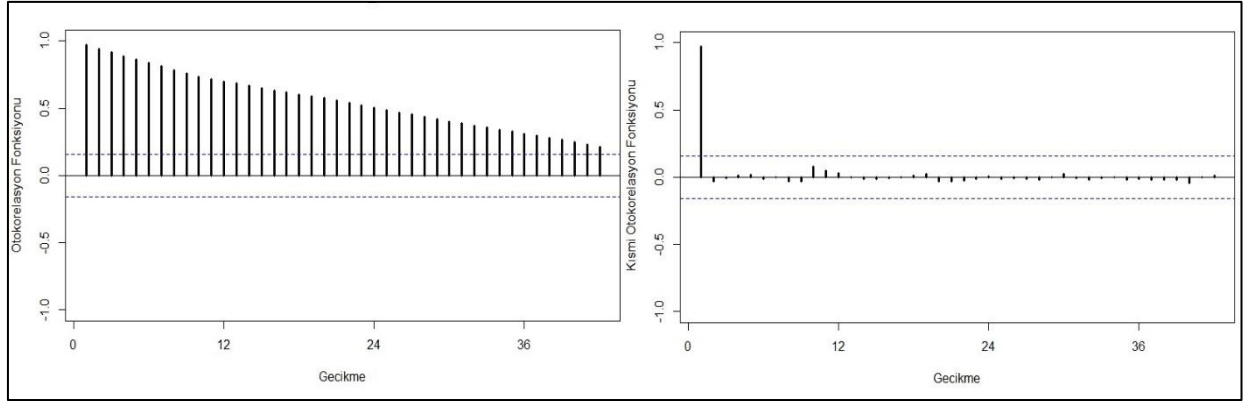
Şekil 6.10. Dolar alış kuru grafiği

Önsel incelemelere Şekil 6.11'de verilen ACF ve PACF grafiklerinin incelenmesiyle devam edilmiştir. Buna göre Otokorelasyon fonksiyonunun tüm gecikmeler için güven sınırlarını geçtiği görülmüştür. Dolar serisinin önsel olarak durağan olmadığı tespit edilmiştir. İstatistiksel tespitler için seriye ADF testi uygulanarak,

H_0 : Dolar kuru serisi birim kök içermektedir.

H_1 : Dolar kuru birim kök içermemektedir.

hipotezi test edilmiştir.

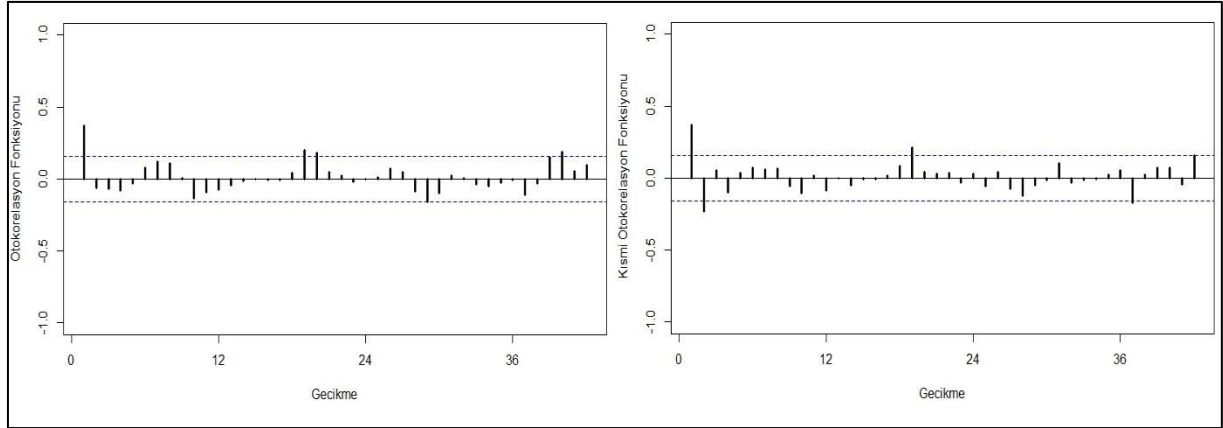


Şekil 6.11. Dolar kuru otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri

Çizelge 6.7. DOLAR serisi ADF test sonuçları

Sabitli		t-istatistiği	Sabitli-trendli	t-istatistiği
ADF test istatistiği		2,4162		-0,3799
Kritik değerler	% 1	-3,4745	% 1	-4,0208
	% 5	-2,8808	% 5	-3,4402
	% 10	-2,5771	% 10	-3,1445

Sabitli ve sabitli-trendli modellerde AIC kriterine göre 2.inci gecikmede artıklar akgürültü varsayımını sağlamaktadır. Çizelge 6.7’de verilen değerlere göre sabitli model için $\tau_{hesap}=2,4162 > \tau_{tablo}=-2,8808$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilemez. Sabitli-trendli modelde ise $\tau_{hesap}=-0,3799 > \tau_{tablo}=-3,4402$ olarak bulunduğundan benzer biçimde yokluk hipotezi reddedilemez. Dolar kuru serisinin birim kök içerdiği ve istatistiksel olarak durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Durağanlaştırma için dolar kuru serisinin birinci farkı alınarak yeniden önsel kontrollerden geçirilmiştir. Şekil 6.12’te verilen grafiklere göre birinci farkı alınan serinin durağan hale geldiği söylenebilir. İstatistiksel olarak sonuçlar ADF testi ile incelenmiştir.



Şekil 6.12. Dolar kuru birinci fark otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri

Kurulan,

H_0 : Dolar kuru serisinin birinci farkı birim kök içermektedir.

H_1 : Dolar kuru serisinin birinci farkı birim kök içermemektedir.

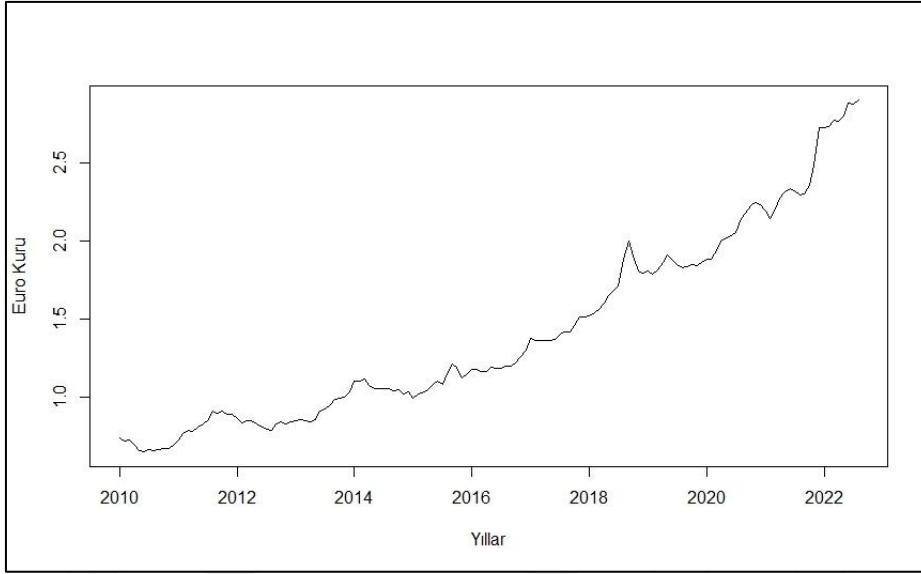
hipotezi test edilmiştir.

Çizelge 6.8. DOLAR serisi I(1) ADF test sonuçları

Sabitli		t-istatistiği	Sabitli-trendli	t-istatistiği
ADF test istatistiği		-8,5555		-9,0949
Kritik değerler	%1	-3,4745	%1	-4,0208
	%5	-2,8808	%5	-3,4402
	%10	-2,5771	%10	-3,1445

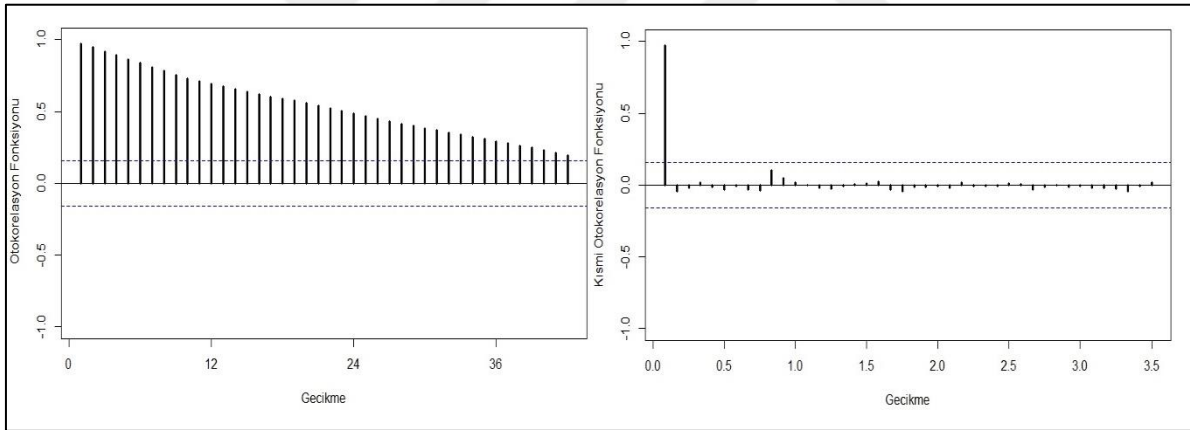
Sabitli ve sabitli-trendli modelin 1'inci gecikmesinde AIC kriterine göre artıklar akgürültü varsayımını sağlamıştır. Çizelge 6.8'de verilen sonuçlara göre, sabitli model için $\tau_{hesap} = -8,5555 < \tau_{tablo} = -2,8808$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilir. Sabitli-trendli model için $\tau_{hesap} = -9,0949 < \tau_{tablo} = -3,4402$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilir. Dolar kuru serisinin birinci farkı birim kök içermemektedir. Serinin birinci farkta istatistiksel olarak durağan olduğu bulunmuştur.

Şekil 6.13'de verilen Euro kuru alış serisinin grafiği incelendiğinde serinin bir trende sahip olduğu görülmektedir.



Şekil 6.13. Euro alış kuru grafiği

Euro serisinin durağanlığının incelenmesi için oluşturulan Otokorelasyon ve Kısmi otokorelasyon grafikleri Şekil 6.14’te verilmiştir.



Şekil 6.14. Euro kuru için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri

Otokorelasyon fonksiyonunun tüm gecikmeler için güven sınırlarını geçtiği görülmüş; Euro serisinin önsel olarak durağan olmadığı tespit edilmiştir.

Kurulan,

H_0 : Euro kuru serisi birim kök içermektedir.

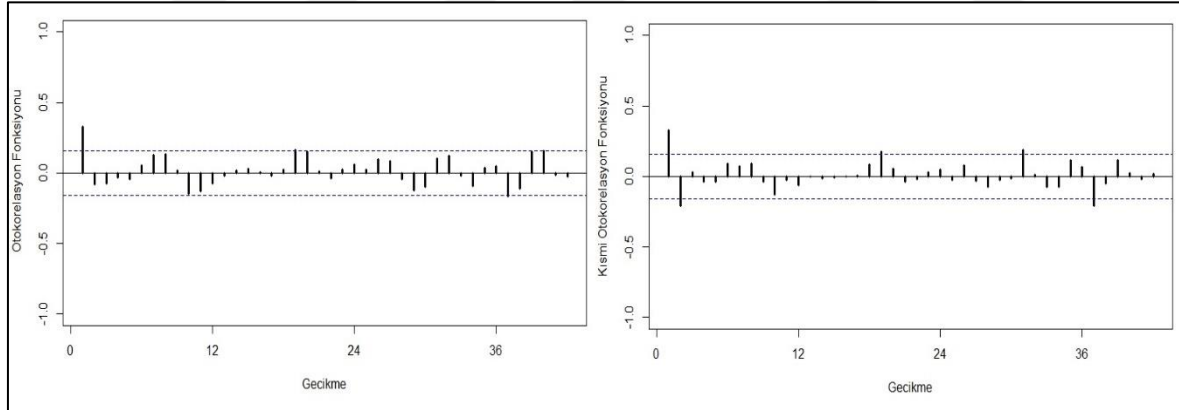
H_1 : Euro kuru birim kök içermemektedir.

hipotezi ADF birim kök testi yapılarak sınanmıştır.

Çizelge 6.9. EURO serisi ADF test sonuçları

Sabitli		t-istatistiği	Sabitli-trendli	t-istatistiği
ADF test istatistiği		2,3515		-0,5463
Kritik değerler	%1	-3,4745	%1	-4,0208
	%5	-2,8808	%5	-3,4402
	%10	-2,5771	%10	-3,1445

Sabitli ve sabitli-trendli modellerde AIC bilgi kriterine göre 2.gecikmede artıklar akgürültü varsayımını sağlamıştır. Çizelge 6.9’da verilen değerlere göre sabitli model için $\tau_{hesap}=2,3515 > \tau_{tablo}=-2,8808$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilemez. Sabitli-trendli modelde ise $\tau_{hesap}=-0,5463 > \tau_{tablo}=-3,4402$ olarak bulunduğundan benzer biçimde yokluk hipotezi reddedilemez. Euro kuru serisinin birim kök içerdiği ve istatistiksel olarak durağan olmadığı bulunmuştur. Durağanlaştırma için euro kuru serisinin birinci farkı alınarak yeniden önsel kontrollerden geçirilmiştir. Şekil 6.15’te verilen grafiklere göre birinci farkı alınan serinin durağan hale geldiği söylenebilir. İstatistiksel olarak sonuçlar ADF testi ile incelenmiştir.



