

**BAZI MAKROEKONOMİK GÖSTERGELERLE
TÜKETİCİ FİYAT ENDEKSİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN
İNCELENMESİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

**INVESTIGATION OF RELATIONSHIP BETWEEN
CONSUMER PRICE INDEX AND SOME
MACROECONOMIC INDICATORS: THE CASE OF
TURKEY**

ÜMMÜ SELİN TEKİN

PROF. DR. CEM KADILAR

Tez Danışmanı

Hacettepe Üniversitesi

Lisansüstü Eğitim-Öğretim ve Sınav Yönetmeliğinin

İstatistik Anabilim Dalı İçin Öngördüğü

YÜKSEK LİSANS TEZİ

olarak hazırlanmıştır.

2019

Ü. SELİN TEKİN'in hazırladığı "Bazı Makroekonomik Göstergelerle Tüketici Fiyat Endeksi Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Türkiye Örneği" adlı bu çalışma aşağıdaki jüri tarafından İSTATİSTİK ANABİLİM DALI'nda YÜKSEK LİSANS TEZİ olarak kabul edilmiştir.

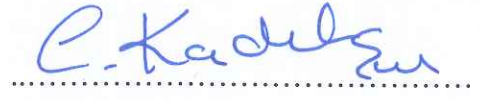
Prof. Dr. Hüseyin TATLIDİL

Başkan



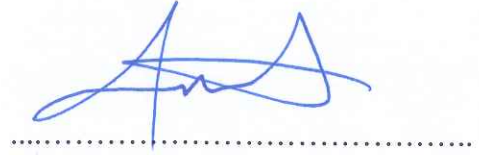
Prof. Dr. Cem KADILAR

Danışman



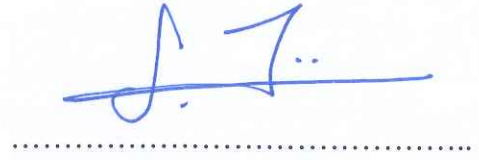
Prof. Dr. Afşin ŞAHİN

Üye



Doç. Dr. Semra TÜRKAN

Üye



Dr. Öğr. Üyesi Esra POLAT

Üye



Bu tez Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü tarafından YÜKSEK LİSANS TEZİ olarak / /..... tarihinde onaylanmıştır.

Prof. Dr. Menemşe GÜMÜŞDERELİOĞLU

Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürü

Sevgili anneme, canım babama ve çok kıymetli ablama...



ETİK

Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, tez yazım kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmada,

- tez içindeki bütün bilgi ve belgeleri akademik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi,
- görsel, işitsel ve yazılı tüm bilgi ve sonuçları bilimsel ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu,
- başkalarının eserlerinden yararlanılması durumunda ilgili eserlere bilimsel normlara uygun olarak atıfta bulunduğumu,
- atıfta bulunduğum eserlerin tümünü kaynak olarak gösterdiğimi,
- kullanılan verilerde herhangi bir değişiklik yapmadığımı,
- ve bu tezin herhangi bir bölümünü bu üniversite veya başka bir üniversitede başka bir tez çalışması olarak sunmadığımı

beyan ederim.

17 / 06 /2019

Ümmü Selin Tekin

ÜMMÜ SELİN TEKİN

YAYINLANMA FİKRİ MÜLKİYET HAKLARI BEYANI

Enstitü tarafından onaylanan lisansüstü tezimin/raporumun tamamını veya herhangi bir kısmını, basılı (kağıt) ve elektronik formatta arşivleme ve aşağıda verilen koşullarla kullanıma açma iznini Hacettepe Üniversitesine verdiğimi bildiririm. Bu izinle Üniversiteye verilen kullanım hakları dışındaki tüm fikri mülkiyet haklarım bende kalacak, tezimin tamamının ya da bir bölümünün gelecekteki çalışmalarda (makale, kitap, lisans ve patent vb.) kullanım hakları bana ait olacaktır.

Tezin kendi orijinal çalışmam olduğunu, başkalarının haklarını ihlal etmediğimi ve tezimin tek yetkili sahibi olduğumu beyan ve taahhüt ederim. Tezimde yer alan telif hakkı bulunan ve sahiplerinden yazılı izin alınarak kullanması zorunlu metinlerin yazılı izin alarak kullandığımı ve istenildiğinde suretlerini üniversiteye teslim etmeyi taahhüt ederim.

Yükseköğretim Kurulu tarafından yayınlanan “*Lisansüstü Tezlerin Elektronik Ortamda Toplanması, Düzenlenmesi ve Erişime Açılmasına İlişkin Yönerge*” kapsamında tezim aşağıda belirtilen koşullar haricince YÖK Ulusal Tez Merkezi / H. Ü. Kütüphaneleri Açık Erişim Sisteminde erişime açılır.

- Enstitü / Fakülte yönetim kurulu kararı ile tezimin erişime açılması mezuniyet tarihimden itibaren 2 yıl ertelenmiştir.
- Enstitü / Fakülte yönetim kurulu gerekçeli kararı ile tezimin erişime açılması mezuniyet tarihimden itibaren ay ertelenmiştir.
- Tezim ile ilgili gizlilik kararı verilmiştir.

17 / 06 / 2019



ÜMMÜ SELİN TEKİN

ÖZET

BAZI MAKROEKONOMİK GÖSTERGELERLE TÜKETİCİ FİYAT ENDEKSİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN İNCELENMESİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Ümmü Selin TEKİN

Yüksek Lisans, İstatistik Bölümü

Tez Danışmanı: Prof. Dr. Cem KADILAR

Haziran 2019, 74 sayfa

Çalışmada, 2010:01-2018:08 yılları arası Türkiye ekonomisinin önemli göstergelerinden tüketici fiyat endeksi, yurt içi üretici fiyat endeksi, perakende satış hacim endeksi ve sanayi üretim endeksi arasındaki ilişki araştırılmıştır. Serilerin durağanlığı Dickey-Fuller birim kök testi yardımıyla incelenmiştir. Serilerin her biri birinci dereceden bütünleşik olarak belirlenmiştir. Değişkenler arasındaki olası eşbütünleşme ilişkisi Johansen eşbütünleşme yöntemiyle araştırılmıştır. Eşbütünleşme analizi sonucunda, seriler arasında uzun dönemli denge ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Daha sonra fark serileri kullanılarak vektör hata düzeltme modeli kurulmuştur. Bu model üzerinden vektör otoregresyon modeli ve Granger nedensellik analizi yapılmıştır. Etki tepki fonksiyonları ile varyans ayrıştırması sonuçları ayrıntılı bir şekilde incelenmiştir. Granger nedensellik analizi sonuçlarından, %10 yanılma düzeyinde tüketici fiyat endeksinin sanayi üretim endeksinin bir nedeni olduğu sonucuna varılmıştır. Uzun dönemli nedensellik analizi sonucundan ise tüketici fiyat endeksinde uzun dönemli nedensellik olduğu belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: Eşbütünleşme, Vektör Hata Düzeltme Modeli, Vektör Otoregresyon Modeli, Nedensellik Analizi.

ABSTRACT

INVESTIGATION OF RELATIONSHIP BETWEEN CONSUMER PRICE INDEX AND SOME MACROECONOMIC INDICATORS: THE CASE OF TURKEY

Ümmü Selin TEKİN

Master of Science, Department of Statistics

Supervisor: Prof. Dr. Cem KADILAR

June 2019, 74 pages

In this study, the relationships between the important indicators of Turkey's economy, such as the consumer price index, the domestic producer price index, the retail sales volume index and the industrial production index have been investigated for the period of 2010:01-2018:08. Stationary of the series has been determined by the Dickey-Fuller unit root test. All of the series have been found as the first degree integrated. The possible cointegration relationship among the variables has been examined by the Johansen cointegration method. As a result of the cointegration analysis, it has been inferred that there is a long term equilibrium relationship between the series. Then, vector error correction model has been established by using the difference series. Vector autoregression model and Granger causality analysis have been performed by using this model. The results obtained by the impulse response functions and variance decomposition have been studied in detail. It has been concluded that there is a uni-directional relationship from the consumer price index to the industrial production index at 10% significance level and that there is a long-term causality relationship for the consumer price index.

Keywords: Cointegration, Vector Error Correction Model, Vector Autoregression Model, Causality Analysis.

TEŐEKKÜR

Lisans eđitimimden bařlayarak lisansüstü eđitimimi tamamlayana kadar bilgisi ve desteđiyle beni yönlendiren, akademik ve yardımsever kiřiliđini örnek aldığım, her zaman yanımda olduđunu hissettiren deđerli hocam, tez danıřmanım Sayın Prof. Dr. Cem KADILAR'a özellikle tez dönemimde bana sađladığı kolaylıklardan ve bu süreçte gösterdiği hořgörüden dolayı en içten teőekkür ve řükranlarımı sunarım.

Hayatım boyunca her zaman desteklerini hissettiğim, yařamın tüm zorluklarını ve güzelliğini birlikte paylařtığım, emeklerini asla ödeyemeyeceğim canım aileme sonsuz teőekkürler...

İÇİNDEKİLER

ÖZET.....	i
ABSTRACT	ii
TEŞEKKÜR	iii
İÇİNDEKİLER.....	iv
ÇİZELGELER.....	vii
ŞEKİLLER	viii
SİMGELER VE KISALTMALAR.....	ix
1. GİRİŞ	1
2. ENDEKS KAVRAMI.....	5
2.1. Endeks Formülleri	5
2.1.1. Basit Endeksler.....	5
2.1.2. Bileşik Endeksler.....	6
2.1.3. Laspeyres Endeksi.....	7
2.1.4. Paasche Endeksi	7
2.1.5. Fisher Endeksi	7
2.1.6. Törnqvist Endeksi	8
2.1.7. Walsh Endeksi.....	8
2.1.8. Temel Dönemin Değiştirilmesi	9
2.2. Önemli Endekslere İlişkin Bilgiler.....	9
2.2.1. Tüketici Fiyat Endeksi	9
2.2.2. Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi	10
2.2.3. Perakende Satış Endeksleri	10
2.2.4. Sanayi Üretim Endeksi.....	10
3. YÖNTEM.....	11
3.1. Durağanlık.....	11
3.2. Birim Kök Testleri	11
3.2.1. Dickey-Fuller Birim Kök Testi	11