Şekil 6.15. Euro kurunun birinci farkı için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri

Kurulan,

H_0 : Euro kuru serisinin birinci farkı birim kök içermektedir.

H_1 : Euro kuru serisinin birinci farkı birim kök içermemektedir.

hipotezi test edilmiştir.

Çizelge 6.10. EURO serisi I(1) ADF test sonuçları

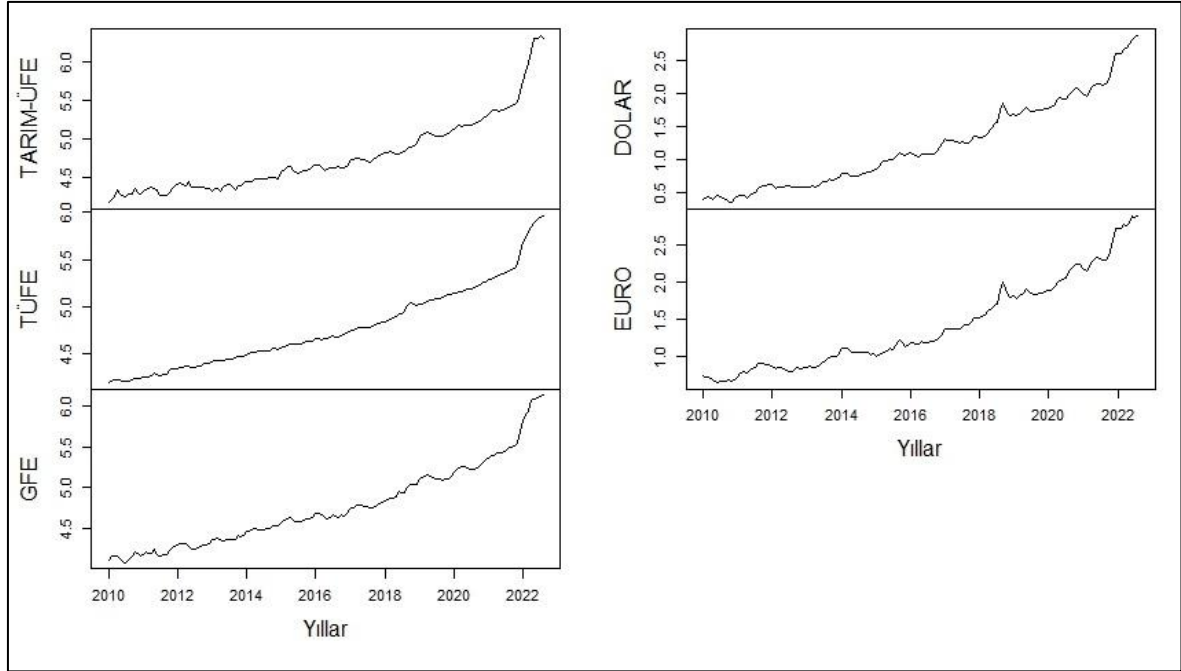
Sabitli		t-istatistiği	Sabitli-trendli	t-istatistiği
ADF test istatistiği		-8,6820		-9,2444
Kritik değerler	%1	-3,4745	%1	-4,0208
	%5	-2,8808	%5	-3,4402
	%10	-2,5771	%10	-3,1445

Sabitli ve sabitli-trendli modelin 1'inci gecikmesinde AIC kriterine göre artıklar akgürültü varsayımını sağlamıştır. Çizelge 6.10'da verilen sonuçlara göre, sabitli model için $\tau_{hesap} = -8,6820 < \tau_{tablo} = -2,8808$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilir. Sabitli-trendli model için $\tau_{hesap} = -9,2444 < \tau_{tablo} = -3,4402$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilir. Euro kuru serisinin birinci farkı birim kök içermemektedir. Serinin birinci farkta istatistiksel olarak durağan olduğu bulunmuştur.

Yapılan analizler sonucunda TARIM-ÜFE, TÜFE, GFE, DOLAR ve EURO kuru serilerinin I(1) serisi olduğu tespit edilmiştir.

6.2 Eşbütünleşme ve Hata Düzeltme Modelleri

Çalışmaya dahil edilen TÜFE, GFE, TARIM-ÜFE, EURO ve DOLAR kuru serileri arasında kısa ve uzun dönemli ilişkilerin varlığı Engle-Granger, Johansen ve ARDL yöntemleri kullanılarak incelenmiştir. Serilere ait grafiklerin verildiği Şekil 6.16'da benzer biçimde trendlerinin olması uzun dönemde seriler arasında eşbütünleşme ihtimalini işaret etmektedir. Bu nedenle anlamlı olması olası modeller için değişkenler bir araya getirilerek denemeler yapılmıştır.



Şekil 6.16. Çalışmada kullanılan serilere ait grafikler

6.2.1 Engle-Granger yaklaşımı ve hata düzeltme modelleri

GFE ile TARIM ÜFE serileri arasında olası eşbütünleşme Engle-Granger testine göre araştırılmıştır. Birinci aşamada En Küçük Kareler (OLS) yöntemiyle regresyon modeli tahmin edilmiştir. İkinci aşamada ise modele ait kalıntılar incelenmiştir.

Çizelge 6.11. GFE ve TARIM-ÜFE model tahminleri

Değişken	Katsayı	Std Hata	t-istatistiği	p-değeri
TARIM-ÜFE	0,6913	0,0217	31,8186	0,0000
Sabit	1,1514	0,0881	13,0694	0,0000
Trent	0,0041	0,0002	17,6088	0,0000
R2	0,9959			

Kurulan model için hesaplanan katsayılar Çizelge 6.11’de verilmektedir. Modele alınan değişkenlerin olasılık değerleri incelendiğinde sabit, trent ve bağımlı değişkenin (TARIM-ÜFE) istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. ($p < 0,05$)

Çizelge 6.12. GFE ve TARIM-ÜFE model kalıntı test sonuçları

Sabitli ve Trendli	Değer	p-değeri
Engle-Granger Tau istatistiği	-4,6815	0,0046
Engle-Granger z istatistiği	-36,5527	0,0051

Değişken	Katsayı	Std Hata	t-istatistiği	p-değeri
Kalıntılar(-1)	-0,2420	0,0517	-4,6815	0,0000

Kurulan modelle değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadığının incelenmesi için Çizelge 6.12’de verilen sonuçlar incelenmiştir. $p=0,0046 < 0,05$ olarak bulunduğundan,

H_0 : GFE ve TARIM-ÜFE serileri arasında eşbütünleşme yoktur.

hipotezi reddedilir. Buna göre GFE ile TARIM-ÜFE serileri arasında uzun dönemde eşbütünleşme bulunmaktadır.

$$GFE = 1,1514 + 0,0041 * t + 0,6913 * (TARIM - ÜFE) + u_t \quad (6.1)$$

Modele ait denkleme göre TARIM-ÜFE serisinde yaşanan %1’lik artış uzun dönemde GFE’ye %0,69 oranında artış olarak yansımaktadır.

Modelin kısa dönemli ilişkilerini ortaya koyan Hata Düzeltme Modeline (ECM) ait katsayıları hesaplanarak Çizelge 6.14’te verilmiştir. Buna göre kısa dönemli model,

$$\Delta GFE = 0,0049 + 0,6173 * (\Delta TARIM - ÜFE) - 0,2114 * \epsilon_{t-1} \quad (6.2)$$

biçimindedir. Çizelge 6.13’te verilen değerlere göre hata düzeltme terimi anlamlıdır ve 0 ile -1 arasındadır. Bu sonuç iki değişken arasında kısa dönemde de ilişki olduğunu ortaya koyarken uzun dönemli ilişkiyi doğrulamaktadır.

Hata düzeltme teriminin istatistiksel olarak anlamlı olması, kısa ve uzun dönem arasında oluşan dengesizliklerin her ay yaklaşık %21’inin düzelerek dengelendiğini göstermektedir.

Son olarak ECM’nin otokorelasyon, değişen varyanslılık ve normallik varsayımlarını sağlayıp sağlamadığı incelenmiştir.

Çizelge 6.13. GFE ve TARIM-ÜFE ECM tahminleri

Değişken	Katsayı	Std Hata	t-istatistiği	p-değeri
Δ TARIM-ÜFE	0,6173	0,0493	12,5137	0,0000
Sabit	0,0049	0,0017	2,8199	0,0000
Kalıntılar(-1)	-0,2114	0,0565	-3,7416	0,0003
R2	0,5206			
Durbin-Watson	1,8966			

Otokorelasyon için 8'inci gecikmeye kadar alınan ve Çizelge 6.14'te verilen sonuçlara göre $p=0,2320>0,05$ olduğundan artıklarda serisel korelasyon olmadığı bulunmuştur. Artıklarda değişen varyanslılık sorunu araştırılarak Çizelge 6.15'te verilen sonuçlara ulaşılmıştır.

Çizelge 6.14. GFE ve TARIM-ÜFE model artıkları LM testi

F istatistiği	1,3330	p-değeri F(8,139)	0,2320
Gözlem R2	10,6885	p-değeri Kikare(8)	0,2200

ARCH değişen varyanslılık testi ile 8'inci gecikmeye kadar alınan sonuçlara göre $p=0,0628>0,05$ olduğundan artıklarda değişen varyanslılık sorunu olmadığı bulunmuştur.

Çizelge 6.15. GFE ve TARIM-ÜFE model artıkları değişen varyans testi

F istatistiği	1,9140	p-değeri F(8,133)	0,0628
Gözlem R2	14,6604	p-değeri Kikare(8)	0,0661

Normallik varsayımının kontrolü için hesaplanan sonuçlar çizelge 6.16'da verilmiştir. Buna göre $p=0,0000<0,05$ olduğundan artıkların dağılımının normal dağılıma uymadığı bulunmuştur.

Çizelge 6.16. GFE ve TARIM-ÜFE model artıkları normallik testi

Değişken	
Ortalama	6,48e-19
Ortanca	-0,000199
En Büyük	0,080619
En Küçük	-0,070944
Std. Sapma	0,019776
Çarpıklık	0,137804
Basıklık	6,043775
Jarque-Bera	58,37827
p-değeri	0,0000

Artıklar tahmin edilen bir modelin veride bulunan bilgileri yeterince yakalayıp yakalamadığını kontrol etmek açısından önemlidir. İyi bir tahmin denkleminin artıkları, ilişkisiz ve sıfır ortalamalı olmalıdır. Artıkların sabit varyanslı ve normal dağılması varsayımları ise zorunlu olmayan ancak tahmin aralıklarının hesaplanması açısından kullanışlıdır (J Hyndman & Athanasopoulos, 2018). Bu aşamada çalışma GFE ve TARIM-ÜFE değişkenlerinin ECM artıklarının otokorelasyon ve değişen varyans varsayımlarını sağladığı ancak normal dağılıma uymadığı, ileriye dönük tahminler için model kurulmaması nedeniyle yapılan çıkarımların geçerli olduğu, normal dağılıma uyum sorununda örnek sayısının yeterli olmaması, modelde yer almayan açıklayıcı başka değişkenlerin olması gibi faktörlerin etkili olduğu söylenebilir.

TÜFE ve GFE serileri için olası eşbütünlüşme Engle-Granger yöntemi ile araştırılmıştır. Birinci aşamada En Küçük Kareler (OLS) yöntemiyle regresyon modeli kurulmuş, ikinci aşamada modele ait kalıntılar incelenmiştir.

Çizelge 6.17. TÜFE ve GFE model tahminleri

Değişken	Katsayı	Std Hata	t-istatistiği	p-değeri
GFE	0,8602	0,0065	130,4269	0,000
Sabit	0,6698	0,0316	21,1755	0,000
R2	0,9969			

Kurulan model için hesaplanan katsayılar Çizelge 6.17'de verilmektedir. Yapılan denemelerde modele alınan değişkenlerin olasılık değerleri incelenmiş sabit ve bağımlı değişkenin (GFE) katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür. ($p < 0,05$)

Çizelge 6.18. TÜFE ve GFE model kalıntıları test sonuçları

Sabitli	Değer	p-değeri
Engle-Granger Tau istatistiği	-6,1487	0,0000
Engle-Granger z istatistiği	-74,7059	0,0000

Değişken	Katsayı	Std Hata	t-istatistiği	p-değeri
Kalıntılar(-1)	-0,2954	0,0480	-6,1487	0,0000

Kurulan modelle değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadığının incelenmesi için Çizelge 6.18'de verilen sonuçlar incelenmiştir. $p=0,0000 < 0,05$ olarak bulunduğundan,

H_0 : TÜFE ve GFE serileri arasında eşbütünleşme yoktur.

hipotezi reddedilir. Buna göre TÜFE ile GFE serileri arasında uzun dönemde eşbütünleşme bulunmaktadır.

$$TÜFE = 0,6698 + 0,8602 * (GFE) + u_t \quad (6.3)$$

Modele ait denkleme göre GFE serisinde yaşanan %1'lik artış uzun dönemde TÜFE'ye %0,86 oranında artış olarak yansımaktadır.

Modelin kısa dönemli ilişkilerini ortaya çıkarmak için Hata Düzeltme Modeline ait katsayılar hesaplanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre kurulan modelin Otokorelasyon varsayımı için F istatistiğine ait $p=0,0000 < 0,05$ olduğundan artıklarda serisel korelasyon sorunu olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle uygun ECM için denemeler yapılarak Çizelge 6.19'da verilen sonuçlara ulaşılmıştır. Buna göre hata düzeltme terimi 0 ile -1 arasında ayrıca istatistiksel olarak anlamlıdır.

Hata düzeltme teriminin istatistiksel olarak anlamlı olması, kısa ve uzun dönem arasında oluşan dengesizliklerin her ay yaklaşık %13'ünün düzelerek dengelendiğini göstermektedir.

Son olarak ECM'nin otokorelasyon, değişen varyanslılık ve normallik varsayımlarını sağlayıp sağlamadığı incelenmiştir.

Çizelge 6.19. TÜFE ve GFE ECM tahminleri

Değişken	Katsayı	Std Hata	t-istatistiği	p-değeri
Δ GFE	0,4091	0,0289	14,1354	0,0000
Δ GFE(-1)	-0,1117	0,0441	-2,5311	0,0125
Δ GFE(-2)	0,1686	0,0461	3,6567	0,0004
Δ GFE(-3)	0,0042	0,0018	2,2803	0,0241
Δ GFE(-4)	-0,0354	0,0288	-1,2276	0,2217
Δ TÜFE(-1)	0,5113	0,0844	6,0523	0,0000
Δ TÜFE(-2)	-0,3344	0,0945	-3,5393	0,0005
Δ TÜFE(-3)	0,0975	0,0605	1,6117	0,1093
Kalıntılar(-4)	-0,1384	0,0395	-3,4958	0,0006
Sabit	-0,0177	0,0085	-2,0830	0,0391
R2	0,7959			
Durbin-Watson	1,9511			

Otokorelasyon için 2'nci gecikmeye kadar alınan ve Çizelge 6.20'de verilen sonuçlara göre $p=0,0907>0,05$ olduğundan artıklarda serisel korelasyon olmadığı bulunmuştur. Artıklarda değişen varyanslık sorunu araştırılarak Çizelge 6.21'de verilen sonuçlara ulaşılmıştır.

Çizelge 6.20. TÜFE ve GFE model artıkları LM testi

F istatistiği	2,4432	p-değeri F(8,139)	0,0907
Gözlem R2	5,1349	p-değeri Kikare(8)	0,0767

ARCH değişen varyanslık testi ile 2'nci gecikmeye kadar alınan sonuçlara göre $p=0,0751>0,05$ olduğundan artıklarda değişen varyanslık sorunu olmadığı bulunmuştur.

Çizelge 6.21. TÜFE ve GFE model artıkları değişen varyans testi

F istatistiği	2,6360	p-değeri F(8,133)	0,0751
Gözlem R2	5,1907	p-değeri Kikare(8)	0,0746

Normallik varsayımının kontrolü için hesaplanan sonuçlar çizelge 6.22'de verilmiştir. Buna göre $p=0,0000<0,05$ olduğundan artıkların dağılımının normal dağılıma uymadığı bulunmuştur.

Çizelge 6.22. TÜFE ve GFE model artıkları normallik testi

Değişken	
Ortalama	2,60e-19
Ortanca	-0,000456
En Büyük	0,047379
En Küçük	-0,021054
Std. Sapma	0,007826
Çarpıklık	0,158046
Basıklık	11,7802
Jarque-Bera	533,3875
p-değeri	0,0000

Bu aşamada çalışma TÜFE ve GFE değişkenlerinin ECM artıklarının otokorelasyon ve değişen varyans varsayımlarını sağladığı ancak normal dağılıma uymadığı, ileriye dönük tahminler için model kurulmaması nedeniyle yapılan çıkarımların geçerli olduğu, normal dağılıma uyum sorununda örnek sayısının yeterli olmaması, modelde yer almayan açıklayıcı başka değişkenlerin olması gibi faktörlerin etkili olduğu söylenebilir.

6.2.2 Johansen yaklaşımı ve hata düzeltme modelleri

GFE ve TARIM-ÜFE için Johansen Eşbütünleşme analizine geçilmeden uygun gecikme uzunluğunun VAR modeli ile tespit edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla yapılan denemeler sonucu elde edilen AIC değerleri Çizelge 6.23'te hesaplanmıştır.

Çizelge 6.23. GFE ve TARIM-ÜFE modeli uygun gecikmenin belirlenmesi

Gecikme	AIC değerleri
0	-0,9345
1	-8,8728
2	-9,0988
3	-9,1111
4	-9,1200
5	-9,1156
6*	-9,1512

Buna göre en küçük AIC değerinin hesaplandığı 6'nci gecikme en uygun gecikme olarak bulunmuştur.

Çizelge 6.24. GFE ve TARIM-ÜFE serileri uygun eşbütünleşme modeli seçimi

Trent	-	-	Doğrusal	Doğrusal	Kuadratik
Test Tipi	Sabitsiz	Sabitli	Sabitli	Sabitli	Sabitli
	Trendsiz	Trendsiz	Trendsiz	Trendli	Trendli
İz	1	1	0	0	1
En büyük Özdeğer	1	1	0	0	0
Schwarz	-8,4852	-8,4852	-8,5239	-8,5239*	-8,4928

Uygun gecikme uzunluğu 1-6 alınarak Çizelge 6.24'te verilen sonuçlar alınmıştır. En küçük Schwarz(-8,5239) kriterlerinin sağlandığı doğrusal sabitli-trendli model seçilmiştir. Kurulan modele ait sonuçlar Çizelge 6.25'te verilmiştir.

Çizelge 6.25. GFE ve TARIM-ÜFE eşbütünleşme testi sonuçları

Hipotez	Özdeğer	İz İstatistiği	Kritik Değer%10	p-değeri
r=0	0,1108	24,4721	23,3423	0,0739
r<=1	0,0500	7,4411	10,6663	0,3008

İz testi istatistiği kullanılarak,

H_0 : GFE ve TARIM-ÜFE serileri arasında eşbütünleşme bulunmamaktadır. (Seriler arasında uzun dönemli ilişki yoktur.)

H_1 : GFE ve TARIM-ÜFE serileri arasında eşbütünleşme bulunmaktadır.

hipotezleri test edilmiştir. $p=0,0739 < 0,10$ olduğundan %90 güven düzeyinde yokluk hipotezi reddedilir. Johansen yöntemine göre GFE ile TARIM-ÜFE serileri arasında uzun dönemde bir eşbütünleşme olduğu bulunmuştur.

Çizelge 6.26. GFE, TARIM-ÜFE serileri eşbütünleşme tahminleri

GFE	TARIM-ÜFE	Trent
1,0000	-0,6231	-0,0044
	(0,0527)	(0,0004)

Çizelge 6.26'da verilen sonuçlara göre eşbütünleşme denklemi,

$$GFE_t = 0,0044 * t + 0,6231 * (TARIM - ÜFE_t) \quad (6.4)$$

olarak bulunmuştur.

Eşbütünleşme testi sonucunda seriler arasındaki kısa dönemli ilişkilerini ortaya çıkarmak için Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) sabit ve trend içeren doğrusal model seçimiyle VECM(6) oluşturulmuştur. Ancak modelin ECT terimi “CointEq1” 0,074047 olarak bulunduğundan oluşturulan VECM modelinin uygun olmadığı tespit edilmiştir. Uygun modelin oluşturulması için 1-18 arasında gecikmeler denenmiştir. En küçük Akaike ve Schwarz değerleri incelenerek VECM(12) modelinin kurulmasına karar verilmiştir. VECM(12)’ye ait denklem,

$$\begin{aligned}
D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_) &= C(1)*(\quad D_Z_G_DA_FIY_END_Y_(-1) \quad - \\
&1.48415993344*TAR_M_UFE_X1_(-1) + 2.32487573756) + C(2)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_(-1)) + \\
&C(3)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_(-2)) \quad + \quad C(4)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_(-3)) \quad + \\
&C(5)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_(-4)) \quad + \quad C(6)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_(-5)) \quad + \\
&C(7)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_(-6)) \quad + \quad C(8)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_(-7)) \quad + \\
&C(9)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_(-8)) \quad + \quad C(10)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_(-9)) \quad + \\
&C(11)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_(-10)) \quad + \quad C(12)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_(-11)) \quad + \\
&C(13)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_(-12)) \quad + \quad C(14)*D(TAR_M_UFE_X1_(-1)) \quad + \\
&C(15)*D(TAR_M_UFE_X1_(-2)) + C(16)*D(TAR_M_UFE_X1_(-3)) + C(17)*D(TAR_M_UFE_X1_(-4)) + \\
&C(18)*D(TAR_M_UFE_X1_(-5)) + C(19)*D(TAR_M_UFE_X1_(-6)) + C(20)*D(TAR_M_UFE_X1_(-7)) + \\
&C(21)*D(TAR_M_UFE_X1_(-8)) + C(22)*D(TAR_M_UFE_X1_(-9)) + C(23)*D(TAR_M_UFE_X1_(-10)) \\
&+ C(24)*D(TAR_M_UFE_X1_(-11)) + C(25)*D(TAR_M_UFE_X1_(-12)) + C(26) \quad (6.5)
\end{aligned}$$

biçiminde oluşturulmuştur. Çizelge 6.27’de VECM için bazı tahminler verilmektedir. Modele ait ECT terimi “CointEq1” -0,0139 t-istatistiği değeri -3,1354 olarak elde edilmiştir.

Çizelge 6.27. GFE ve TARIM-ÜFE VECM model tahminleri

Değişken	Katsayı
R2	0,4490
Düzeltilmiş R2	0,3271
Hata kareler toplamı	0,0604
Standart hata	0,0231
F istatistiği	3,6834
Olabilirlik	340,7155
AIC	-4,5282
Schwarz	-3,9793
Ortalama-Bağımlı	0,0140
Standart sapma-Bağımlı	0,0281

Otokorelasyon için 12'nci gecikmeye kadar alınan ve Çizelge 6.28'da verilen sonuçlara göre tüm p-değerleri $>0,05$ olduğundan artıklarda serisel korelasyon olmadığı bulunmuştur. Artıklarda değişen varyanslık sorunu araştırılarak Çizelge 6.29'da verilen sonuçlara ulaşılmıştır.

Çizelge 6.28. GFE ve TARIM-ÜFE VECM artıkları LM testi

Gecikme	Edgeworht Olasılık oranı ist.	Serbestlik Derecesi	p-değeri
1	0,2704	4	0,9916
2	11,8841	8	0,1564
3	13,2718	12	0,3496
4	15,0179	16	0,5233
5	17,5243	20	0,6187
6	23,1440	24	0,5113
7	23,8650	28	0,6886
8	25,9158	32	0,7673
9	30,3567	36	0,7336
10	30,8608	40	0,8499
11	37,2121	44	0,7557
12	39,0489	48	0,8181

değişen varyanslık için yapılan White testi sonuçlarına göre $p=0,2205 > 0,05$ olduğundan artıklarda değişen varyanslık sorunu olmadığı bulunmuştur.

Çizelge 6.29. GFE ve TARIM-ÜFE VECM artıkları değişen varyans testi

Ki-kare	Serbestlik derecesi	p-değeri
163,0422	150	0,2205

Son olarak Normallik varsayımının kontrolü için hesaplanan sonuçlar çizelge 6.30'da verilmiştir. Buna göre $p=0,0000 < 0,05$ olduğundan artıkların dağılımının normal dağılıma uymadığı bulunmuştur.

Çizelge 6.30. GFE ve TARIM-ÜFE VECM artıkları normallik testi

Değişken	
Jarque-Bera	172,7811
p-değeri	0,0000

Bu yöntemle alınan sonuçlar Engle-Granger yönteminde alınan sonuçlarla paralel biçimdedir. GFE ve TARIM-ÜFE değişkenleri için kurulan VECM artıklarının otokorelasyon ve değişen varyans varsayımlarını sağladığı ancak normal dağılıma uymadığı, ileriye dönük tahminler için model kurulmaması nedeniyle yapılan çıkarımların geçerli olduğu, normal dağılıma uyum sorununda örnek sayısının yeterli olmaması, modelde yer almayan açıklayıcı başka değişkenlerin olması gibi faktörlerin etkili olduğu söylenebilir.

GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR ve EURO serileri arasında olası eşbütünleşme Johansen testine göre araştırılmıştır. Yapılan denemelerde EURO serisinin dahil olduğu modelde anlamlı olmaması nedeniyle modelden çıkarılmıştır. GFE, TARIM-ÜFE VE DOLAR serileri arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Uygun gecikme uzunluğunun VAR modeli ile tespit edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla yapılan denemeler ait AIC değerleri Çizelge 6.31’de hesaplanmıştır.

Çizelge 6.31. GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR modeli uygun gecikmenin belirlenmesi

Gecikme	AIC değerleri
0	-3,1942
1	-12,5640
2	-13,0577
3	-13,0207
4	-13,0192
5*	-13,0872

Buna göre en küçük AIC değerinin hesaplandığı 5’nci gecikme en uygun gecikme olarak alınmış ve yapılan denemelerde eşbütünleşme denklemi elde edilememiştir. En küçük Schwarz kriterine göre en küçük değer alındığı (-12,6246) 2’nci gecikme dikkate alınarak yeniden hesaplamalar yapılmıştır.

Çizelge 6.32. GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR serileri uygun eşbütünleşme modeli seçimi

Trent	-	-	Doğrusal	Doğrusal	Kuadratik
Test Tipi	Sabitsiz	Sabitli	Sabitli	Sabitli	Sabitli
	Trendsiz	Trendsiz	Trendsiz	Trendli	Trendli
İz	1	2	1	2	2
En büyük Özdeğer	1	2	0	1	2
Schwarz	-12,3991	-12,3991	-12,3865	-12,3865	-12,3388

Uygun model seçiminde gecikme uzunluğu 1-2 alınarak Çizelge 6.32’de verilen sonuçlar alınmıştır. En küçük Schwarz(-12,3991) ve en büyük özdeğer(2) kriterlerinin sağlandığı sabitli-trendsiz model seçilmiştir. Kurulan modele ait sonuçlar Çizelge 6.33’te verilmiştir.

Çizelge 6.33. GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR modeli Eşbütünleşme testi sonuçları

Hipotez	Özdeğer	İz İstatistiği	Kritik Değer%5	p-değeri
$r=0$	0,1418	45,0762	35,1927	0,0032
$r\leq 1$	0,1059	22,2849	20,2618	0,0260
$r\leq 2$	0,0369	5,6057	9,1645	0,2235

İz testi istatistiği kullanılarak,

H_0 : GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR serileri arasında eşbütünleşme bulunmamaktadır. (Seriler arasında uzun dönemli ilişki yoktur.)

H_1 : Seriler arasında eşbütünleşme vardır.

hipotezi test edilmiştir. $r\leq 1$ ’de $p=0,0260<0,05$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilir.

Maksimum özdeğer istatistiğine göre iki adet eşbütünleşme eşitliği olduğu bulunmuştur.

Çizelge 6.34. GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR ve EURO serileri eşbütünleşme denklemi tahminleri

	GFE	TARIM-ÜFE	DOLAR	Sabit
1 eşbütünleşme	1,0000	-0,1955 (0,1364)	-0,5655 (0,0907)	-3,0846 (0,5423)
	0,0000	1,0000	-3,5128 (1,0915)	-3,5560 (1,3205)
2 eşbütünleşme	1,0000	0,0000	-1,2526 (0,2011)	-3,7801 (0,2432)
	0,0000	1,0000	-3,5128 (1,0954)	-3,5560 (1,3205)

Çizelge 6.34'te verilen sonuçlara göre (parantez içi değerler standart hataları göstermektedir.) bir eşbütünleşme vektörü için TARIM-ÜFE ve DOLAR serilerinin kullanıldığı denklem,

$$GFE_t = 3,0846 + 0,1955 * (TARIM - ÜFE_t) + 0,5655 * (DOLAR_t) \quad (6.6)$$

biçiminde elde edilmiştir. Eşbütünleşme testi sonucunda seriler arasındaki kısa dönemli ilişkilerini ortaya çıkarmak için Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) sabit ve trend içeren doğrusal model seçimiyle VECM oluşturulmuştur. GFE için oluşturulan denklemde VECM(2) modeli denenmiş, ancak modelin ECT terimi "CointEq1" 0,0044 olarak bulunduğundan oluşturulan VECM(2) modelinin uygun olmadığı tespit edilmiştir. Uygun modelin oluşturulması için 1-20 arasında gecikmeler denenmiştir. En küçük Akaike ve Schwarz değerleri incelenerek VECM(20) modelinin kurulmasına karar verilmiştir. VECM(20)'ye ait denklem,

$$\begin{aligned}
D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_) &= C(1)* (D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-1)} - \\
&1.01449730852*TAR_M_UFE_X1_{(-1)} - 0.128082699315*DOLAR_KURU_X2_{(-1)} + 0.173726597838) + \\
&C(2)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-1)}) + C(3)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-2)}) + \\
&C(4)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-3)}) + C(5)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-4)}) + \\
&C(6)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-5)}) + C(7)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-6)}) + \\
&C(8)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-7)}) + C(9)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-8)}) + \\
&C(10)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-9)}) + C(11)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-10)}) + \\
&C(12)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-11)}) + C(13)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-12)}) + \\
&C(14)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-13)}) + C(15)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-14)}) + \\
&C(16)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-15)}) + C(17)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-16)}) + \\
&C(18)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-17)}) + C(19)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-18)}) + \\
&C(20)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-19)}) + C(21)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y_{(-20)}) + \\
&C(22)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-1)}) + C(23)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-2)}) + C(24)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-3)}) + \\
&C(25)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-4)}) + C(26)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-5)}) + C(27)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-6)}) + \\
&C(28)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-7)}) + C(29)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-8)}) + C(30)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-9)}) + \\
&C(31)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-10)}) + C(32)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-11)}) + C(33)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-12)}) \\
&+ C(34)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-13)}) + C(35)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-14)}) + \\
&C(36)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-15)}) + C(37)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-16)}) + C(38)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-17)}) \\
&+ C(39)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-18)}) + C(40)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-19)}) + \\
&C(41)*D(TAR_M_UFE_X1_{(-20)}) + C(42)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-1)}) + \\
&C(43)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-2)}) + C(44)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-3)}) + \\
&C(45)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-4)}) + C(46)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-5)}) + \\
&C(47)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-6)}) + C(48)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-7)}) + \\
&C(49)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-8)}) + C(50)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-9)}) + \\
&C(51)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-10)}) + C(52)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-11)}) + \\
&C(53)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-12)}) + C(54)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-13)}) + \\
&C(55)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-14)}) + C(56)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-15)}) + \\
&C(57)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-16)}) + C(58)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-17)}) + \\
&C(59)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-18)}) + C(60)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-19)}) + \\
&C(61)*D(DOLAR_KURU_X2_{(-20)}) \tag{6.7}
\end{aligned}$$

Biçimindedir. Modelin ECT terimi “CointEq1” -0,1128 0 ile 1 arasında negatiftir. Ayrıca t-istatistiği -2,1360 olarak bulunduğundan oluşturulan VECM(20) modeli için hata düzeltme terimi istatistiksel olarak anlamlıdır. Çizelge 6.35’te modele ait bilgiler verilmiştir.

Çizelge 6.35. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR VECM model tahminleri

Değişken	Katsayı
R2	0,7190
Düzeltilmiş R2	0,4782
Hata kareler toplamı	0,0279
Standart hata	0,0199
F istatistiği	2,9860
Olabilirlik	367,7629
AIC	-4,6834
Schwarz	-3,3445
Ortalama-Bağımlı	0,0148
Standart sapma-Bağımlı	0,0276

Otokorelasyon için 12'nci gecikmeye kadar alınan ve Çizelge 6.36'da verilen sonuçlara göre tüm p-değerleri >0,05 olduğundan artıklarda serisel korelasyon olmadığı bulunmuştur. Artıklarda değişen varyanslılık sorunu araştırılarak Çizelge 6.37'de verilen sonuçlara ulaşılmıştır.

Çizelge 6.36. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR VECM artıkları LM testi

Gecikme	Edgeworht Olasılık	Serbestlik	p-değeri
	oranı ist.	Derecesi	
1	12,2543	9	0,1993
2	15,7820	18	0,6078
3	18,5992	27	0,8841
4	28,0434	36	0,8256
5	31,5566	45	0,9354
6	40,3538	54	0,9159
7	49,2189	63	0,8980
8	58,6702	72	0,8711
9	89,1433	81	0,2509
10	88,5010	90	0,5249
11	100,0836	99	0,4506
12	112,3549	108	0,3678

değişen varyanslık için yapılan White testi sonuçlarına göre $p=0,6006>0,05$ olduğundan artıklarda değişen varyanslık sorunu olmadığı bulunmuştur.

Çizelge 6.37. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR VECM artıkları değişen varyans testi

Ki-kare	Serbestlik derecesi	p-değeri
721,6284	732	0,6006

Son olarak Normallik varsayımının kontrolü için hesaplanan sonuçlar çizelge 6.38’de verilmiştir. Buna göre $p=0,0000<0,05$ olduğundan artıkların dağılımının normal dağılıma uymadığı bulunmuştur.

Çizelge 6.38. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR VECM artıkları normallik testi

Değişken	
Jarque-Bera	52,1936
p-değeri	0,0000

GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR değişkenleri için kurulan VECM(20) artıklarının otokorelasyon ve değişen varyans varsayımlarını sağladığı ancak normal dağılıma uymadığı, ileriye dönük tahminler için model kurulmaması nedeniyle yapılan çıkarımların geçerli olduğu, normal dağılıma uyum sorununda örnek sayısının yeterli olmaması, modelde yer almayan açıklayıcı başka değişkenlerin olması gibi faktörlerin etkili olduğu söylenebilir.

Çizelge 6.34’te elde edilen ikinci eşbütünleşme vektöründe yer alan denklemler çalışma kapsamında alınmadığı için incelenmemiştir.

Bulgulara göre uzun dönemde TARIM-ÜFE’de yaşanan %1’lik artış GFE’ye %0,19; DOLAR’da yaşanan %1’lik artış ise GFE’ye %0,56 artış olarak yansımıştır.

TÜFE ve GFE arasındaki olası eşbütünleşme Johansen yöntemi ile araştırılmıştır. Uygun gecikme uzunluğunun VAR modeli ile tespit edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla yapılan denemeler sonucu AIC değerleri Çizelge 6.39’da hesaplanmıştır.

Çizelge 6.39. TÜFE ve GFE modeli uygun gecikmenin belirlenmesi

Gecikme	AIC değerleri
0	-3,2674
1	-10,8625
2	-11,2924
3	-11,2827
4	-11,3444
5	-11,3610
6*	-11,4553

Buna göre en küçük AIC değerinin hesaplandığı 6'ncı gecikme en uygun gecikme olarak bulunmuştur.

Çizelge 6.40. TÜFE ve GFE serileri uygun eşbütünleşme modeli seçimi

Trent	-	-	Doğrusal	Doğrusal	Kuadratik
Test Tipi	Sabitsiz	Sabitli	Sabitli	Sabitli	Sabitli
	Trendsiz	Trendsiz	Trendsiz	Trendli	Trendli
İz	1	2	2	1	1
En büyü. Özdeğer	1	2	2	1	1
Schwarz	-10,8102	-10,8102	-10,7778	-10,7778	-10,7446

Uygun model seçimi için gecikme uzunluğu 1-6 alınarak Çizelge 6.40'ta verilen sonuçlar alınmıştır. En küçük Schwarz (-10,8102) kriterinin sağlandığı sabitli-trendsiz model seçilmiştir. Kurulan modele ait sonuçlar Çizelge 6.41'de verilmiştir.

Çizelge 6.41. TÜFE ve GFE serileri eşbütünleşme testi sonuçları

Hipotez	Özdeğer	İz İstatistiği	Kritik Değer%5	p-değeri
$r=0$	0,1335	32,4050	20,2618	0,0007
$r \leq 1$	0,0769	11,6135	9,1645	0,0168

İz testi istatistiği kullanılarak,

H_0 : TÜFE ve GFE serileri arasında eşbütünleşme bulunmamaktadır. (Seriler arasında uzun dönemli ilişki yoktur.)

H_1 : Seriler arasında eşbütünleşme vardır.

hipotezi test edilmiştir. $p=0,0168 < 0,05$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilir. Johansen testine göre TÜFE ile GFE serisi arasında uzun dönemde iki eşbütünleşme denklemi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. (TÜFE'nin bağımlı olduğu durumla ilgilenilmemektedir.)

Çizelge 6.42. TÜFE ve GFE serileri eşbütünleşme denklemi tahminleri

TÜFE	GFE	Sabit
1,0000	-0,8679	-0,6366
	(0,0094)	(0,0424)

Çizelge 6.42'de verilen sonuçlara göre (parantez içi değerler standart hataları göstermektedir.) eşbütünleşme denklemi,

$$TÜFE_t = 0,6366 + 0,8679 * (GFE_t) \quad (6.8)$$

biçiminde elde edilmiştir. Buna göre uzun dönemde GFE'de yaşanan %1'lik artış TÜFE'ye %0,86 artış olarak yansımaktadır.