3.2.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi	12
3.2.3. Phillips-Perron Birim Kök Testi	13
3.2.4. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Birim Kök Testi	14
3.2.5. HEGY Mevsimsel Birim Kök Testi.....	15
3.3. Zaman Serileri Modelleri	16
3.3.1. Mevsimsel Olmayan Zaman Serileri Modelleri.....	16
3.3.1.1. Otoregresyon Modelleri	16
3.3.1.2. Hareketli Ortalama Modelleri	17
3.3.1.3. Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri.....	17
3.3.2. Mevsimsel Zaman Serileri Modelleri	18
3.3.2.1. Mevsimsel Otoregresyon Modelleri	18
3.3.2.2. Mevsimsel Hareketli Ortalama Modelleri	19
3.3.2.3. Mevsimsel Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri	20
3.4. Eşbütünleşme Analizi	20
3.4.1. Engle-Granger Yöntemi.....	20
3.4.2. Johansen Yöntemi.....	22
3.4.2.1. Johansen Eşbütünleşme Testi	24
3.5. Vektör Otoregresyon Modelleri.....	25
3.5.1. Etki - Tepki Analizi	27
3.5.2. Varyans Ayrıştırması Analizi	28
3.6. Nedensellik	29
3.6.1. Granger Nedensellik Testi	30
4. BULGULAR.....	33
4.1. Durağanlık İncelemesi	33
4.2. Eşbütünleşme Analizi	42
4.2.1. Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi	43
4.2.2. Uygun Modelin Belirlenmesi.....	43
4.2.3. Eşbütünleşme Analizi Sonucu ve Eşbütünleşme Denklemi	44
4.3. Vektör Hata Düzeltme Modeli.....	45
4.3.1. Uygun Vektör Hata Düzeltme Modelinin Belirlenmesi	45
4.4. Vektör Otoregresyon Analizi.....	51
4.4.1. VECM(8) Modeline Ait Etki Tepki Fonksiyonu Grafikleri	51

4.4.2. VECM(8) Modeline Ait Varyans Ayrıştırma Analizi.....	56
4.5. Nedensellik Analizi	60
4.5.1. Kısa Dönemli Nedensellik	60
4.5.2. Uzun Dönemli Nedensellik	63
5. TARTIŞMA VE SONUÇ.....	65
KAYNAKLAR.....	69
EKLER	73
EK 1 - Tez Çalışması Orijinallik Raporu	73
ÖZGEÇMİŞ	74



ÇİZELGELER

Çizelge 4.1. TÜFE için birim kök testi gecikmesinin tespiti.....	34
Çizelge 4.2. TÜFE için ADF birim kök testi sonuçları	35
Çizelge 4.3. TÜFE birinci farkı için ADF birim kök testi sonuçları	35
Çizelge 4.4. YİÜFE için ADF birim kök testi sonuçları	37
Çizelge 4.5. YİÜFE birinci farkı için ADF birim kök testi sonuçları	37
Çizelge 4.6. PSHE için ADF birim kök testi sonuçları	39
Çizelge 4.7. PSHE birinci farkı için ADF birim kök testi sonuçları	39
Çizelge 4.8. SÜE için ADF birim kök testi sonuçları	41
Çizelge 4.9. SÜE birinci farkı için ADF birim kök testi sonuçları	41
Çizelge 4.10. Eşbütünleşme testi için gecikme uzunluğu tespiti.....	43
Çizelge 4.11. Eşbütünleşme testi için uygun model tespiti	43
Çizelge 4.12. Eşbütünleşme testi sonuçları	44
Çizelge 4.13. VECM için uygun model tespiti.....	46
Çizelge 4.14. VECM(8) modeline ilişkin sonuçlar	47
Çizelge 4.15. VECM(8) artıkları için LM testi	49
Çizelge 4.16. VECM(8) artıkları için normallik sınaması.....	50
Çizelge 4.17. VECM(8) için değişen varyanslılık testi	51
Çizelge 4.18. VECM(8) için varyans ayrıştırma sonuçları	58
Çizelge 4.19. Granger nedensellik testi sonuçları	61
Çizelge 4.20. Uzun dönemli nedensellik testi sonuçları.....	63

ŞEKİLLER

Şekil 4.1. Tüketici fiyat endeksi grafiği	33
Şekil 4.2. TÜFE ile birinci farkı için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri	34
Şekil 4.3. Yurt içi üretici fiyat endeksi grafiği	36
Şekil 4.4. YİÜFE ile birinci farkı için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri	36
Şekil 4.5. Perakende satış hacim endeksi grafiği	38
Şekil 4.6. PSHE ile birinci farkı için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri	38
Şekil 4.7. Sanayi üretim endeksi grafiği	40
Şekil 4.8. SÜE ile birinci farkı için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri	40
Şekil 4.9. Endekslerin yıllara göre grafikleri	42
Şekil 4.10. TÜFE değiştiğinde etki tepki fonksiyonu grafikleri	52
Şekil 4.11. YİÜFE değiştiğinde etki tepki fonksiyonu grafikleri	53
Şekil 4.12. PSHE değiştiğinde etki tepki fonksiyonu grafikleri	54
Şekil 4.13. SÜE değiştiğinde etki tepki fonksiyonu grafikleri.....	55
Şekil 4.14. Varyans ayrıştırması grafikleri	59

SİMGELER VE KISALTMALAR

Simgeler

σ^2	Varyans
μ	Ortalama
ρ	Otokorelasyon
γ	Otokovaryans
ε_t	Akgürültü sürecine sahip artık serisi

Kısaltmalar

ADF	Genişletilmiş Dickey-Fuller
PSHE	Perakende Satış Hacim Endeksi
SÜE	Sanayi Üretim Endeksi
TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi
TÜİK	Türkiye İstatistik Kurumu
VAR	Vektör Otoregresyon Modeli
VECM	Vektör Hata Düzeltme Modeli
VMA	Vektör Hareketli Ortalama Modeli
YİÜFE	Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi

1. GİRİŞ

Ülke ekonomisinin kısa veya uzun dönemli takiplerinde istatistiklerin, güvenilir analizlerin, ekonomik yorumların yeri ve önemi yadsınamaz düzeydedir. Verilerde gizli olan bilgileri ortaya çıkarmak için istatistiki yöntemlere başvurulmaktadır. Kaliteli veri, uygun istatistiksel yöntem, güvenilir sonuç çıkarımı ekonomik yorumlamaların temelini oluşturmaktadır.

Ekonomik verilerin analizinde genellikle zaman serileri analizi yöntemlerine başvurulmaktadır. Zaman serileri yöntemleri yardımıyla analiz edilen göstergeler ülkenin ekonomik durumunu değerlendirmede önemli rol oynamaktadır. Tüketici fiyat endeksi (TÜFE), yurt içi üretici fiyat endeksi (YİÜFE), perakende satış hacim endeksi (PSHE), sanayi üretim endeksi (SÜE) gibi göstergelerle ekonomik durum hakkında kısa dönemli gözlem sağlanabilmekte aynı zamanda istatistiksel yöntemlerle geniş kapsamlı analizler yapılabilmektedir.

Üretici fiyat endeksi (ÜFE) ve TÜFE serileri arasındaki ilişki yapısı geçmişten günümüze çeşitli çalışmaların konusu olmuştur. Yapılan çalışmalarda genel görüş cari dönemde ÜFE serisindeki değişikliğin sonraki dönemlerde TÜFE serisini direkt olarak etkileyeceği yönündedir. Üretimin tüketimden, toptan satışların perakende satışlardan önce gerçekleşmesi bu görüşü desteklemektedir. Benzer şekilde, geçmiş çalışmalarda TÜFE serisindeki değişikliklerin ÜFE serisi üzerinde etkili olacağı yönündeki görüşler de yaygındır (Saraç ve Karagöz, 2010). Bazı çalışmalarda ise TÜFE ve ÜFE serileri arasında kısa dönemli nedensellik ilişkisi tespit edilirken bazılarında ise sadece uzun dönemli nedensellik olduğu gözlenmiştir. TÜFE, ÜFE gibi seriler arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı analiz edilen verilerin ait olduğu zaman frekansına ve veri dönemine göre farklılık gösterebilmektedir.

Literatürde, Türkiye için yapılan çalışmaların genelinde, farklı zaman frekansları için farklı dönemlerde TÜFE ve ÜFE serilerinin arasındaki eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Akdi ve ark. (2006) tarafından Türkiye için 1987:01-2004:08 dönemine ait olan toptan fiyat endeksiyle tüketici fiyat endeksi arasında olası kısa ve uzun dönemli ilişkiler araştırılmıştır. Johansen eşbütünleşme ile Engle-Granger testlerinin olası uzun dönemli ilişkileri için çelişkili sonuçlar verdiği belirtilmiştir. Bu noktada

periodogram temelli eşbütünleşme testinin kullanılabileceği önerilmiştir. Çalışmada toptan eşya fiyat endeksiyle tüketici fiyat endeksi arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı ancak kısa dönemli bir ilişkinin olduğu ortaya çıkarılmıştır. Tarı ve ark. (2012) tarafından 1987:1-2008:4 için Türkiye'nin ÜFE ve TÜFE serileri arasındaki olası nedensellik ilişkisi frekans alan boyutunda incelenmiştir. Kısa dönemde ÜFE serisinden TÜFE değişkenine doğru sadece 1987:1-1993:4 için nedensellik ilişkisinin mevcut olduğu tespit edilmiştir. Uzun dönemde ise TÜFE'den ÜFE'ye doğru nedensellik ilişkisi olduğu öne sürülmüştür. Ülke ve Ergün (2014), Türkiye için 2003:01-2013:12 döneminde TÜFE, ÜFE arasındaki kısa ve uzun dönem nedensellik ilişkileri araştırmışlardır. Johansen eşbütünleşme testine göre seriler arasında uzun dönemli ilişki bulunmuştur. Vektör hata düzeltme modeli ile serilerin birlikte hareket ettiği ve uzun dönemde TÜFE'den ÜFE'ye tek yönlü nedensellik olduğu ancak kısa dönemde Granger nedensellik testine göre seriler arasında nedensellik ilişkisi olmadığı ortaya çıkarılmıştır.

Yapılan çalışmalar arasında genel endekslere ek olarak alt detay endekslerin kullanıldığı çalışmalar da mevcuttur. Öner (2018) tarafından Türkiye için 2005:01-2018:05 döneminde TÜFE ve YİÜFE'nin alt detay endeksleri ile genel enflasyon oranları arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Çalışmada genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testi ile serilerin aynı dereceden durağan olup olmadığı incelenmiştir. Sonrasında Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Çalışmanın sonucunda TÜFE ve YİÜFE serilerinin alt detay serilerden daha fazla etkilendiği tespit edilmiştir. TÜFE serisinin 12 alt detayından, YİÜFE serisinin ise 4 adet alt detayından etkilendiği ortaya çıkarılmıştır.