Eşbütünleşme testi sonucunda seriler arasındaki kısa dönemli ilişkilerini ortaya çıkarmak için Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) sabitli ve trendsiz model seçimiyle oluşturulmuştur. GFE için oluşturulan denklemde VECM(6) modeli denenmiş, ancak modelin ECT terimi "CointEq1" -0,0043 olarak bulunmasına rağmen t-istatistiği -0,058 olduğundan terimin anlamsız, dolayısıyla oluşturulan VECM(6) modelinin uygun olmadığı tespit edilmiştir. Uygun modelin oluşturulması için 1-20 arasında gecikmeler denenmiştir. En küçük Akaike ve Schwarz değerleri incelenerek VECM(8) modelinin kurulmasına karar verilmiştir. VECM(8)'ye ait denklem,

$$\begin{aligned} D(D_Z_TUFEX4) = & C(1)*(D_Z_TUFEX4(-1) - 0.931195475916*D_Z_G_DA_FIY_END_Y(-1) - \\ & 0.381362924561) + C(2)*D(D_Z_TUFEX4(-1)) + C(3)*D(D_Z_TUFEX4(-2)) + \\ & C(4)*D(D_Z_TUFEX4(-3)) + C(5)*D(D_Z_TUFEX4(-4)) + C(6)*D(D_Z_TUFEX4(-5)) + \\ & C(7)*D(D_Z_TUFEX4(-6)) + C(8)*D(D_Z_TUFEX4(-7)) + C(9)*D(D_Z_TUFEX4(-8)) + \\ & C(10)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y(-1)) + C(11)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y(-2)) + \\ & C(12)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y(-3)) + C(13)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y(-4)) + \\ & C(14)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y(-5)) + C(15)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y(-6)) + \\ & C(16)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y(-7)) + C(17)*D(D_Z_G_DA_FIY_END_Y(-8)) \end{aligned} \quad (6.9)$$

biçimindedir. Modelin ECT terimi "CointEq1" -0,0865 olarak bulunmuş ve 0 ile 1 arasındadır. Ayrıca t-istatistiği -2,5894 olarak bulunduğu için oluşturulan VECM(8) modeli için hata düzeltme terimi istatistiksel olarak anlamlıdır. Çizelge 6.43'te modele ait bilgiler verilmiştir.

Çizelge 6.43. TÜFE ve GFE VECM model tahminleri

Değişken	Katsayı
R2	0,5620
Düzeltilmiş R2	0,5064
Hata kareler toplamı	0,0189
Standart hata	0,0122
F istatistiği	10,1074
Olabilirlik	435,6618
AIC	-5,8554
Schwarz	-5,5031
Ortalama-Bağımlı	0,0121
Standart sapma-Bağımlı	0,0174

Otokorelasyon için 12'nci gecikmeye kadar alınan ve Çizelge 6.44'te verilen sonuçlara göre tüm p-değerleri >0,05 olduğundan artıklarda serisel korelasyon olmadığı bulunmuştur. Artıklarda değişen varyanslılık sorunu araştırılarak Çizelge 6.45'te verilen sonuçlara ulaşılmıştır.

Çizelge 6.44. TÜFE ve GFE VECM artıkları LM testi

Gecikme	Edgeworht Olasılık	Serbestlik	p-değeri
	oranı ist.	Derecesi	
1	9,1207	4	0,0582
2	13,0184	8	0,1112
3	14,7069	12	0,2579
4	16,7346	16	0,4030
5	22,4565	20	0,3163
6	24,8624	24	0,4133
7	29,0386	28	0,4106
8	30,2092	32	0,5574
9	31,7866	36	0,6693
10	34,7770	40	0,7040
11	38,2648	44	0,7151
12	41,6810	48	0,7280

değişen varyanslık için yapılan White testi sonuçlarına göre $p=0,3339>0,05$ olduğundan artıklarda değişen varyanslık sorunu olmadığı bulunmuştur.

Çizelge 6.45. TÜFE ve GFE VECM artıkları değişen varyans testi

Ki-kare	Serbestlik derecesi	p-değeri
107,5939	102	0,3339

Son olarak Normallik varsayımının kontrolü için hesaplanan sonuçlar çizelge 6.46'da verilmiştir. Buna göre $p=0,0000<0,05$ olduğundan artıkların dağılımının normal dağılıma uymadığı bulunmuştur.

Çizelge 6.46. TÜFE ve GFE VECM artıkları normallik testi

Değişken	
Jarque-Bera	6005,279
p-değeri	0,0000

TÜFE ve GFE değişkenleri için kurulan VECM(8) artıklarının otokorelasyon ve değişen varyans varsayımlarını sağladığı ancak normal dağılıma uymadığı, ileriye dönük tahminler için model kurulmaması nedeniyle yapılan çıkarımların geçerli olduğu, normal dağılıma uyum sorununda örnek sayısının yeterli olmaması, modelde yer almayan açıklayıcı başka değişkenlerin olması gibi faktörlerin etkili olduğu söylenebilir.

6.2.3 Otoregresif dağıtılmış gecikme modeli: ARDL yaklaşımı

GFE ve TARIM-ÜFE serileri ARDL yaklaşımı ile incelenmiştir. Durağanlık analizlerinde GFE'nin 5'inci; TARIM-ÜFE'nin ise 4'üncü gecikmeleri ile kurulan modellerde akgürültü varsayımını sağladığı sonucuna ulaşılmıştır. Yapılan denemelerden edinilen bilgiye göre Sabitli ve trendli model seçimi yapılarak model kurma işlemine devam edilmiştir. Bu doğrultuda en büyük gecikme sayısı sırasıyla 5 ve 4 olarak alınarak hesaplanan AIC, SIC ve LM kriterleri ile eklenen gecikmelerin anlamlılığı değerlendirilmiş, sonuç olarak GFE için bir, TARIM-ÜFE içinse üç gecikmenin modele eklenmesinin uygun olduğuna ulaşılmıştır. Çizelge 6.47'de verilen sonuçlara göre kurulan ARDL(1,3) modeline giren tüm parametreler, %90 güven düzeyinde anlamlıdır.

Çizelge 6.47. GFE ve TARIM-ÜFE ARDL(1,3) model tahminleri

Bağımlı Değişken:	Parametre	Standart Hata	t-istatistiği	p-değeri
GFE				
Sabit	-0,2543	0,0830	3,0630	0,0026
Trend	0,0009	0,0002	3,6170	0,0004
TARIM-ÜFE	0,5761	0,0544	10,5740	0,0000
TARIM-ÜFE(-1)	-0,3107	0,0901	-3,4457	0,0007
TARIM-ÜFE(-2)	-0,2260	0,0882	-2,5630	0,0114
TARIM-ÜFE(-3)	0,1033	0,0585	1,7659	0,0795
GFE(-1)	0,7892	0,0576	13,6909	0,0000
R2	0,9985			
Durbin-Watson	1,8123			

Kurulan model ile serilerin eştümleşik olduğunun tespiti için, H_0 :Seriler arasında ilişki yoktur. Hipotezi test edilmiştir. Çizelge 6.48’de verilen sonuçlara göre F test istatistiği %90 güven düzeyinde I(1)’den daha büyük olduğundan hipotez reddedilir. Seriler arasında eşbütünleşme olduğu istatistiksel olarak söylenebilir.

Çizelge 6.48. GFE ve TARIM-ÜFE ARDL(1,3) modeli F sınır testi sonuçları

Sabitli	Değer	Anlamlılık	I(0)	I(1)
F test istatistiği	6,6893	%1	8,74	9,63
		%5	6,56	7,3
		%10	5,59	6,26

Model varsayımlarının incelenmesi için tanısal testler yapılmıştır.

Çizelge 6.49.GFE ve TARIM-ÜFE ARDL(1,3) modeli tanısal test sonuçları

Tanımsal Testler	F	F(p-değeri)	Ki-Kare	Ki-Kare(p-değeri)
	istatistiği			
Otokorelasyon	1,4839	F(2,140)=0,2303	3,0932	Ki-kare(2)=0,2130
Fonksiyonel form	4,4984	F(1,141)=0,0357*	4,6794	Ki-kare(1)=0,0305*
Normallik	-	-	57,9702	Ki-kare(1)=0,0000
Değişen varyanslılık	0,9283	F(1,146)=0,3369	0,9351	Ki-kare(1)=0,3335

Not: * %99, diğer p-değerleri %95 güven düzeyinde anlamlıdır. Serisel Korelasyon için Breush-Godfrey, model kurma hatası için Ramsey Reset, Normallik için Jarque-Bera, Değişen varyanslılık için ARCH testleri uygulanmıştır.

Çizelge 6.49’da verilen sonuçlara göre modelde otokorelasyon, model kurma hatası ve değişen varyanslılık sorunları olmadığı bulunmuştur. Daha önceki yöntemlerle analizlerde karşılaşılan normallik sorunu bu yöntemle de tespit edilmiştir. Model için uzun dönem katsayıların tespitine geçilmiştir.

Çizelge 6.50.GFE ve TARIM-ÜFE ARDL(1,3) modeli uzun dönem tahminleri

Değişken	Katsayı	Std Hata	t-istatistiği	p-değeri
TARIM-ÜFE	0,6768	0,0517	13,0761	0,0000

Eşbütünlüşme denklemi Çizelge 6.50’de verilen sonuçlara göre

$$GFE_t = u_t + 0,6768 * (TARIM - ÜFE)_t \quad (6.10)$$

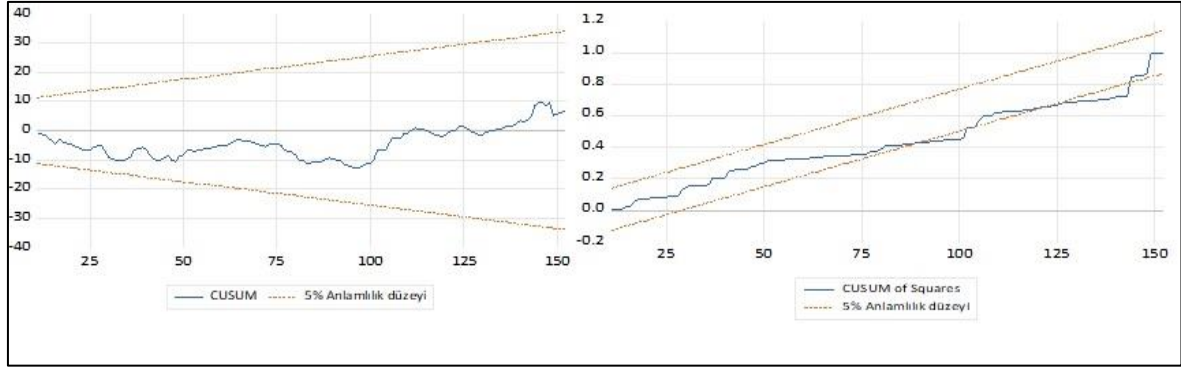
biçiminde elde edilmiştir. TARIM-ÜFE değişkenine ait katsayı istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. ($p < 0,05$) ARDL yöntemine göre TARIM-ÜFE’de yaşanan %1’lik artış GFE’ye uzun dönemde %0,67 oranında yansımaktadır.

Kısa dönem katsayıların tahmini için hata düzeltme modeli oluşturulmuştur. Çizelge 6.51’de verilen sonuçlara göre Modelin HDT terimi “CointEq1” -0,2108 olarak bulunmuş ve 0 ile -1 arasındadır. Ayrıca t-istatistiği -3,6705 olarak bulunduğundan oluşturulan model için hata düzeltme terimi istatistiksel olarak anlamlıdır. Kısa ve uzun dönem arasında oluşan dengesizliklerin her ay yaklaşık %21’inin düzelerek dengelendiğini göstermektedir.

Çizelge 6.51.GFE ve TARIM-ÜFE ARDL(1,3) modeli kısa dönem tahminleri

Değişken	Parametre	Standart Hata	t-istatistiği	p-değeri
Sabit	0,2543	0,0690	3,6809	0,0003
Trend	0,0009	0,0002	3,9072	0,0001
Δ TARIM-ÜFE	0,5761	0,0542	10,6193	0,0000
Δ TARIM-ÜFE(-1)	0,1227	0,0547	2,2435	0,0264
Δ TARIM-ÜFE(-2)	-0,1033	0,0525	-1,9673	0,0511
CointEq(-1)	-0,2108	0,0574	-3,6705	0,0003
R2	0,5518			
Durbin-Watson	1,8123			

Son olarak kurulan modele ait hata terimlerinin %95 güven düzeyinde istenilen sınırlar içinde olup olmadığı CUSUM VE CUSUM-SQ grafikleri ile incelenecektir.



Şekil 6.17. GFE ve TARIM-ÜFE ARDL(1,3) Modeli CUSUM ve CUSUM-SQ grafikleri

Şekil 6.17’de verilen grafikler incelendiğinde CUSUM grafiği kontrol sınırları içinde kalmaktadır. Ancak CUSUM-SQ grafiğinde güven sınırlarının dışına çıktığı görülmektedir. Kurulan modelde yapısal kırılmalar bulunmakta ve bu dönemler için istikrarlı parametreler üretmemektedir. Modelde kırılmaların görüldüğü gözlem aralıkları CUSUM-SQ grafiği aracılığı ile belirlenmiş ilgili aralıkların GFE için 2017 mayıs,2018 haziran ve 2020 şubat, 2021 aralık dönemlerine karşılık geldiği görülmüştür.

GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR ve EURO serileri ARDL yaklaşımı ile incelenmiştir. Durağanlık analizlerinde GFE’nin 5’inci; TARIM-ÜFE, DOLAR ve EURO serilerinin ise en fazla 4’üncü gecikmeleri ile kurulan modellerde akgürültü varsayımını sağladığı sonucuna ulaşılmıştır. Yapılan denemelerden edinilen bilgiye göre Sabitli ve trendsiz model seçimi yapılarak model kurma işlemine devam edilmiştir. Bu doğrultuda en büyük gecikme sayısı sırasıyla 5 ve 4 olarak alınarak model ARDL(1,3,2,0) modeli kurulmuştur. Modelin anlamlılığı için F sınır test istatistiği incelenmiş elde edilen $F_{ist}=2,7165 < I(0)=3,23$ olduğundan bu model için eşbütünleşme olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Model parametrelerine ait t değerlerinden anlamsız olduğu bulunan EURO serisi kapsam dışına alınarak model yeniden kurulmuştur. Hesaplanan AIC, SIC ve LM kriterleri ile eklenen gecikmelerin anlamlılığı değerlendirilmiş, sonuç olarak GFE için bir, TARIM-ÜFE içinse iki ve DOLAR için sıfır gecikmenin modele eklenmesinin uygun olduğuna ulaşılmıştır. Çizelge 6.52’de verilen sonuçlara göre kurulan ARDL(1,2,0) modeline giren tüm parametreler, %90 güven düzeyinde anlamlıdır.

Çizelge 6.52. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR için ARDL(1,2,0) modeli tahminleri

Bağımlı Değişken:	Parametre	Standart Hata	t-istatistiği	p-değeri
GFE				
Sabit	0,4686	0,0962	4,8698	0,0000
TARIM-ÜFE	0,4576	0,0509	8,9773	0,0000
TARIM-ÜFE(-1)	-0,3196	0,0868	-3,6804	0,0003
TARIM-ÜFE(-2)	-0,1021	0,0555	-1,8390	0,0680
DOLAR	0,0953	0,0186	5,1173	0,0000
GFE(-1)	0,8419	0,0370	22,7513	0,0000
R2	0,9985			
Durbin-Watson	1,8039			

Kurulan model ile serilerin eştümleşik olduğunun tespiti için, H_0 :Seriler arasında ilişki yoktur. Hipotezi test edilmiştir. Çizelge 6.53’de verilen sonuçlara göre F test istatistiği %95 güven düzeyinde I(1)’den daha büyük olduğundan hipotez reddedilir. Seriler arasında eşbütünleşme olduğu istatistiksel olarak söylenebilir.

Çizelge 6.53. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR ARDL(1,2,0) modeli F sınır testi sonuçları

Sabitli	Değer	Anlamlılık	I(0)	I(1)
F test istatistiği	9,0250	% 1	5,15	6,36
		% 5	3,79	4,85
		% 10	3,17	4,14

Model varsayımlarının incelenmesi için tanısal testler yapılmıştır.

Çizelge 6.54. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR ARDL(1,2,0) modeli tanısal test sonuçları

Tanımsal Testler	F	F(p-değeri)	Ki-Kare	Ki-Kare(p-değeri)
Otokorelasyon	1,6055	F(2,142)=0,2044	3,3170	Ki-kare(2)=0,1904
Fonksiyonel form	0,0284	F(1,143)=0,8664	0,0297	Ki-kare(1)=0,8630
Normallik	-	-	16,0050	Ki-kare(1)=0,0003
Değişen varyanslılık	3,4874	F(1,146)=0,0638	3,4529	Ki-kare(1)=0,0631

Not: p-değerleri %95 güven düzeyinde anlamdır. Serisel Korelasyon için Breush-Godfrey, model kurma hatası için Ramsey Reset, Normallik için Jarque-Bera, Değişen varyanslılık için ARCH testleri uygulanmıştır.

Çizelge 6.54’de verilen sonuçlara göre modelde otokorelasyon, model kurma hatası ve değişen varyanslılık sorunları olmadığı bulunmuştur. Daha önceki yöntemlerle analizlerde karşılaşılan normallik sorunu bu yöntemle de tespit edilmiştir. Model için uzun dönem katsayıların tespitine geçilmiştir.

Çizelge 6.55. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR ARDL(1,2,0) modeli uzun dönem tahminleri

Değişken	Katsayı	Std Hata	t-istatistiği	p-değeri
TARIM-ÜFE	0,2270	0,1144	1,9832	0,0492
DOLAR	0,6032	0,0794	7,5903	0,0000

Eşbütünleşme denklemi Çizelge 6.55’te verilen sonuçlara göre

$$GFE_t = u_t + 0,2270 * (TARIM - ÜFE)_t + 0,6032 * DOLAR_t \quad (6.11)$$

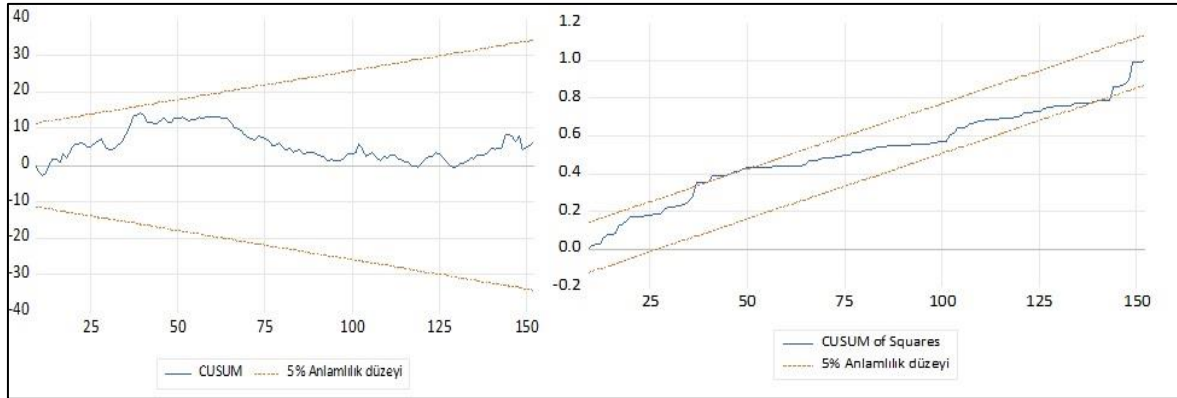
biçiminde elde edilmiştir. TARIM-ÜFE ve DOLAR değişkenine ait katsayılar istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. ARDL yöntemine göre TARIM-ÜFE’de yaşanan %1’lik artış GFE’ye uzun dönemde %0,22; DOLAR’da yaşanan %1’lik artış ise GFE’ye %0,60 oranında yansımaktadır.

Kısa dönem katsayıların tahmini için hata düzeltme modeli oluşturulmuştur. Çizelge 6.56’da verilen sonuçlara göre Modelin HDT terimi “CointEq1” -0,1580 olarak bulunmuştur. Katsayının t-istatistiği -5,2393 olduğundan oluşturulan model için hata düzeltme terimi istatistiksel olarak anlamlıdır. Kısa ve uzun dönem arasında oluşan dengesizliklerin her ay yaklaşık %15’inin düzelerek dengelendiğini göstermektedir.

Çizelge 6.56. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR ARDL(1,2,0) modeli kısa dönem tahminleri

Değişken	Parametre	Standart Hata	t-istatistiği	p-değeri
Sabit	0,4686	0,0884	5,2959	0,0000
Δ TARIM-ÜFE	0,4576	0,0491	9,3201	0,0000
Δ TARIM-ÜFE(-1)	0,1021	0,0489	2,0886	0,0385
CointEq(-1)	-0,1580	0,0301	-5,2393	0,0000
R2	0,5644			
Durbin-Watson	1,8039			

Son olarak kurulan modele ait hata terimlerinin %95 güven düzeyinde istenilen sınırlar içinde olup olmadığı CUSUM VE CUSUM-SQ grafikleri ile incelenecektir.



Şekil 6.18. GFE, TARIM-ÜFE ve DOLAR ARDL(1,2,0) modeli CUSUM ve CUSUM-SQ grafikleri

Şekil 6.18’de verilen grafikler incelendiğinde CUSUM grafiği kontrol sınırları içinde kalmaktadır. Ancak CUSUM-SQ grafiğinde güven sınırlarının dışına çıktığı görülmektedir. Kurulan modelde yapısal kırılmalar bulunmakta ve model bu dönemler için istikrarlı parametreler üretmemektedir. Modelde kırılmaların görüldüğü gözlem aralıkları CUSUM-SQ grafiği aracılığı ile belirlenmiş ilgili aralıkların 2013 ocak,2014 şubat ve 2021 ağustos,2021 aralık dönemlerine karşılık geldiği görülmüştür.

TÜFE ve GFE arasındaki olası eşbütünleşme ARDL yöntemi ile araştırılmıştır. Durağanlık analizlerinde TÜFE’nin 7’nci; GFE’nin ise 5’inci gecikmeleri ile kurulan modellerde akgürültü varsayımını sağladığı sonucuna ulaşılmıştır. Yapılan denemelerden edinilen bilgiye göre Sabitli-trendsiz model seçimi yapılarak model kurma işlemine devam edilmiştir. Bu doğrultuda en büyük gecikme sayısı sırasıyla 7 ve 5 alınarak hesaplanan AIC, SIC ve LM kriterleri ile eklenen gecikmelerin anlamlılığı değerlendirilmiş, sonuç olarak TÜFE ve GFE için ikişer gecikmenin modele eklenmesinin uygun olduğuna ulaşılmıştır. Çizelge 6.57’de verilen sonuçlara göre kurulan ARDL(2,3) modeline giren tüm parametreler, %95 güven düzeyinde anlamlıdır.

Çizelge 6.57. TÜFE ve GFE ARDL(2,3) modeli uzun dönem tahminleri

Bağımlı Değişken: GFE	Parametre	Standart Hata	t-istatistiği	p-değeri
Sabit	0,0717	0,0231	3,0968	0,0024
TÜFE(-1)	1,4181	0,0710	19,9721	0,0000
TÜFE(-2)	-0,5436	0,0700	-7,7560	0,0000
GFE	0,4249	0,0275	15,4289	0,0000
GFE(-1)	-0,5186	0,0486	-10,6714	0,0000
GFE(-2)	0,2048	0,0406	5,0428	0,0000
R2	0,9996			
Durbin-Watson	1,9023			

Kurulan model ile serilerin eştümleşik olduğunun tespiti için, H_0 :Seriler arasında ilişki yoktur. Hipotezi test edilmiştir. Çizelge 6.58’de verilen sonuçlara göre F test istatistiği %95 güven düzeyinde I(1)’den daha büyük olduğundan hipotez reddedilir. Seriler arasında eşbütünleşme olduğu istatistiksel olarak söylenebilir.

Çizelge 6.58. TÜFE ve GFE ARDL(2,3) modeli F sınır testi sonuçları

Sabitli	Değer	Anlamlılık	I(0)	I(1)
F test istatistiği	10,9855	% 1	6,84	7,84
		% 5	4,94	5,73
		% 10	4,04	4,78

Model varsayımlarının incelenmesi için tanımsal testler yapılmıştır.

Çizelge 6.59. TÜFE ve GFE ARDL(2,3) modeli tanımsal test sonuçları

Tanımsal Testler	F istatistiği	F(p-değeri)	Ki-Kare	Ki-Kare(p-değeri)
Otokorelasyon	1,3792	F(2,142)=0,2551	2,8584	Ki-kare(2)=0,2395
Fonksiyonel form	0,5937	F(1,143)=0,4422	0,6215	Ki-kare(1)=0,4305
Normallik	-	-	449,1681	Ki-kare(1)=0,0000
Değişen varyanslılık	3,2522	F(1,147)=0,0734	3,2251	Ki-kare(1)=0,0725

Not: * %99, diğer p-değerleri %95 güven düzeyinde anlamdır. Serisel Korelasyon için Breush-Godfrey, model kurma hatası için Ramsey Reset, Normallik için Jarque-Bera, Değişen varyanslılık için ARCH testleri uygulanmıştır.

Çizelge 6.59’da verilen sonuçlara göre modelde otokorelasyon, model kurma hatası ve değişen varyanslılık sorunları olmadığı bulunmuştur. Daha önceki yöntemlerle analizlerde karşılaşılan normallik sorunu bu yöntemle de tespit edilmiştir. Model için uzun dönem katsayıların tespitine geçilmiştir.