Fiyat endeksleri arasındaki nedensellik ilişkisi farklı ülkeler için de araştırılmıştır. Ghazali ve ark. (2008) ile 1986:01- 2007:04 dönemi için Malezya'nın TÜFE ve ÜFE serileri arasındaki ilişki incelenmiştir. Johansen eşbütünleşme yöntemi ile bu iki değişken arasında uzun dönemli denge ilişkisinin bulunduğu öne sürülmüştür. Engle-Granger, Toda-Yamamoto nedensellik testleri ile üretici fiyatlarından tüketici fiyatlarına tek yönlü nedensellik olduğu tespit edilmiştir. Akçay (2011) tarafından 1995:08-2007:12 dönemi için seçilen beş Avrupa ülkesine ait ÜFE ile TÜFE arasındaki ilişkisi Toda-Yamamoto nedensellik testiyle araştırılmıştır. Finlandiya ve Fransa'da ÜFE'den TÜFE'ye tek yönlü, Almanya'da iki yönlü nedensellik ilişkisi mevcutken Hollanda ve İsveç'te anlamlı bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Geçmiş çalışmalarda kullanılan veri setleri incelendiğinde kısıtlı sayıda çalışmada TÜFE ve ÜFE serileri yanında önemli göstergelere yer verildiği gözlenmiştir. Bu kapsamda Türkiye için yapılan bazı araştırmalar mevcuttur. Akyazı ve Ekinci (2009) ile 1991:01-2007:12 döneminde Türkiye için enflasyon, büyüme arasındaki negatif ilişkiyi, TÜFE ve SÜE büyüme oranlarını kullanılarak Granger nedensellik testiyle incelenmiştir. TÜFE serisinin birinci farkı SÜE serisinin Granger nedeni olarak tespit edilmiştir. Şen ve ark. (2016), 2005:01-2015:11 dönemi için Türkiye'nin SÜE ve TÜFE serileri incelemişlerdir. Çalışmada orta ve uzun dönemde TÜFE serisinden SÜE serisine nedensellik ilişkisi olduğu, kısa dönemde ise seriler arasında nedensellik ilişkisi bulunmadığı tespit edilmiştir. Korkulu ve Yılmaz (2017), Türkiye için 1939-2013 yıllarına ait TÜFE, ÜFE, GSYH deflatörü ve Reel Gayrisafi Milli Hasıla serilerini incelemişlerdir. Birim kök testi sonuçlarına göre GSMH düzeyde durağan, TÜFE, ÜFE ve GSYH Deflatörü serilerinin ise birinci farklarının durağan olduğu tespit edilmiştir. Sonrasında uygulanan Granger nedensellik testine göre TÜFE ve GSYH Deflatörü serilerinin ekonomik büyüme üzerinde tek yönlü nedenselliğe sahip olduğu ortaya çıkarılmıştır. Ancak regresyon analizi sonucunda, TÜFE katsayısının istatistiksel olarak anlamlı bulunmadığı belirtilmiştir. Bu nedenle, büyümeyi etkileyen değişken GSYH deflatörü olarak tespit edilmiştir. Özçelik ve Uslu (2017) tarafından Türkiye'nin 2007:01-2014:12 dönemi için SÜE, işsizlik oranı ve TÜFE verileri kullanılarak göstergeler arasındaki ilişki yapısı vektör otoregresyon modeliyle belirlenmeye çalışılmıştır. Göstergeler arasında eşbütünleşme ilişkisinin mevcut olduğu Johansen eşbütünleşme testiyle tespit edilmiştir. İşsizlik oranı ve SÜE arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi mevcut iken TÜFE ile işsizlik oranı ve SÜE arasında nedensellik ilişkisi olmadığı ortaya çıkarılmıştır.

Fiyat verileriyle birlikte çeşitli ekonomik değişkenlerin yer aldığı bazı araştırmalar farklı ülkeler için de yapılmıştır. Pappas ve Papadas (2015) ile tarım üretim maliyetleri, üretici fiyatları ve perakende gıda fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Çalışmada kullanılan 2000-2012 dönemine ait bitkisel ve hayvansal üretim için tarımsal girdi ve çıktı fiyat endeksleri, yiyecek ve alkolsüz içecekler için perakende fiyat endeksleri çeyreklik verileri Yunanistan İstatistik Kurumu'ndan alınmıştır. Nedensellik ve Eşbütünleşme analizi sonuçlarında değişkenler arasında uzun dönemli denge ilişkisi tespit edilmiştir. Tahmin edilen değişkenler, üretim maliyetleri ve üretici fiyatları, perakende gıda fiyatlarını kısa ve uzun vadede etkilediği ortaya çıkarılmıştır.

Literatürde yapılan çalışmalarda ağırlıklı olarak ÜFE ve TÜFE arasındaki ilişki yapısı iki değişkenli boyutta incelenmiştir. Kısıtlı çalışmada SÜE, GSYH gibi farklı değişkenlere yer verildiği görülmüştür. Bu durumdan yola çıkarak tez çalışmasında TÜFE ve ÜFE değişkenleri haricinde ekonominin önemli endekslerine de yer verilmiştir. Böylece, bu çalışmada TÜFE üzerinde etkili olabilecek değişken sayısı ve niteliği daha geniş çerçeveden ele alınarak literatüre katkı sağlanması hedeflenmiştir.

Tez çalışmasında, Türkiye ekonomisinin önemli göstergelerinden tüketici fiyat endeksi, yurt içi üretici fiyat endeksi, perakende satış hacim endeksi ve sanayi üretim endeksi verileri dikkate alınarak değişkenler arası ilişki yapısının ortaya çıkarılması amaçlanmıştır. Bu kapsamda ikinci bölümde endeks kavramı ve çalışmada kullanılan endekslere ilişkin bilgiler anlatılmıştır. Üçüncü bölümde zaman serileri analizindeki önemli kavramlardan durağanlık kavramı, birim kök testleri, zaman serileri modelleri, eşbütünleşme analizi, vektör otoregresyon modelleri ve nedensellik konusunda metodolojik açıklamalar yapılmıştır. Dördüncü bölümde yer alan bulgularda değişkenlerin durağanlık incelemeleri, uygun model belirlenerek yapılan Johansen eşbütünleşme analizi, vektör hata düzeltme modeli üzerinden yapılan VAR analizi ve nedensellik analizi sonuçları verilmiştir. En son bölüm olan tartışma ve sonuç bölümünde ise sonuçlar değişkenler detayında yorumlanarak tartışılmıştır.

2. ENDEKS KAVRAMI

Endeksler genel olarak basit ve bileşik olmak üzere iki ana grupta toplanabilir. Ekonomik kısa dönemli göstergelere ilişkin yayımlanan endekslerin hesaplama yöntemlerinde çoğunlukla ağırlıklı endeks formülleri kullanılmaktadır. Ağırlıklı endeks formülleri arasında sıklıkla Laspeyres endeks formülü tercih edilmektedir. TÜİK tarafından açıklanan kısa dönemli göstergelerde de Laspeyres endeksinin diğer endeks türlerine göre daha çok kullanıldığı görülmektedir.

2.1. Endeks Formülleri

Endeks formülleri kapsamında bu bölümde öncelikle basit ve bileşik endeksler hakkında bilgi verilmiştir. Daha sonraki bölümlerde ise ağırlıklı endeksler arasında yer alan Laspeyres, Paasche, Fisher, Törnqvist ve Walsh endeksleri hakkında kısa bilgilendirme yapılmıştır.

2.1.1. Basit Endeksler

Basit endeksler bir ürünün fiyatında veya miktarında meydana gelen değişimleri ölçmeye çalışan oransal bir istatistik olarak değerlendirilebilir. Basit endekslerde endekse konu olan fiyat ise basit fiyat endeksi, miktar ise basit miktar endeksi olarak değerlendirilir.

Basit fiyat endeksi, ilgili ürünün cari dönem için oluşan fiyatının temel dönemdeki fiyatına oranlanıp 100 değeri ile çarpılması sonucunda elde edilir. Basit fiyat endeksi,

$$P = \frac{P_n}{P_0} \times 100$$

şeklinde hesaplanır. Formülde bulunan

P_n : cari dönem fiyatı

P_0 : temel dönem fiyatı

olarak ele alınır (Piboonrugroj, 2013).

Basit fiyat endeksi formülüne benzer şekilde basit miktar endeksi formülü ise,

$$Q = \frac{Q_n}{Q_0} \times 100$$

şeklinde ifade edilir. Burada formül,

Q_n : cari dönem miktarı

Q_0 : temel dönem miktarı

verileri dikkate alınarak hesaplanır.

2.1.2. Bileşik Endeksler

Bileşik endeksler birden fazla ürünün fiyatı veya miktarındaki değişmeyi ölçmeyi amaçlamaktadır. Bileşik endeksler ağırlık alma duruma göre ağırlıklı bileşik endeksler veya ağırlıksız bileşik endeksler olarak gruplandırılabilir.

Bileşik fiyat endeksleri en genel haliyle,

$$P = \frac{\sum P_n}{\sum P_0} \times 100$$

biçiminde gösterilebilir. Burada,

$\sum P_n$: cari dönemdeki fiyatların toplamı

$\sum P_0$: temel dönemdeki fiyatların toplamı

şeklindedir (Piboonrugroj, 2013).

Bileşik endekslerde endekse konu olan veri türü ürün miktarı ise bileşik miktar endeksi,

$$Q = \frac{\sum Q_n}{\sum Q_0} \times 100$$

şeklinde yazılabilir. Formülde yer alan,

$\sum Q_n$: cari dönemdeki miktarların toplamı

$\sum Q_0$: temel dönemdeki miktarların toplamı

olarak tanımlanabilir.

2.1.3. Laspeyres Endeksi

Laspeyres endeks formülü,

$$L_t = \frac{\sum_{i=1} P_{i,0} Q_{i,t}}{\sum_{i=1} P_{i,0} Q_{i,0}} = \sum_{i=1} w_{i,0} \frac{Q_{i,t}}{Q_{i,0}}$$

biçiminde ifade edilir. Formülde yer alan,

$P_{i,0}$: temel yıl fiyatı

$Q_{i,0}$: temel yıl miktarı

$Q_{i,t}$: t dönemindeki miktarı

$w_{i,0}$: temel yıl ağırlığı

şeklinde tanımlanır (UN, 2010).

2.1.4. Paasche Endeksi

Laspeyres endeksinden farklı olarak diğer endeks hesaplama formülü olan Paasche endeksi ise,

$$P_t = \frac{\sum_{i=1} P_{i,t} Q_{i,t}}{\sum_{i=1} P_{i,t} Q_{i,0}} = \frac{1}{\sum_{i=1} (w_{i,t} \frac{Q_{i,0}}{Q_{i,t}})}$$

biçiminde tanımlanır. Burada $P_{i,t}$, $Q_{i,0}$, $Q_{i,t}$ ve $w_{i,t}$ ifadeleri Laspeyres endeks formülünde olduğu gibi,

$P_{i,t}$: t dönemindeki fiyatı

$Q_{i,0}$: temel yıl miktarı

$Q_{i,t}$: t dönemindeki miktarı

$w_{i,t}$: t dönemindeki ağırlığı

şeklinde tanımlanır (UN, 2010). Laspeyres endeks formülünden farklı olarak Paasche endeks formülünde aritmetik ortalama yerine harmonik ortalama kullanılmaktadır.

2.1.5. Fisher Endeksi

Laspeyres ve Paasche endekslerinin geometrik ortalaması ile oluşturulan bir diğer endeks hesaplama formülü Fisher endeksi,

$$F_t = [L_t \times P_t]^{1/2}$$

şeklindedir. Burada L_t Laspeyres, P_t Paasche ve F_t Fisher endeksini göstermektedir (UN, 2010).

2.1.6. Törnqvist Endeksi

Törnqvist fiyat endeksi, fiyat oranlarının geometrik ortalaması olarak tanımlanabilir. Endeks formülü ise,

$$T_p = \prod_{i=1} \left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,0}} \right)^{\left(\frac{w_{i,0} + w_{i,t}}{2} \right)}$$

$P_{i,0}$: temel yıl fiyatı

$P_{i,t}$: t dönemindeki fiyatı

$w_{i,0}$: temel yıl ağırlığı

$w_{i,t}$: t dönemindeki ağırlığı

olmak üzere şeklinde ifade edilir (IMF, 2010).

2.1.7. Walsh Endeksi

Walsh fiyat endeksi genel anlamda fiyatların temel ve cari dönem miktarlarının geometrik ortalamasıyla çarpılarak oranlanması sonucunda oluşur. Endeks formülü aşağıdaki şekildedir (IMF, 2010):

$$W_p = \frac{\sum_{i=1} P_{i,t} \sqrt{Q_{i,0} Q_{i,t}}}{\sum_{i=1} P_{i,0} \sqrt{Q_{i,0} Q_{i,t}}} \times 100$$

$P_{i,0}$: temel yıl fiyatı

$P_{i,t}$: t dönemindeki fiyatı

$Q_{i,0}$: temel yıl miktarı

$Q_{i,t}$: t dönemindeki miktarı

2.1.8. Temel Dönemin Değiştirilmesi

Endeks değerleri hesaplanırken belli bir dönemin temel alınması karşılaştırma yapmayı kolaylaştırmaktadır. Bundan dolayı endekslerin esas aldığı temel yılları vardır. Ancak bir konuya ilişkin endeksin temel yılı ilgili yönetmeliklerine göre güncellendiğinden başka konuya ilişkin endeksin temel yılından farklı olabilmektedir.

Mevcut durumda yayımlanan istatistikler incelendiğinde 2003, 2010 ve 2015 temel yıllarının kullanıldığı görülmektedir. Örneğin, tüketici ve yurt içi üretici fiyat endeksleri 2003=100 temel yıllı iken sanayi üretim ve perakende satış hacim endeksleri 2015=100 temel yıllıdır.

Yapılan istatistiksel araştırmalarda karşılaşılması muhtemel olan temel yıl farklılığı durumu basit bir dönüşüm ile aşılabilmektedir. Endeks temel yıllarını aynı temel yıla dönüştürebilmek için,

$$I_t^* = \frac{I_t}{I_{yenitemeldönem}} \times 100$$

formülünden yararlanılmaktadır (Kadılar, 2009).

Sonuç olarak, araştırmaya dahil edilen endekslerin öncelikle temel yılı kontrol edilmelidir. Eğer ki temel yılı farklı olan seri varsa ilgili seri değerleri ortak temel yıla göre yeniden hesaplanmalıdır. Aksi takdirde, endekslerde ölçek farklılığı ortaya çıkacaktır.

2.2. Önemli Endekslere İlişkin Bilgiler

2.2.1. Tüketici Fiyat Endeksi

Tüketici fiyat endeksi, hanehalkı tüketimine konu olan hizmet ve mal fiyatlarında meydana gelen değişimi ölçmeyi amaçlayan önemli bir göstergedir. TÜFE, TÜİK tarafından 2003 temel yıllı ve aylık olarak yayımlanmaktadır. Endeks hesabı zincirleme Laspeyres formülü ile yapılmaktadır. Endeks kapsamında derlenen fiyat bilgilerinin yanı sıra kurumsal nüfus bireysel tüketim harcamaları anketi, hanehalkı bütçe anketi, turizm anketi, idari kayıtlardan derlenen ciro ve harcama bilgileri veri kaynakları arasında yer almaktadır (TÜİK, 2019).

2.2.2. Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi

Yurt içi üretici fiyat endeksi, ülke sınırları içerisinde üretimi yapılan, yurt içi satışa konu olan ürünlerin üretici fiyatlarındaki değişimlerini ölçen fiyat endeksidir. YİÜFE, TÜİK tarafından 2003 temel yıllı ve aylık periyotlarla yayımlanmaktadır. Endeks hesaplamasında Laspeyres formülü kullanılmaktadır. Endeksin sektörel kapsamı imalat, elektrik ve gaz, su temini, madencilik ve taş ocakçılığıdır. (TÜİK, 2019).

2.2.3. Perakende Satış Endeksleri

Perakende satış endeksleri, perakende ticaret sektöründe girişimlerin satışlarının değişimlerini ölçen, TÜİK tarafından aylık olarak hesaplanan bir endekstir. Endeks 2015 temel yıllı olarak sabit fiyatlarla yayımlanmaktadır. Perakende ciro endekslerinden fiyat değişimlerinden arındırılarak sabit fiyatlarla perakende satış hacim endeksi elde edilmektedir. TÜİK tarafından perakende ciro ve satış hacmi endekslerinin serileri arındırılmamış, mevsim ve takvim etkilerinden arındırılmış olarak paylaşılmaktadır (TÜİK, 2019).

2.2.4. Sanayi Üretim Endeksi

Sanayi üretim endeksi, sanayi sektöründe meydana gelen değişimleri kısa dönemli olarak ölçmeyi amaçlayan bir endekstir. Endeks; gaz, buhar ve iklimlendirme üretimi ve dağıtımı, imalat ile elektrik, madencilik ve taş ocakçılığı sektörlerini kapsamaktadır. Zincirleme Laspeyres formülü ile hesaplanan sanayi üretim endeksi 2015 temel yıllıdır. Sanayi üretim endeksi serileri arındırılmamış, mevsim ve takvim etkilerinden arındırılmış olarak paylaşılmaktadır (TÜİK, 2019).

3. YÖNTEM

3.1. Durağanlık

Zaman serileri analizinde durağanlık en önemli kavramlardan biridir. Ekonominin önemli göstergelerine ilişkin zaman serileri incelendiğinde genellikle durağanlığın sağlanmadığı görülmektedir. Bu nedenle, zaman serileri yöntemlerini uygulamadan önce serilerin durağanlığının incelenmesi gerekmektedir.

$\{y_t: t \in T\}$ zaman serisi ve μ serinin beklenen değerini ifade etmek üzere,

- i) $E(y_t) = \mu$
- ii) $Cov(y_t, y_s)$ sadece $|t - s|$ 'nin fonksiyonudur

şartları sağlanıyorsa y_t durağandır denir. Ayrıca, serinin otokovaryans ve otokorelasyon fonksiyonu, sırasıyla

$$\gamma(h) = Cov(y_t, y_{t+h}) = E[(y_t - \mu)(y_{t+h} - \mu)]$$

$$\rho(h) = \frac{\gamma(h)}{\gamma(0)} = \frac{Cov(y_t, y_{t+h})}{\sqrt{Var(y_t)Var(y_{t+h})}}$$

şeklinde ifade edilir (Akdi, 2010).

3.2. Birim Kök Testleri

Zaman serilerinde durağanlık en önemli kavramlarından biridir. Durağanlığın araştırılmasında serilerin özelliklerine uygun olan birim kök testleri kullanılır. Geçmişten günümüze birim kök testleriyle ilgili çalışmalar sıklıkla yapılmıştır. Bu bölümde birim kök testlerinden yaygın olarak kullanılan Dickey-Fuller birim kök testi, Phillips-Perron birim kök testi, Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin birim kök testi ve HEGY mevsimsel birim kök testi kısaca anlatılmıştır.

3.2.1. Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller (1981) tarafından önerilen Dickey-Fuller birim kök testi serilerin durağanlığını sınamada sıklıkla kullanılan yöntemler arasındadır. Bu test, otoregresyon bileşeni içeren serilerde birim kök testi araştırmasının gerçekleştirilmesine olanak sağlar. Durağanlığın incelenmesi konusunda zaman serilerinde en çok uygulanan test Dickey-Fuller birim kök testidir.

Bir y_t zaman serisi,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

şeklinde olsun. Burada,

ε_t : 0 ortalamalı, σ_ε^2 varyanslı bağımsız aynı dağılıma sahip hata serisi,

t : trent

y_0 : başlangıç değeri

olarak tanımlanır. Bu eşitlik,

$$y_t = \beta_0 \sum_{j=1}^t \rho^{t-j} + \beta_1 \sum_{j=1}^t j \rho^{t-j} + \sum_{j=1}^t \varepsilon_j \rho^{t-j}$$

biçiminde ifade edilebilir. Eşitlikte, $\rho = 1$ olduğunda,

$$y_t = \beta_0 t + \beta_1 t(t+1)/2 + S_t$$

şeklinde yazılır. Burada,

$$S_t = \sum_{j=1}^t \varepsilon_j$$

biçimindedir (Kadılar, 2000).

Dickey-Fuller birim kök testi ile $H_0: \rho = 1$ yokluk hipotezi $H_1: \rho < 1$ seçenek hipotezine karşı test edilir. Burada,

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$$

eşitliği farklı bir şekilde,

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

biçiminde ifade edilebilir. Burada, $\gamma = \rho - 1$ olduğundan yokluk hipotezi $H_0: \gamma = 0$ olur. $\hat{\gamma}$ 'nin t istatistiği T_γ 'dir. Eşitlikte, $\beta_1 = 0$ olduğu durumda, $H_0: \gamma = 0$ hipotezine karşılık gelen t istatistiği T_μ , $H_1: \beta_0 = \gamma = 0$ hipotezine karşılık gelen F istatistiği ise Φ_1 olarak gösterilmektedir. İlgili istatistiklere ait kritik değerler ise Dickey ve Fuller (1981) tarafından elde edilmiştir (Kadılar, 2000).

3.2.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi

Genişletilmiş Dickey-Fuller birim kök testi, yüksek dereceden otoregresyon modelleri ile incelenebilmektedir. AR(p) süreci,

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

şeklinde ifade edilsin. Dickey ve Fuller (1981) ise,

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_{2i} \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

biçimindeki eşitliği incelemiştir. Burada p derecesi, ε_t artıkların akgürültü (white noise) varsayımını sağlayacak büyüklükte olmalıdır. Bu durumda γ_1 'e uygulanan birim kök testi Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi olmaktadır. Test istatistikleri için gerekli olan kritik değerler Dickey-Fuller testinin kritik değerleriyle aynıdır (Kadılar, 2000).