Çizelge 6.60. TÜFE ve GFE ARDL(2,3) Modeli uzun dönem tahminleri

Değişken	Katsayı	Std Hata	t-istatistiği	p-değeri
GFE	0,8848	0,0151	58,4974	0,0000

Eşbütünleşme denklemi Çizelge 6.60’ta verilen sonuçlara göre

$$T\ddot{U}FE_t = u_t + 0,8848 * (GFE)_t \quad (6.12)$$

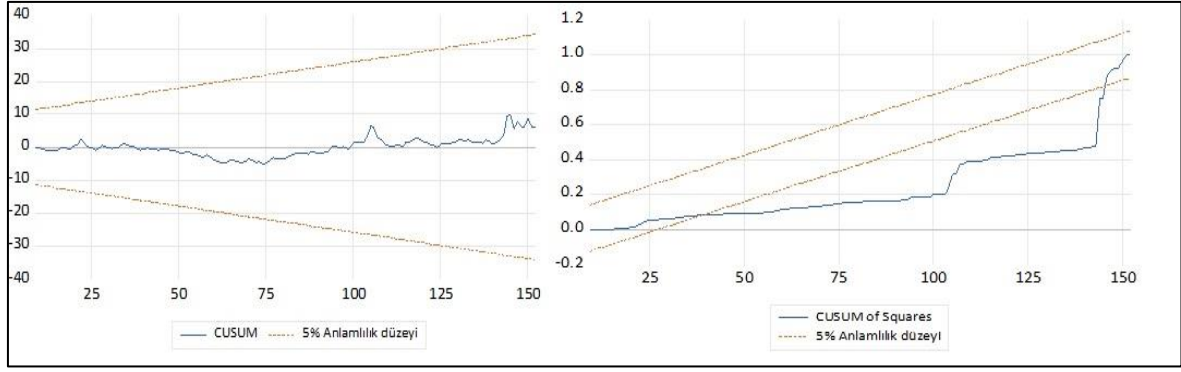
biçiminde elde edilmiştir. GFE değişkenine ait katsayı istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. ($p < 0,05$) ARDL yöntemine göre GFE’de yaşanan %1’lik artış TÜFE’ye uzun dönemde %0,88 oranında yansımaktadır.

Kısa dönem katsayıların tahmini için hata düzeltme modeli oluşturulmuştur. Çizelge 6.61’de verilen sonuçlara göre Modelin HDT terimi “CointEq1” -0,1255 olarak bulunmuştur. Ayrıca t-istatistiği -4,7035 olarak bulunduğundan oluşturulan model için hata düzeltme terimi istatistiksel olarak anlamlıdır. Kısa ve uzun dönem arasında oluşan dengesizliklerin her ay yaklaşık %12’sinin düzelerek dengelendiğini göstermektedir.

Çizelge 6.61. TÜFE ve GFE ARDL(2,3) modeli kısa dönem tahminleri

Değişken	Parametre	Standart Hata	t-istatistiği	p-değeri
Sabit	0,0717	0,0148	4,8332	0,0000
Δ TÜFE(-1)	0,5436	0,0629	8,6321	0,0000
Δ GFE	0,4249	0,0261	16,2225	0,0000
Δ GFE(-1)	-0,2048	0,0388	-5,2675	0,0000
CointEq(-1)	-0,1255	0,0266	-4,7035	0,0000
R2	0,7889			
Durbin-Watson	1,9023			

Son olarak kurulan modele ait hata terimlerinin %95 güven düzeyinde istenilen sınırlar içinde olup olmadığı CUSUM VE CUSUM-SQ grafikleri ile incelenecektir.



Şekil 6.19. TÜFE ve GFE ARDL(2,3) Modeli CUSUM ve CUSUM-SQ grafikleri

Şekil 6.19’de verilen grafikler incelendiğinde CUSUM grafiği kontrol sınırları içinde kalmaktadır. Ancak CUSUM-SQ grafiğinde güven sınırlarının dışına çıktığı görülmektedir. Kurulan modelde yapısal kırılmalar bulunmakta ve bu dönemler için istikrarlı parametreler üretmemektedir. Modelde kırılmaların görüldüğü gözlem aralıkları CUSUM-SQ grafiği aracılığı ile belirlenmiş ilgili aralıkların TÜFE için 2013 nisan ve 2022 şubat dönemlerine karşılık geldiği görülmüştür.

7. TARTIŞMA VE SONUÇ

Piyasa mekanizması içinde fiyatları etkileyen birçok parametre bulunmaktadır. Bu parametrelerin fiyatlara olan etkisini incelemek için istatistiksel yöntemler kullanılarak oluşturulan modellerden faydalanıldığı literatürde görülmektedir. Yapılan çalışma ile insanın gündelik hayatı için kritik öneme sahip gıda fiyatlarının bazı önemli makroekonomik zaman serileri ile ilişkilerinin incelenmesi, değişkenler arasında olası ilişkilerin ortaya çıkarılması hedeflenmiştir. TÜİK tarafından tüketicinin satın aldığı mal hizmetleri temsilen oluşturulan bir sepete göre aylık olarak TÜFE endeksi yayımlanmaktadır. Enflasyon hesaplamalarında kullanılan bu endeks ana ve alt gruplardan oluşmaktadır. Gıda Fiyatları Endeksi de bu alt gruplardan birini temsil etmektedir. TÜİK'in aylık olarak yayımladığı bir diğer fiyat endeksi, Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksidir. Tarımsal Üretici tarafından piyasaya sürülen mal ve hizmetlerin fiyatlarında yaşanan gelişmeleri izlemek amacıyla oluşturulmuştur. Araştırma kapsamına alınan bu fiyat endeksleri ile dolar ve euro kuru serilerine ait 2010 Ocak-2022 Ağustos dönemi verileri TÜİK ve Merkez Bankası veri tabanlarından alınmıştır. Seriler arasında bulunan temel yıl farklılıklarının giderilmesi amacıyla 2015 temel yıl alınarak fiyat serileri yeniden hesaplanmış, bu sayede ölçek farklılığından kaynaklanabilecek hataların önlenmesi amaçlanmıştır. Analizlerin daha kolay yorumlanmasını ve çarpıklıkların azaltılması amacıyla logaritması alınan veriler kullanılmıştır.

Durağanlık analizleri kapsamında incelenen TARIM-ÜFE serisinin yıllara göre artan bir trendi olduğu görülmüştür. Uygulanan birim kök testleri sonucu serinin birinci farkı alındığında durağan olduğu sonucu elde edilmiştir. Benzer biçimde TÜFE ve GFE serisinin yıllara göre artan bir trendi olduğu, birim kök testleri sonucu birinci farklarında durağan olduğu bulunmuştur. Döviz kurlarının gıda fiyatlarına etkisini tespit etmek amacıyla dolar kurunun yanı sıra literatürde genelde kullanılmayan euro kurunun da çalışmaya dahil edilerek dolar ve euro ayırımında nasıl bir etkinin olduğu araştırılmıştır. 2010-2022 yılları arası EURO-DOLAR serileri incelendiğinde yukarı doğru bir trende sahip oldukları görülmüştür. Uygulanan birim kök testleri sonucu iki serisinde birinci farkında durağan olduğu bulunmuştur. Özetle çalışmaya dahil edilen tüm seriler $I(1)$ 'de durağandır.

Birden fazla zaman serisi arasında olası ilişkilerin araştırılmasında genel adıyla Eşbütünleşme analizleri kullanılmaktadır. Aralarında ilişki olduğu düşünülen seriler farklı modelleme yöntemleri kullanılarak incelenmiştir.

Genelde iki deęişkenli zaman serisi modellerinde kullanılan Engle-Granger yöntemi ile **GFE ve TARIM-ÜFE** arasında sabitli ve trendli model kurulmuştur. Modele ilişkin katsayılar En Küçük Kareler yöntemi ile alınmış, seriler arasında kurulan eşbütünleşme modelinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. Uzun dönemde TARIM-ÜFE serisinde yaşanan %1'lik artışın GFE'ye %0,7 oranında yansıdığı bulunmuştur. Hata düzeltme modeli ile elde edilen kısa dönemli ilişki araştırılmış, iki seri arasında kısa vadede oluşan dengesizlerin aylık %21 oranında düzelerek uzun dönemde dengelendięi sonucuna ulaşılmıştır. **TÜFE ile GFE** arasında olası eşbütünleşme modeli aynı yöntemle araştırılmış, iki seri arasında sabitli bir model kurulmuştur. Modele ait katsayılar ve eşbütünleşme istatistiksel olarak anlamlı olduğundan hata düzeltme modeli ile kısa dönemli ilişkiler incelenmiştir. Buna göre GFE serisinde yaşanan %1'lik artış uzun dönemde TÜFE'ye %0,86 oranında artış olarak yansımaktadır. Kısa ve uzun dönem arasında olası dengesizliklerin her ay yaklaşık %13 düzelerek uzun dönemde dengelenmektedir.

Johansen yaklaşımı iki ve daha fazla seri arasında olası eşbütünleşme vektörünün arandığı bir yöntemdir. **GFE ve TARIM-ÜFE** serisi bu yöntemle analiz edildiğinde en uygun modelin sabitli-trendli model ve eşbütünleşme denkleminin istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. Bu modele göre TARIM-ÜFE'de yaşanan %1'lik artış uzun dönemde GFE'ye %0,62 olarak yansımaktadır. İki seri arasında kısa dönemli ilişki olduğu da bu yöntemle yine elde edilmiştir. **TÜFE ile GFE** arasında en uygun modelin sabitli model ve eşbütünleşme denkleminin istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. Bu yöntemle göre de GFE serisinde yaşanan %1'lik artış uzun dönemde TÜFE'ye %0,86 oranında artış olarak yansımaktadır. İki seri arasında kısa dönemli ilişki olduğu da bu yöntemle yine elde edilmiştir.

Johansen yaklaşımı ile son olarak çalışmada kullanılan tüm serilerin aynı anda modelde olması durumu incelenmiştir. **GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR ve EURO** serileri ile kurulan modelde EURO serinin katsayısı istatistiksel olarak anlamlı olmadığından modelden çıkarılmıştır. En uygun modelin sabitli olduğuna karar verilerek devam edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre deęişkenler arasında anlamlı iki eşbütünleşme denklemi olduğu bulunmuştur. Modele göre uzun dönemde TARIM-ÜFE'de yaşanan %1'lik artış GFE'ye %0,19; DOLAR'da yaşanan %1'lik artış ise GFE'ye %0,56 artış olarak yansımaktadır. Deęişkenler arasında kısa dönemli ilişkiyi gösteren hata düzeltme modelinin bulunduğu tespit edilmiştir. İkinci eşbütünleşme denklemi çalışma kapsamına alınmamıştır.

ARDL yöntemi serilerin gecikmeli türevlerini üreterek modele eklemektedir. **GFE ve TARIM-ÜFE** serileri modellendiğinde TARIM-ÜFE üç, GFE bir gecikme ile modele dahil edilmiştir. ARDL(1,3) modelinin istatistiksel olarak anlamlı bir eşbütünleşme denklemi olduğu buna göre TARIM-ÜFE’de yaşanan %1’lik artışın GFE’ye uzun dönemde %0,67 oranında yansıdığı hesaplanmıştır. Hata düzeltme modeline göre kısa vadeli dengesizlikler her ay %21 oranında düzelmektedir. GFE Modelinin kırılmaları olduğu dönemler 2017 mayıs, 2018 haziran ve 2020 şubat, 2021 aralık dönemleridir. **GFE, TARIM-ÜFE, DOLAR ve EURO** serileri için kurulan ARDL(1,3,2,0) modeli için yapılan eşbütünleşme testi olumsuz sonuçlanmıştır. EURO serisi çıkarılarak yapılan denemelerde ARDL(1,2,0) modelinin %90 güven düzeyinde anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. TARIM-ÜFE’de yaşanan %1’lik artış GFE’ye uzun dönemde %0,22; DOLAR’da yaşanan %1’lik artış ise GFE’ye %0,60 oranında yansımaktadır. Hata düzeltme modeli Kısa ve uzun dönem arasında oluşan dengesizliklerin her ay yaklaşık %15’inin düzelererek dengelendiğini göstermektedir. Bu model için oluşan kırılmalar 2013 ocak, 2014 şubat ve 2021 ağustos, 2021 aralık dönemlerine karşılık gelmektedir. **TÜFE ve GFE** için ARDL(2,3) modeli kurulmuş ve istatistiksel olarak anlamlı eşbütünleşme bulunmuştur. ARDL yöntemine göre GFE’de yaşanan %1’lik artış TÜFE’ye uzun dönemde %0,88 oranında yansımaktadır. Kısa ve uzun dönem arasında oluşan dengesizliklerin her ay yaklaşık %12’sinin düzelererek dengelendiğini göstermektedir. Modelde kırılmaların aralıkların TÜFE için 2013 nisan ve 2022 şubat dönemlerine karşılık geldiği görülmüştür.