3.2.3. Phillips-Perron Birim Kök Testi

Dickey-Fuller birim kök testleri artıkların ilişkisiz olması varsayımına dayanmaktadır. Bu varsayımın sağlanmaması durumunda yani artıklar otokorelasyonlu olduğunda, Phillips ve Perron (1988) tarafından önerilen birim kök testine başvurulur.

Birinci dereceden otoregresyon modeli,

$$(y_t - \mu) = \rho(y_{t-1} - \mu) + u_t \quad t = 1, 2, \dots, n$$

biçiminde ifade edilsin. Modelde $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ şeklinde olup artıklar akgürültü olmak üzere,

$$u_t = \psi(B)\varepsilon_t$$

biçiminde yazılır. Burada,

$$\psi(B) = 1 + \beta_1 B + \beta_2 B^2 + \dots + \beta_q B^q$$

şeklinde olduğu varsayılınsın. AR(1) modeli,

$$y_t = \alpha_0 + \alpha y_{t-1} + u_t$$

biçiminde yazılabilir. Burada, Dickey-Fuller birim kök testindeki test istatistiklerine bir düzeltme faktörü eklenerek, $H_0: \alpha = 1$ yokluk hipotezi test edilmektedir. Burada, y_t 'nin y_{t-1} ile yapılan regresyonundan elde edilen artıklar \hat{u}_t ile gösterilsin. Artıkların otokovaryansları $\hat{\gamma}(h)$ olmak üzere $\hat{\lambda}$ terimi,

$$\hat{\lambda}^2 = \hat{\gamma}(0) + 2 \sum_{j=1}^q [1 - j/(q+1)] \hat{\gamma}(j)$$

biçiminde ifade edilir. Hata kareler ortalaması ise,

$$S_n^2 = \frac{1}{n-2} \sum_{t=1}^n \hat{u}_t^2$$

şeklindedir. Dolayısıyla, Phillips-Perron birim kök test istatistiği,

$$Z_\mu = \left[\sqrt{\frac{\hat{\gamma}(0)}{\hat{\lambda}^2}} \right] \hat{t}_\mu - \left\{ \frac{\frac{1}{2} (\hat{\lambda}^2 - \hat{\gamma}(0)) \left(\frac{ns_{\hat{\alpha}}}{S_n} \right)}{\hat{\lambda}} \right\}$$

biçimindedir. Ayrıca $s_{\hat{\alpha}}$ değeri, $\hat{\alpha}$ 'nın standart hatasıdır. Bu istatistiğin asimptotik dağılımı da Dickey-Fuller dağılımı göstermektedir. Bu nedenle, $H_0: \alpha = 1$ yokluk hipotezini sınamak için aynı kritik değerler kullanılmaktadır (Akdi, 2010).

3.2.4. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Birim Kök Testi

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Testi, durağanlık sınamasında kullanılan bir birim kök test yöntemidir. Bu yöntemdeki yokluk hipotezi Phillips-Perron ile Dickey-Fuller birim kök testlerinde kurulan yokluk hipotezlerinden farklıdır. Başka bir ifadeyle, hipotezler tam tersi şekilde kurulur. Yani KPSS testinde yokluk hipotezi serinin durağan olduğunu, alternatif hipotez ise serinin birim köklü olduğunu belirtir. KPSS testi serideki deterministik trendi arındırarak serinin durağanlaştırılmasını amaçlamaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010).

Birim kök testi için denklem,

$$Y_t = X_t' \delta + u_t$$

şeklindedir. Burada X_t' , "sabit" veya "sabit ve trendi" gösteren deterministik bileşen olarak dikkate alınmaktadır. Eşitlikten elde edilen artıklar ise test istatistiğinin hesaplanmasında kullanılmaktadır. Birim kök testi için test istatistiği;

$$LM = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / f_0$$

biçiminde ifade edilir. Formülde yer alan,

T : gözlem sayısı,

f_0 : sıfır frekansta artık spektrumun tahmin edicisi

olmak üzere,

S_t : birikimli artık fonksiyonu ise,

$$S(t) = \sum_{r=1}^t \hat{u}_r$$

olarak tanımlanır (Çağlayan ve Saçaklı, 2006).

3.2.5. HEGY Mevsimsel Birim Kök Testi

Mevsimsel birim kök arařtırmalarında sıklıkla kullanılan ve Hylleberg, Engle, Granger ve Yoo (1990) tarafından önerilen HEGY testi,

$$\varphi^*(B)y_{4t} = \pi_1 y_{1t-1} + \pi_2 y_{2t-1} + \pi_3 y_{3t-2} + \pi_4 y_{3t-1} + \mathcal{E}_t$$

biçiminde ifade edilen yardımcı regresyon modeline dayanmaktadır.

HEGY testi yardımcı regresyon modelinde bulunan y_{1t} , y_{2t} , y_{3t} ve y_{4t} deęişkenleri,

$$y_{1t} = (1 + B + B^2 + B^3)x_t = S(B)x_t$$

$$y_{2t} = -(1 - B + B^2 - B^3)x_t$$

$$y_{3t} = -(1 - B^2)x_t$$

$$y_{4t} = (1 - B^4)x_t = \Delta_4 x_t$$

şeklinde tanımlanır.

Modeldeki π_i ifadeleri mevsimsel köklerin katsayılarını göstermektedir.

Mevsimsel birim kök sınamasında HEGY testinde π_i katsayılarına ait olan hipotez testleri incelenir (Soto ve Tapia, 2001):

Modelde yer alan mevsimsellik katsayılarından π_1 için,

$$H_0 : \pi_1 = 0$$

$$H_1 : \pi_1 < 0$$

hipotez testi yapıldığında H_0 yokluk hipotezi reddedilemez ise seride mevsimsel olmayan birim kökün olduęu anlamına gelir.

Mevsimsellik katsayılarından π_2 için hipotez testi,

$$H_0 : \pi_2 = 0$$

$$H_1 : \pi_2 < 0$$

şeklinde gerçekleştirildiğinde H_0 yokluk hipotezi reddedilemez ise serinin yarı yıllık frekansta mevsimsel birim kök içerdii sonucuna ulaşılır.

π_3 ve π_4 katsayıları için,

$$H_0 : \pi_3 = \pi_4 = 0$$

$$H_1 : \pi_3 \neq 0 \text{ ve/veya } H_1 : \pi_4 \neq 0$$

hipotez testi yapıldığında H_0 yokluk hipotezi reddedilemez ise serinin 1/4 ve 3/4'te mevsimsel birim kök içerdiği tespit edilmiş olur.

Katsayılara ilişkin hipotezlerin testinde test istatistiği değerleri ile Hylleberg, Engle, Granger ve Yoo (1990) tarafından oluşturulan ilgili kritik değerler karşılaştırılarak karar verilir.

3.3. Zaman Serileri Modelleri

3.3.1. Mevsimsel Olmayan Zaman Serileri Modelleri

Mevsimsel olmayan zaman serileri modelleri genel olarak otoregresyon modelleri, hareketli ortalama modelleri ve otoregresif hareketli ortalama modelleri başlıkları altında sınıflandırılabilir ve ARIMA (p, d, q) biçiminde gösterilir.

ARIMA (p, d, q) istatistiksel olarak;

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)(1 - B)^d Y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) \varepsilon_t$$

biçiminde ifade edilir. Burada, $B^i Y_t = Y_{t-i}$ gecikme sayacı (backshift operator) olmaktadır (Kadılar, 2009).

Mevsimsel olmayan zaman serileri modellerinde bulunan p, d, q model parametreleri sırasıyla otoregresyon modelinin derecesini, fark alma işlemi sayısını ve hareketli ortalama modelinin derecesini göstermektedir.

3.3.1.1. Otoregresyon Modelleri

Birinci dereceden otoregresyon modeli, yani AR(1) modeli,

$$(1 - \phi B)Y_t = \varepsilon_t$$

şeklinde ifade edilebileceği gibi, açık gösterimle,

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

biçiminde de yazılabilir. Bu serinin beklenen değeri ve varyansı sırasıyla;

$$E(Y_t) = 0,$$

$$\text{Var}(Y_t) = \gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2 / (1 - \phi^2)$$

şeklindedir. Otokovaryans ve otokorelasyon fonksiyonları genelleştirildiğinde sırasıyla;

$$\gamma_k = \phi^k \gamma_0 ; k=1,2,3,\dots$$

$$\rho_k = \phi^k ; k=0,1,2,\dots$$

biçiminde ifade edilir (Kadılar, 2009).

3.3.1.2. Hareketli Ortalama Modelleri

Birinci dereceden hareketli ortalama modeli, yani MA(1) modeli,

$$Y_t = (1 - \theta B) \varepsilon_t$$

biçimindedir. Bu modelin daha açık yazılımı ise,

$$Y_t = \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}$$

olarak verilir. Serinin beklenen değeri, varyansı ve otokovaryansları, sırasıyla;

$$E(Y_t) = 0$$

$$\text{Var}(Y_t) = \gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2 (1 + \theta^2)$$

$$\gamma_1 = -\theta \sigma_\varepsilon^2$$

$$\gamma_k = 0, \quad k > 1$$

şeklindedir. Otokorelasyonları ise,

$$\rho_0 = 1$$

$$\rho_1 = -\theta / (1 + \theta^2)$$

$$\rho_k = 0, \quad k > 1$$

biçiminde elde edilir (Kadılar, 2009).

3.3.1.3. Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri

Birinci dereceden otoregresif hareketli ortalama modeli, yani ARMA(1,1) modeli,

$$(1 - \phi B)Y_t = (1 - \theta B) \varepsilon_t$$

şeklinde ifade edilir. Modelin açık şekli ise,

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}$$

biçimindedir. Seriyeye ilişkin otokovaryanslar

$$\gamma_0 = \frac{1 - 2\theta\phi + \theta^2}{1 - \phi^2} \sigma_\varepsilon^2$$

$$\gamma_1 = \frac{(1 - \theta\phi)(\phi - \theta)}{1 - \phi^2} \sigma_\varepsilon^2$$

şeklindedir. Otokorelasyon fonksiyonu ise,

$$\rho_k = \frac{(1 - \theta\phi)(\phi - \theta)}{1 - 2\theta\phi + \theta^2} \phi^{k-1} \quad k = 1, 2, 3, \dots$$

olarak elde edilir. Otoregresif hareketli ortalama modeli genelleştirilerek ifade edilirse, yani ARMA(p, q) modeli;

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) Y_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) \varepsilon_t$$

şeklinde olur. Bu eşitlik,

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

biçiminde de yazılabilir (Kadılar, 2009).

3.3.2. Mevsimsel Zaman Serileri Modelleri

Mevsimsel zaman serileri modelleri mevsimsel otoregresyon modelleri, mevsimsel hareketli ortalama modelleri, mevsimsel otoregresif hareketli ortalama modelleri olarak gruplandırılabilir.

Mevsimsel zaman serileri modellerinde yer alan parametreler P , D ve Q sırasıyla mevsimsel otoregresyon modelinin derecesini, mevsimsel fark alma işlemi sayısını, mevsimsel hareketli ortalama modelinin derecesini gösterirken s ise periyodu ifade etmektedir.

3.3.2.1. Mevsimsel Otoregresyon Modelleri

Derecesi P , periyodu s olan mevsimsel otoregresyon modeli, yani SAR(P) $_s$ modeli,

$$(1 - \phi_1 B^s - \phi_2 B^{2s} - \dots - \phi_P B^{Ps}) Y_t = \varepsilon_t$$

biçiminde ifade edilebilir. $i=1, 2, \dots, P$ şeklinde olup, ϕ_i mevsimsel otoregresyon modelinin katsayılarıdır. Gösterimden faydalanarak birinci dereceden, periyodu 12 olan mevsimsel otoregresyon modeli, SAR(1) $_{12}$ modeli,

$$(1 - \Phi B^{12})Y_t = \varepsilon_t$$

biçiminde yazılır. Burada Φ katsayısı birinci dereceden mevsimsel otoregresyon teriminin katsayısıdır. Bu modelin otokorelasyon fonksiyonu ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu,

$$\rho_k = \begin{cases} \Phi^{k/12} & , \quad k = 12, 24, 36, \dots \\ 0 & , \quad d. d. \end{cases}$$

$$\rho_{kk} = \begin{cases} \Phi & , \quad k = 12 \\ 0 & , \quad d. d. \end{cases}$$

şeklinde ifade edilir (Kadılar, 2009).

3.3.2.2. Mevsimsel Hareketli Ortalama Modelleri

Mevsimsel hareketli ortalama modeli, örneğin ARIMA (0,1,1)(0,1,1)₁₂ modeli,

$$(1 - B)(1 - B^{12})Y_t = (1 - \theta B)(1 - \theta B^{12})\varepsilon_t$$

biçiminde yazılabilir. Burada θ mevsimsel hareketli ortalama teriminin katsayısıdır. Bu modelde,

$$\gamma_0 = (1 + \theta^2)(1 + \theta^2)\sigma_\varepsilon^2$$

$$\gamma_1 = -\theta(1 + \theta^2)\sigma_\varepsilon^2$$

$$\gamma_{11} = \theta\theta\sigma_\varepsilon^2$$

$$\gamma_{12} = -\theta(1 + \theta^2)\sigma_\varepsilon^2$$

$$\gamma_{13} = \theta\theta\sigma_\varepsilon^2$$

şeklindedir. Ayrıca,

$$\rho_k = \begin{cases} \frac{-\theta}{1 + \theta^2} & ; \quad k = 1 \\ \frac{\theta\theta}{(1 + \theta^2)(1 + \theta^2)} & ; \quad k = 11, 13 \\ \frac{-\theta}{1 + \theta^2} & ; \quad k = 12 \\ 0 & ; \quad d. d \end{cases}$$

olarak elde edilir (Kadılar, 2009).

3.3.2.3. Mevsimsel Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri

Box-Jenkins modellerinin en genel hali ARIMA $(p, d, q) (P, D, Q)_s$ modeli,

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)(1 - \phi_1 B^s - \phi_2 B^{2s} - \dots - \phi_p B^{ps})(1 - B)^d (1 - B^s)^D Y_t \\ = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)(1 - \theta_1 B^s - \theta_2 B^{2s} - \dots - \theta_q B^{qs}) \varepsilon_t$$

şeklinde ifade edilir. Bu model karma çarpımsal Box-Jenkins modeli olarak adlandırılmaktadır. Mevsimsel otoregresif hareketli ortalama modellerine örnek olarak ARIMA $(1, 1, 1) (1, 1, 1)_4$ modeli,

$$(1 - \phi B)(1 - \phi B^4)(1 - B)(1 - B^4)Y_t = (1 - \theta B)(1 - \theta B^4)\varepsilon_t$$

biçiminde yazılmaktadır (Kadırlar, 2009).

3.4. Eşbütünleşme Analizi

Zaman serilerinde eşbütünleşme (cointegration) analizi ile iktisadi değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını araştırmak amaçlanır. İktisadi seriler incelendiğinde serilerin genellikle durağan olmadığı görülmektedir. Ancak aynı dereceden durağanlığı sağlayan serilerin doğrusal birleşimleri durağan olabilmektedir. Bu noktada serilerin eşbütünleşik (cointegrated) olduğu ortaya çıkmaktadır. Bu durumu istatistiksel olarak incelemek için eşbütünleşme analizi yöntemlerine başvurulmaktadır.

3.4.1. Engle-Granger Yöntemi

İlk olarak Granger (1981) tarafından önerilen eşbütünleşme kavramı daha sonra Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilmiştir.

Engle-Granger yönteminin uygulaması genel anlamda regresyon analizinden elde edilen artıkların durağanlığının sınanması olarak açıklanabilir. Durağanlık sınaması için Dickey-Fuller tabloları yerine buradaki test istatistiğine ilişkin dağılım tabloları kullanılmaktadır. Engle ve Granger (1987) tarafından önerilen bu yöntem dört aşamadan oluşmaktadır (Akdi, 2010):

(1) X_t ve Y_t zaman serilerinin durağanlık incelemesi ADF birim kök testiyle yapılır. Serilerin aynı dereceden bütünleşik (integrated) olup olmadığı belirlenir. Seriler farklı dereceden bütünleşik ise seriler arasında eşbütünleşme olmadığı sonucuna ulaşılır.

(2) Serilerin aynı dereceden bütünleşik olduğu durumda,

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + e_t, \quad t=1,2,3,\dots,n$$

regresyon analizi yapılarak parametreler tahmin edilir ve artıklar serisi hesaplanır. Elde edilen artıklar serisi \hat{e}_t ile gösterilsin. Buradan, artıklar AR(1) sürecine sahip ise,

$$\nabla \hat{e}_t = \alpha_1 \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_t, \quad t=1,2,3,\dots,n$$

regresyon denklemi dikkate alınır. Eğer artıklar AR(p) sürecine sahip ise,

$$\nabla \hat{e}_t = \alpha \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \alpha_i \nabla \hat{e}_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t=1,2,3,\dots,n$$

regresyon denklemi dikkate alınarak $H_0: \alpha = 0$ yokluk hipotezi test edilir. Testi yapmak için regresyondan elde edilen t -istatistiği ($t = \hat{\alpha} / s_{\hat{\alpha}}$) değeri kritik değer ile karşılaştırılır. %5 yanılma düzeyine karşılık gelen kritik değerler AR(1) için -3.37, $p>1$ iken AR(p) için -3.17 şeklindedir. Burada, $|t| > |t_{tablo}|$ ise $H_0: \alpha = 0$ yokluk hipotezi reddedilir, böylece artıklar serisinin durağan olduğu yani değişkenlerin eşbütünleşik olduğu sonucuna ulaşılır.

(3) Değişkenler eşbütünleşik ise artıklarla oluşturulan regresyon denklemi kullanılarak hata düzeltme modeli tahmin edilir. X_t ve Y_t zaman serileri eşbütünleşik ise değişkenler,

$$\nabla Y_t = \alpha_1 + \alpha_y (Y_{t-1} - \beta_1 X_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \alpha_{11}(i) \nabla Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{12}(i) \nabla X_{t-i} + e_{yt}$$

$$\nabla X_t = \alpha_2 + \alpha_x (Y_{t-1} - \beta_1 X_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \alpha_{21}(i) \nabla Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{22}(i) \nabla X_{t-i} + e_{xt}$$

biçiminde vektör hata düzeltme modeline (VECM) sahiptir. Burada, β_1 parametresi ilk regresyon denklemindeki parametre ile aynıdır ve α_y ile α_x hata düzeltme teriminin (doğrusal birleşimin ya da denge ilişkisinin) katsayıları olmaktadır. Ayrıca, burada e_{yt} ve e_{xt} artıkları göstermekte olup artıklar aralarında ilişkili olabilir.

(4) Hata düzeltme modelindeki artıkların akgürültü varsayımını sağlayıp sağlamadığının tespit edilmesi gerekir. Ayrıca, $\alpha_2 = 0$ ve $\alpha_{21}(i) = 0$ ise ∇Y_t , ∇X_t 'nin nedeni değildir. X_t ve Y_t eşbütünleşik ise α_y ve/veya α_x sıfırdan farklı değer almalıdır. Eğer her ikisi de sıfır ise seriler arasında eşbütünleşme yoktur.

3.4.2. Johansen Yöntemi

Johansen (1988) tarafından önerilen Johansen eşbütünleşme yöntemi koşullu en çok olabilirlik yöntemine dayanmaktadır. Bu yöntemle diğer yöntemlerden farklı olarak değişkenler arasındaki eşbütünleşik vektör sayısı belirlenebilmektedir.

Eşbütünleşme analizi için n tane içsel değişkenden oluşan bir Z_t vektörü tanımlansın. Z_t , k dereceden kısıtlanmamış vektör otoregresyon (VAR) modeline,

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_k Z_{t-k} + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, T$$

uygun olsun. Burada,

Z_t : $(n \times 1)$ boyutunda vektör

A_i : $(n \times n)$ boyutunda matris

biçiminde olmaktadır (Harris ve Sollis, 2003). Bu model, VECM için yeniden ifade edilecek olursa;

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + u_t$$

biçiminde ifade edilir. Burada,

$$\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i), \quad i = 1, \dots, k-1$$

$$\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$$

ifadeleri sırasıyla Z_t 'deki değişimlerin kısa ve uzun dönem dengelerinin bilgilerini içermektedir. Ayrıca $\Pi = \alpha\beta'$ şeklinde yazılabilir. Burada α dengeye gelme hızını, β ise uzun dönem katsayılar matrisini ifade etmektedir. $\beta'Z_{t-k}$ terimi VECM'e dahil edildiğinde bu ifade çok değişkenli modelde $(n-1)$ 'e kadar olan eşbütünleşme ilişkisini göstermektedir. Bu durumda Z_t 'nin uzun dönem dengesine yakınsamasını sağlamaktadır. Z_t 'nin durağan olmayan $I(1)$ değişkenlerinin bir vektörü olduğu varsayıldığında, artıkların akgürültü varsayımını sağlaması için denklemdaki tüm terimlerin $I(0)$ olması ve ΠZ_{t-k} 'da durağan olması gerekmektedir (Harris ve Sollis, 2003).