Sonuç olarak tez çalışmasında uzun dönemde TARIM-ÜFE’de yaşanan artış miktarının yaklaşık dörtte üçünün gıda fiyatlarına yansıdığı bulunmuştur. Gıda fiyatlarının yükselmesinde hal, komisyoncu gibi aktörlerin etkisinin ön plana çıkarılarak tartışıldığı bir süreçte, esasen çiftçinin piyasaya sunduğu mal ve hizmet fiyatlarının belirleyici olduğunu söylemek mümkündür. Gıda fiyatlarında yaşanan artışların yavaşlatılması ağırlıklı olarak çiftçi maliyetlerinin düşürülmesiyle mümkün görünmektedir. Gıda fiyatlarının enflasyon hesaplamalarında kullanılan ağırlığı yaklaşık %25’tir. Yaşanan gıda fiyat artışlarının uzun vadede enflasyona olan etkisinin incelendiğinde ağırlığından daha fazla neredeyse bire bir etkisi olduğu bulunmuştur. Bu noktada gıda fiyatlarının piyasada bulunan diğer mal ve hizmet fiyatlarına öncülük ederek sürükleyici etkisi olduğu tespit edilmiştir. Başka bir ifade ile gıda fiyatlarının gösterdiği hızlı değişim piyasa tarafından kısa vadede hissedilmekte, uzun dönemde diğer mal ve hizmetleri artış yönünde baskılamaktadır. DOLAR, EURO ve TARIM-ÜFE serilerinin aynı anda modellendiği senaryoda EURO kuru serisinin gıda

fiyatlarına uzun vadede bir etkisinin olmadığı görülmüştür. DOLAR serisinde yaşanan artışın TARIM-ÜFE'ye göre GFE üzerinde daha büyük etkisi olduğu bulunmuştur. Dolar kuru artışının gıda fiyatlarını Tarımsal üreticiden daha fazla etkilediği istatistiksel olarak ortaya çıkarılmıştır.



KAYNAKÇA

- Abdiođlu, Z. ve Korkmaz, Ö. (2012). Tüketici ve Üretici Fiyat Endekslerinde Fiyat Geçişkenliği: Alt Sektörler. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 16(2), 65-81.
- Akdi, Y. (2010). *Zaman Serileri Analizi (Birim Kökler ve Kointegrasyon)*. Ankara: Gazi Kitabevi.
- Allen, R. G. (2009). *Index Numbers in Economic Theory and Practice*. New Jersey: Transaction Publishers.
- Arora, P. (2007). *Comprehensive Statistical Methods*. New Delhi: S. Chand Publishing.
- Aşık, A. (2010). *Tüketici Fiyat Endeksindeki İkame Sapmasının Tahmini*. Ankara: Doktora Tezi.
- Aytekin, M. ve Hatırlı, S. A. (2021). Türkiye'de İşlenmemiş Gıda Enflasyonunu Etkileyen Faktörlerin Analizi:ARDL Yaklaşımı. *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 8(3), 203-216.
- Choi, I. (2015). *Almost All About Unit Roots*. New York: Cambridge University Press.
- Crespo, N. ve Simoes, N. (Dü). (2021). *Handbook of Research on the Empirical Aspects of Strategic Trade Negotiations and Management*. Hershey: IGI Global.
- Devlet İstatistik Enstitüsü. (1997). *Tarım İstatistikleri, Sorularla İstatistikler Dizisi 3*. Ankara: Devlet İstatistik Enstitüsü Matbaası.
- Dodge, Y. (2008). *The Concise Encyclopedia of Statistics*. New York: Springer.
- Engle, R. ve Granger, C. (1987). Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, s. 251-276.
- Erdem, F. ve Yamak, R. (2014). Üretici Fiyat Endeksi ve Tüketici Fiyat Endeksi Arasındaki Geçişkenliğin Derecesi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Üniversitesi*, 14(4), 1-13.
- Eştürk, Ö. ve Albayrak, N. (2018). Tarım Ürünleri-Gıda Fiyatları Artışları ve Enflasyon Arasındaki İlişkinin İncelenmesi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*(18. EYİ Özel Sayısı), 147-158.
- Eurostat. (2008). *European Price Statistics*. Luxembourg: Office for Official Publications of the European Communities.
- Eurostat. (2008). *European Price Statistics An overview*. Luxembourg:: European Communities.
- Frisch, H. (1983). *Theories of Inflation*. Cambridge University Press.
- Ghazali, M. F., Muhammad, M. Z. ve Ooi, A. Y. (2008). Do Producer Prices Cause Consumer Prices? Some Empirical Evidence. *International Journal of Business and Management*, 3(11), 78-82.
- Gökçe, C. (2021). Petrol Fiyatı ve Döviz Kurunun Gıda Fiyatları Üzerine Asimetrik Etkisi: Türkiye Örneği. *Business and Economics Research Journal*, 12(3), s. 599-611.

- Gökçe, C. (2021). Petrol Fiyatı ve Döviz Kurunun Gıda Fiyatları Üzerine Asimetrik Etkisi: Türkiye Örneği. *Business and Economics Research Journal*, 12(3), 599-611.
- Granger, C. (1981). Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification. *Journal of Econometrics*, s. 121-130.
- Grant, S. ve Vidler, C. (2000). *Economics in Context*. Heinemann.
- Gürtan, K. (1971). *İstatistik ve araştırma metotları*. İstanbul: İstanbul Üniversitesi.
- Hye, Q., Imran, K. ve Anwar, S. (2009). Food Prices And Money Supply: A Casuality Analysis For Bangladesh Economy. *Journal of Social and Economic Policy*, 6(2), 1-6.
- İnternet: J Hyndman, R. ve Athanasopoulos, G. (2018). Forecasting: Principles and Practice. Melbourne, Australia. URL:<https://otexts.com/fpp2/residuals.html>, Son Erişim Tarihi: 31.10.2022.
- İnternet: Douma, M. J. (2022). *What the Hell is Inflation Anyway?* American Institute for Economic Research. URL:<https://www.aier.org/article/what-the-hell-is-inflation-anyway/>, Son Erişim Tarihi: 11.9.2022.
- İnternet: ECB. (2022). What is inflation? URL:<https://www.ecb.europa.eu/ecb/educational/hicp/html/index.en.html#:~:text=Inflation%20occurs%20if%20there%20is,of%20the%20currency%20over%20time>, Son Erişim Tarihi: 15.2.2022.
- İnternet: FAO. (2021). Labour Statistics. URL:<http://www.fao.org/faostat/en/#data/OE>, Son Erişim Tarihi: 12.8.2021.
- İnternet: FAO. (2021). Land Use. URL:<http://www.fao.org/faostat/en/#data/RL>, Son Erişim Tarihi: 19.8.2021.
- İnternet: FAO. (2022). World Food Situation. URL:<http://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/>, Son Erişim Tarihi: 11.2.2022.
- İnternet: IMF. (2006). Glossary of Selected Financial Terms. URL:<https://www.imf.org/external/np/exr/glossary/showTerm.asp>, Son Erişim Tarihi: 17.10.2021.
- İnternet: OECD. (2021). *Inflation (CPI) (indicator)*. URL:<https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm>, Son Erişim Tarihi: 17.10.2021.
- İnternet: TÜİK. (2020). Adrese Dayalı Nüfus Kayıt Sistemi Sonuçları, Haber Bülteni. URL:<https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=37210>, Son Erişim Tarihi: 12.8.2021.
- İnternet: TÜİK. (2021). Gelir, Yaşam, Tüketim ve Yoksulluk. URL:<https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=gelir-yasam-tuketim-ve-yoksulluk-107&dil=1>, Son Erişim Tarihi: 18.9.2021.
- İnternet: TÜİK. (2021). İşgücü İstatistikleri, II. Çeyrek: Nisan - Haziran, 2021, Haber Bülteni. URL:<https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Isgucu-Istatistikleri-II.-Ceyrek:-Nisan---Haziran,-2021-37546>, Son Erişim Tarihi: 2.3.2021.

- İnternet: TÜİK. (2021). Nüfus ve Demografi. URL:<https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=nufus-ve-demografi-109&dil=1>, Son Erişim Tarihi: 8.12.2021.
- İnternet: TÜİK. (2021). Tüketici Fiyat Endeksi, Haber Bülteni. URL:<https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=T%C3%BCketici-Fiyat-Endeksi-A%C4%9Fustos-2021-37386&dil=1>, Son Erişim Tarihi: 9.5.2021.
- İnternet: TÜİK. (2022). Enflasyon ve Fiyat. URL:<https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=enflasyon-ve-fiyat-106&dil=1>, Son Erişim Tarihi: 12.9.2022.
- İnternet: TÜİK. (2022). Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi, Haber Bülteni. URL:<https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Tarim-Urunleri-Uretici-Fiyat-Endeksi-Agustos-2022-45767>, Son Erişim Tarihi: 27.9.2022.
- İnternet: TÜİK. (2022). Tüketici Fiyat Endeksi, Haber Bülteni. URL:<https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=T%C3%BCketici-Fiyat-Endeksi-A%C4%9Fustos-2022-45797&dil=1>, Son Erişim Tarihi: 20.9.2022.
- Jena, P. (2016). Commodity Prices And Macroeconomic Variables In India An Auto Regressive Distrubuted Lag (ARDL) Approach. *MPRA Paper(73892)*.
- Kaabia, M. B. ve M.Gil, J. (2000). Short and Long-run Effects of Macroeconomic Variables on the Spanish Agricultural Sector. *European Review of Agricultural*, 24(4), s. 449-471.
- Kaabia, M. B. ve M.Gil, J. (2000). Short and Long-run Effects of Macroeconomic Variables on the Spanish Agricultural Sector. *European Review of Agricultural*, 24(4), 449-471.
- Kadılar, C. (2000). *Uygulamalı Çok Değişkenli Zaman Serileri Analizi*. Ankara: Bizim Büro Basımevi.
- Kadılar, C. ve Çekim, H. Ö. (2020). *Spss ve R Uygulamalı Zaman Serileri Analizine Giriş*. Ankara: Seçkin.
- Kılıcı, E. N. (2019). Türkiye Enflasyon Görünümüne İlişkin Bir Değerlendirme; Reel Efektif Döviz Kuru İle Tüketici Fiyat Endeksi Arasındaki İlişkinin Analizi. *Anemon Muş Alparşan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(6), 219-227.
- Koçak, N. A. (2021). Türkiye'de Tüketici ve Üretici Fiyatları Arasındaki İlişkinin Alternatif Tahmin Yöntemleri Kullanılarak Analizi . *Business and Economics Research Journal(12)*, 33-47.
- Kofoğlu, İ. H., Küçükkale, Y. ve Yamak, R. (2018). Faiz Oranları, Döviz Kurları ve Çekirdek Fiyat Endeksleri Arasındaki Dinamik İlişkiler: Türkiye Örneği. *Anemon Muş Alparşan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(6), 1111-1118.
- Langdana, F. (2009). *Macroeconomic Policy: Demystifying Monetary and Fiscal Policy*. Springer Science & Business Media.
- National Council on Economic Education. (1995). *A Framework for Teaching Basic Economic Concepts*. Council for Economic Education.

- National Research Council. (2002). *At What Price?: Conceptualizing and Measuring Cost-of-Living and Price Indexes*. (C. L. Schultze, & C. Mackie, Dü) Washington: NATIONAL ACADEMY PRESS.
- O'Neill, R., Ralph, J. ve Smith, P. A. (2017). *Inflation: History and Measurement*. Springer.
- Öner, C. (2010). Back to Basics: What Is Inflation? *Finance & Development*, March 2010, 47(1), 59.
- Pappas, C. ve Papadas, C. (2015). Farm Production Costs, Producer Prices and Retail Food Prices: A Cointegration Analysis. *Working Papers*, 2015(1).
- Parasız, M. İ. (1991). *Makrı Ekonomi*. Fatih Burak Koputan.
- Patel, N. ve Villar, A. (2016). Measuring Inflation. *BIS Papers*, 9-23.
- Saraç, T. B. ve Karagöz, K. (2010). Türkiye'de Tüketici ve Üretici Fiyatları Fiyatları Arasındaki İlişki : Yapısal Kırılma ve Sınır Testi. *Maliye Dergisi*(159), 220-232.
- Sevüktekin, M. ve Çınar, M. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. Bursa: Dora Yayıncılık.
- Tay Bayramoğlu, A. ve Koç Yurtkur, A. (2015). Türkiye'de Gıda ve Tarımsal Ürün Fiyatlarını Uluslararası Belirleyicileri. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), s. 63-74.
- Tekin, Ü. S. (2019). *Bazı Makroekonomik Göstergelerle Tüketici Fiyat Endeksi Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Türkiye Örneği*. Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara.
- Terzi, H. ve Tütüncü, A. (2017). Türkiye'de Üretici Fiyat Endeksi ve Tüketici Fiyat Endeksi Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı. *Sosyoekonomi*, 25(34), 173-186.
- TÜİK. (2019). *Tarım İstatistikleri Sorularla Resmi İstatistikler Dizisi 5*. Ankara: Türkiye İstatistik Kurumu.
- Türkiye İstatistik Kurumu. (2008). *Fiyat Endeksleri ve Enflasyon*. Ankara: Türkiye İstatistik Kurumu Matbaası.
- Ulusoy, A. ve Şahingöz, B. (2020). Türkiye'de Gıda Ürünleri Fiyatlarının Enflasyon Üzerindeki Etkisi. *Maliye Araştırmaları Dergisi*, 6(2), 45-55.
- Welch, P. J. ve Welch, G. F. (2009). *Economics: Theory and Practice*. John Wiley & Sons.
- Zivot, E. ve Wang, J. (2003). *Modelling Time Series With S-Plus*. New York: Springer.



TEKNOVERSİTE



teknoversite **AYRICALIĞINDASINIZ**

İSTE