Eşbütünleşme testi temelinde Π katsayılar matrisinin rankına dayanmaktadır. Bu matrisin rankı eşbütünleşme denklem sayısını belirlemektedir. Eşbütünleşme analizinde olası durumlar üç grupta sınıflanabilir (Johansen ve Juselius, 1990):

1. **Durum:** $Rank(\Pi) = p$ yani matris tam ranklı olduğu durumda, Z_t vektörünün tüm değişkenleri durağandır. Bu durumda eşbütünleşme testine gerek yoktur.

2. **Durum:** $Rank(\Pi) = 0$, matris sıfır matrisi ise eşbütünleşmenin olmadığı sonucuna ulaşılır. Yani Z_t matrisindeki değişkenlerin durağan bir doğrusal birleşimi bulunmamaktadır.
3. **Durum:** $0 < Rank(\Pi) = r < p$ olduğu durumda durağan veya eşbütünleşik Z_t değişkenleri arasında r tane doğrusal birleşim bulunacaktır. Yani bu durum eşbütünleşme ve uzun dönemli ilişki varlığını belirtmektedir.

Uygulamada son durumla karşılaşıldığı zaman eşbütünleşme analizlerine başvurulur. Johansen (1988) tarafından eşbütünleşme analizi $\Pi = \alpha\beta'$ hipotezi ile test edilmektedir. α ve β , sırasıyla $1 \times r$ ve $p \times r$ boyutlu matrislerdir. Burada α hata düzeltme parametrelerinden, β ise eşbütünleşme vektörlerinden oluşmaktadır. Hata düzeltme α 'nın küçük değerleri için yavaş, büyük değerleri için ise hızlı olarak yorumlanır (Yenipazarlı, 2009).

Z_t 'nin fark ve gecikmelerinin yer aldığı denklem,

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + u_t$$

olarak verildiğinde,

$$\Delta Z_t + \alpha\beta' Z_{t-k} = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + u_t$$

şeklinde yazılabilir. Burada R_{0t} ve R_{kt} vektörleri,

$$\Delta Z_t = P_1 \Delta Z_{t-1} + P_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + P_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + R_{0t}$$

$$Z_{t-k} = T_1 \Delta Z_{t-1} + T_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + T_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + R_{kt}$$

eşitliklerinden üretilmektedir. Artık matrisleri,

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{i=1}^T R_{it} R'_{jt} \quad i, j = 0, k$$

biçimindedir. R ifadesi artıkları göstermektedir. Ayrıca,

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0$$

eşitliği çözümünde β parametresinin en çok olabilirlik tahmin edicilerine ait λ özdeğerleri elde edilmektedir. Π matrisinin özdeğerlerinden en büyüğü r olmak üzere özdeğerler,

$$1 > \hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \dots > \hat{\lambda}_p > 0$$

olarak sıralanır. Özvektörler ise,

$$\hat{V} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_p)$$

biçimindedir. Normalleştirme yapmak için,

$$V'S_{kk}\hat{V} = I$$

eşitliği kullanılmaktadır. Sonuç olarak, $\hat{\beta} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_r)$ vektörüyle eşbütünleşme ilişkisi tahmin edilmektedir (Harris ve Sollis, 2003).

3.4.2.1. Johansen Eşbütünleşme Testi

Johansen (1988) tarafından önerilen eşbütünleşme testinde, eşbütünleşme vektör sayısı belirlenirken maksimum özdeğer (maximum eigen value) ve iz (trace) istatistiklerinin kullanılması önerilmektedir.

Birinci yöntemde $Rank(\Pi) = r$ yani en çok r eşbütünleşme vektörü olduğunu iddia eden yokluk hipotezi, $r+1$ sayıda eşbütünleşme vektörü olduğunu iddia eden alternatif hipotezine karşı test edilir. Yöntemdeki test istatistiği özdeğerlere bağlı olarak hesaplanır. Özdeğerler büyükten küçüğe sıralanarak özdeğerlerin sıfırdan farklı olup olmadığı sınanır. Yani λ_1 en büyük özdeğer olmak üzere m tane özdeğer,

$$\lambda_1 > \lambda_2 > \lambda_3 > \dots > \lambda_m$$

şeklinde büyükten küçüğe sıralanır. Özdeğerlerin sıfıra eşit olduğu durum yani istatistiksel olarak anlamlı olmadığı durumda, değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığı ortaya çıkar. Test yöntemini genelleştirerek ifade etmek gerekirse; eşbütünleşmenin tespiti için sıfırdan farklı olan özdeğer sayısını belirlemede,

$$\lambda_{maks} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

şeklinde ifade edilen test istatistiği kullanılır. Test istatistiğinde yer alan T gözlem sayısı, $\hat{\lambda}_{r+1}$ ise özdeğer tahminlerini göstermektedir. Bu test için kullanılan test istatistiği maksimum özdeğer istatistiği olarak adlandırılır. Burada hipotezler,

$$H_0: r = 0 \quad H_1: r = 1$$

$$H_0: r \leq 1 \quad H_1: r = 2$$

...

$$H_0: r \leq m - 1 \quad H_1: r = m$$

şeklinde kurulur (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010).

Eşbütünleşme testi için önerilen diğer yöntem ise Π matrisinin iz'i ile elde edilen olabilirlik oranına (LR) dayanmaktadır ve bu test "iz istatistiği" olarak adlandırılmaktadır. İz istatistiği r 'inci özdeğere yeni özdeğer eklendiğinde matrisin izinin artıp artmadığını incelemektedir. Bu yöntemde yokluk hipotezi eşbütünleşme vektör sayısının r 'den küçük veya eşit olduğu şeklinde oluşturulmaktadır. İz istatistiği,

$$\lambda_{iz} = -T \sum_{i=r+1}^m \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

şeklinde ifade edilir. Burada, T gözlem sayısını, $\hat{\lambda}_i$ tahmin edilen özdeğerleri göstermektedir. Burada hipotezler,

$$\begin{array}{ll} H_0: r = 0 & H_1: r \geq 1 \\ H_0: r \leq 1 & H_1: r \geq 2 \\ \dots & \dots \\ H_0: r \leq m - 1 & H_1: r \geq m \end{array}$$

şeklinde kurulmaktadır. Maksimum özdeğer ve iz test istatistiklerinin değeri ilgili kritik değerden büyük olduğu durumda yokluk hipotezi reddedilir. Dolayısıyla, değişkenler arasında eşbütünleşme olduğu sonucuna ulaşılmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçkenler, 2010).

3.5. Vektör Otoregresyon Modelleri

Geçmişten günümüze çok değişkenli zaman serileri analizleri kapsamında Vektör Otoregresyon Modelleri birçok çalışmada yer almaktadır. Yapılan çalışmalarda ekonomik göstergelerin ilişki yapısı araştırılmış ve şokların göstergelere olan etkileri grafiklerle incelenmiştir.

Ekonometrik ilişki yapısını tek değişkenli analizlerle incelemek genel anlamda mümkün değildir. Bu noktada değişkenler arası ilişki yapısını geniş çerçeveden incelemek için eşanlı denklemlere ihtiyaç duyulmaktadır.

Eşanlı denklemlerde modele dahil edilen değişkenler içsel ve dışsal olarak dikkate alınmaktadır. Ancak ekonomik ilişki yapıları incelenirken değişkenlerin çoğunluğu ilişkili olduğundan değişkenleri içsel ve dışsal olarak gruplamak zorlaşmaktadır. Bu noktada ilişki yapısını incelemek için VAR modellerine başvurulmaktadır.

VAR modellerinde deęişkenleri içsel ve dışsal olarak ayırmaya gerek yoktur. Ayrıca model kurulurken kısıtlayıcı varsayımlar olmaması arařtırmacılara büyük kolaylık sağlamaktadır. Ancak dięer zaman serileri analizlerinde de olduęu gibi VAR modeli kurulurken deęişkenlerin duraęanlığının sınanması gerekmektedir.

Gecikme uzunluęu 1 olan iki deęişkenli VAR modeli,

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt}$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt}$$

biçiminde yazılabilir. Burada ařaęıda verilen kořulların saęlandığı varsayılır (Enders, 2004):

- ▲ y_t ve z_t duraęandır.
- ▲ $\varepsilon_{yt} \sim N(0, \sigma_y)$ ve $\varepsilon_{zt} \sim N(0, \sigma_z)$ olmak üzere akgürültü sürecidir.
- ▲ ε_{yt} ile ε_{zt} arasında iliřki yoktur.

VAR modeli matris gösteriminden faydalanarak,

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t$$

biçiminde de ifade edilebilir. Modelde yer alan B , x_t , Γ_0 , Γ_1 , ve ε_t ifadeleri,

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, \quad x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}$$

$$\Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \quad \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}$$

$$\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

řeklinde tanımlanır. Standart formda VAR modeli elde etmek için B^{-1} ile çarpılırsa;

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t$$

elde edilir. Bu eřitlikte,

$$A_0 = B^{-1}\Gamma_0$$

$$A_1 = B^{-1}\Gamma_1$$

$$e_t = B^{-1}\varepsilon_t$$

olmaktadır. Matris gösterimi kullanılmadıęında,

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t}$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t}$$

eşitlikleri elde edilir (Enders, 2004).

3.5.1. Etki - Tepki Analizi

Etki tepki fonksiyonu, modeldeki bir değişkenin diğer bir değişkende sebep olduğu bir birimlik şoka verdiği tepkiyi açığa çıkarmak için kullanılır. Bu fonksiyonla şokların modeldeki değişkenler üzerindeki etkileri gözlemlenebilmektedir.

Etki tepki fonksiyonunu oluşturmak için standart VAR modeline uygulanan dönüşümle elde edilen vektör hareketli ortalama (VMA) modeline ihtiyaç duyulur. VAR modelinin VMA gösterimi değişkenler arasındaki ilişkilerin analizinde kullanılmaktadır. Standart VAR modelinden yola çıkarak x_t ,

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i}$$

biçiminde ifade edilebilir. Eşitlikte yer alan μ , \bar{y} , \bar{z} ve Δ ifadeleri,

$$\mu = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix}$$

$$\bar{y} = [a_{10}(1 - a_{22}) + a_{12}a_{20}] / \Delta$$

$$\bar{z} = [a_{20}(1 - a_{11}) + a_{21}a_{10}] / \Delta$$

$$\Delta = (1 - a_{11})(1 - a_{22}) - a_{12}a_{21}$$

şeklinde tanımlanır. Standart VAR modelinden hareketle,

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix}$$

biçiminde yazılabilir. Standart VAR modeli artıklarıyla yapısal VAR modeli artıkları arasındaki ilişki $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ biçiminde ifade edilebilir. Bundan dolayı e_{1t} ve e_{2t} terimleri,

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 - b_{12}b_{21} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

şeklinde yazılabilir. y_t ve z_t serileri ise,

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix}$$

biçiminde olmaktadır. Burada, 2×2 boyutundaki ϕ_i matrisi,

$$\phi_i = \frac{A_i^i}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

şeklinde tanımlanır (Enders, 2004).

y_t ve z_t serilerinin, ε_{yt} ve ε_{zt} artık terimlerine göre VMA gösterimi;

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-1} \\ \varepsilon_{zt-1} \end{bmatrix}$$

şeklindedir. Ayrıca, matris gösterimi ile

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i}$$

biçiminde de yazılabilir. ϕ_i katsayıları, ε_{yt} ve ε_{zt} şoklarının zamana göre y_t ve z_t serileri üzerindeki etkilerini açığa çıkarmak için kullanılabilir. Ayrıca $\phi_{jk}(0)$ 'ın dört elemanı etki çarpanları olarak dikkate alınır (Enders, 2004).

3.5.2. Varyans Ayrıştırması Analizi

Varyans ayrıştırması modelde bulunan bir değişken üzerinde diğer değişkenlerden hangisinin daha etkili olduğunu tespit etmek için kullanılır.

y_t için n adım sonraki öngörü hatası,

$$y_{t+n} - E(y_{t+n}) = \phi_{11}(0)\varepsilon_{yt+n} + \phi_{11}(1)\varepsilon_{yt+n-1} + \dots + \phi_{11}(n-1)\varepsilon_{yt+1} \\ + \phi_{12}(0)\varepsilon_{zt+n} + \phi_{12}(1)\varepsilon_{zt+n-1} + \dots + \phi_{12}(n-1)\varepsilon_{zt+1}$$

şeklinde ifade edilir.

y_{t+n} 'nin n adım sonraki öngörü hata varyansı $\sigma_y^2(n)^2$,

$$\sigma_y^2(n)^2 = \sigma_y^2[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] \\ + \sigma_z^2[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]$$

biçiminde yazılır. Burada $\phi_{jk}(i)^2$ terimi pozitif olduğundan, öngörü dönemini ifade eden n değeri büyüdükçe öngörü hata varyansı da büyüyecektir. Şokların her birine n adım

sonraki öngörü hata varyansını ayrıştırılabilir. Bu durumda, öngörü hata varyansının şoklara göre payları, ε_{yt} için;

$$\frac{\sigma_y^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y^2(n)^2}$$

şeklindedir. ε_{zt} için ise,

$$\frac{\sigma_z^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y^2(n)^2}$$

biçiminde hesaplanabilir (Enders, 2004).

Öngörü hatası, varyans ayrıştırması sayesinde bir değişkenin öngörü hata varyansına diğer değişkenlerde yaşanan şokların etkisi tespit edilebilir. Aynı zamanda şokların etkilerinin toplam varyans içerisindeki payları elde edilebilir. Varyans ayrıştırmasında,

- i) ε_{zt} şokları öngörü dönemlerinin tamamında y_t 'nin hata varyansını açıklamıyorsa y_t dışsal değişken olarak dikkate alınır.
- ii) ε_{zt} şokları öngörü dönemlerinin tamamında y_t 'nin hata varyansının tamamını açıklayabiliyorsa y_t içsel değişken olarak değerlendirilir.

Uygulamada karşılaşılabilecek muhtemel bir durum; bir değişkenin hemen hemen tüm öngörü hata varyanslarını kısa dönemlerde açıklarken, daha küçük oranları uzun dönemlerde açıklamasıdır. Bu durum ε_{zt} şoklarının y_t serisinde anlık etkiye sahipken, bu değişkeni gecikmesinde etkilemesi halinde ortaya çıkabilir (Enders, 2004).

3.6. Nedensellik

İlk olarak felsefe alanına konu olan nedensellik kavramı, zamanla bilimsel boyuta taşınmıştır. Bu kavram iktisat, istatistik, ekonometri gibi bilimin çeşitli alanlarında büyük ilgi görmüştür.

Bir durumun nedenini işlevsel olarak tespit edebilmek için çeşitli testler geliştirilmiştir. Ancak Granger (1969) ile ortaya atılan nedensellik kavramının tanımları ve nedenselliğin tespiti için önerilen testin uygulanabilirliği günümüzde geçerliliğini sürdürmekle birlikte en çok ilgi uyandıran çalışma olmuştur.

Sims (1972) tarafından Granger nedensellik testindeki regresyon denklemine benzer bir regresyon denklemi kullanılmıştır. Sims tarafından önerilen bu testteki regresyon denklemine gecikmeli terimlere ilave olarak gelecek döneme ait terimlerde dahil edilmiştir. Ekonometrik zaman serileri genellikle durağan olmadığından X_t ve Y_t serilerine ε_t serisi akgürültü serisi olacak şekilde bir dönüştürme uygulanmaktadır (Kadılar, 2000).

3.6.1. Granger Nedensellik Testi

Granger tarafından ortaya atılan nedensellik kavramı bir değişkenin gecikmeli değerlerinin kullanılması diğer değişkenin öngörü performansını iyileştirdiği düşüncesinden ortaya çıkmaktadır. Bu noktada,

- ▲ Anlık nedensellik yoktur.
- ▲ Bağımsız hareketler arasında zaman farkı olması sebebiyle “eşanlı nedensellik” yoktur.
- ▲ Gelecek zaman şimdiki zamandan daha sonra gerçekleşeceği için gelecek şimdiki zamanın nedeni olamaz.

şeklinde üç durum söz konusudur. Granger (1969) tarafından nedensellik kavramının tanımı yapılmıştır. Sonrasında Sims (1972) tarafından kavram geliştirilmiştir (Akyüz, 2018).

Granger (1969) tarafından teorik anlamda nedensellik tanımları dört grupta yapılmıştır. U : bilgi kümesi, \bar{U} : geçmiş değerlerin kümesi, \bar{U} : geçmiş ve şimdiki değerlerin kümesi olarak tanımlandığında dört durum aşağıdaki şekilde özetlenebilir.

Durum 1: Y_t ve X_t iki değişken olmak üzere,

$$\sigma^2(Y_t \setminus U) < \sigma^2(Y_t \setminus \bar{U} - X_t)$$

ise X_t Y_t 'nin nedenidir şeklinde yorumlanır. Başka bir ifadeyle, t döneminde kitledeki tüm bilginin kullanıldığı koşulda Y_t 'nin kestirimi, X_t dışındaki bilgi kullanıldığı koşulda Y_t 'nin kestiriminden daha iyi ise X_t 'nin Y_t 'ye neden olduğu söylenir ve

$$X_t \Rightarrow Y_t$$

şeklinde gösterilir. Eğer,

$$\sigma^2(X_t \setminus U) < \sigma^2(X_t \setminus \overline{U - Y_t})$$

şeklinde ise Y_t 'den X_t 'ye doğru nedensellik ilişkisi vardır. Bu durum

$$Y_t \Rightarrow X_t$$

biçiminde gösterilir (Granger, 1969).

Durum 2: Y_t ve X_t değişkenleri için,

$$\sigma^2(Y_t \setminus \overline{U}) < \sigma^2(Y_t \setminus \overline{U - X_t})$$

$$\sigma^2(X_t \setminus \overline{U}) < \sigma^2(X_t \setminus \overline{U - Y_t})$$

ise X_t, Y_t 'nin nedeni ve Y_t de X_t 'nin nedenidir. Bu durumda iki yönlü nedensellik olduğu söylenir ve

$$X_t \Leftrightarrow Y_t$$

şeklinde gösterilir (Granger, 1969).

Durum 3: Y_t ve X_t değişkenleri,

$$\sigma^2(Y_t \setminus \overline{U}, \overline{X}) < \sigma^2(Y_t \setminus \overline{U})$$

şartını sağlıyorsa, X_t 'den Y_t 'ye anlık nedensellik söz konusudur. Y_t 'nin mevcut değerinin kestirilmesinde, X_t 'nin şimdiki değerinin modele dahil edilmesi daha iyi sonuç veriyorsa bu durumda X_t, Y_t 'nin anlık nedenidir ve

$$X_t \Rightarrow Y_t$$

şeklinde gösterilir (Granger, 1969).

Durum 4: Eğer $X_t \Rightarrow Y_t$ şeklinde ve

$$\sigma^2(Y_t \setminus U - X_t(k)) < \sigma^2(Y_t \setminus U - Y_t(k+1))$$

ise k 'nın en küçük değeri için m gecikmede nedensellik tanımlanabilir. Bundan dolayı $X_{t-j}; j = 0, 1, \dots, m-1$ bilinen değerleri Y_t 'nin kestirimini iyileştirmede yardımcı olamayacaktır (Granger, 1969).

Granger nedensellik testinin adımları aşağıdaki şekilde özetlenebilir (Granger, 1969):

X_t ve Y_t değişkenleri sıfır ortalamalı durağan seriler olsun. Nedensellik modeli,

$$X_t = \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t$$

şeklindedir. Burada, ε_t ve η_t ilişkisiz akgürültü serileridir. Yani,

$$[\varepsilon_t \varepsilon_s] = 0 = E[\eta_t \eta_s], \quad s \neq t, \forall s, t \text{ için } E[\varepsilon_t \varepsilon_s] = 0$$

şeklindedir. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin tespiti,

$$H_0: b_1 = b_2 = \dots = b_m = 0$$

$$H_1: \text{En az bir } b_j \neq 0, j = 1, 2, 3, \dots, m$$

şeklinde verilen yokluk hipotezinin alternatif hipotezine karşı testi ile yapılır. Eğer yokluk hipotezi reddedilirse “ Y_t, X_t serisinin Granger nedenidir” denir.

Nedensellik testinde,

$$H_0: c_1 = c_2 = \dots = c_m = 0$$

$$H_1: \text{En az bir } c_j \neq 0, j = 1, 2, 3, \dots, m$$

yokluk hipotezi alternatif hipotezine karşı test edilerek yokluk hipotezi reddedilirse, “ X_t, Y_t serisinin Granger nedenidir” şeklinde yorumlanır.

Hipotez testlerinde karar vermek için F testine başvurulmaktadır. F test istatistiği sınırlandırılmış artık kareler toplamı (restricted residual sum of squares), yani AKT_S ve sınırlandırılmamış artık kareler toplamları (unrestricted residual sum of squares), yani AKT_{SM} kullanılarak hesaplanır. Test istatistiği,

$$F = \frac{(AKT_S - AKT_{SM})/m}{AKT_{SM}/(n - k)}$$

şeklinde ifade edilir. Burada m kısıt sayısı, k sınırlandırılmamış modeldeki parametre sayısı, n ise örneklem büyüklüğüdür. Hesaplanan F test istatistiği değeri, ilgili tablo değerinden büyükse yokluk hipotezi reddedilir (Gujarati, 2001).

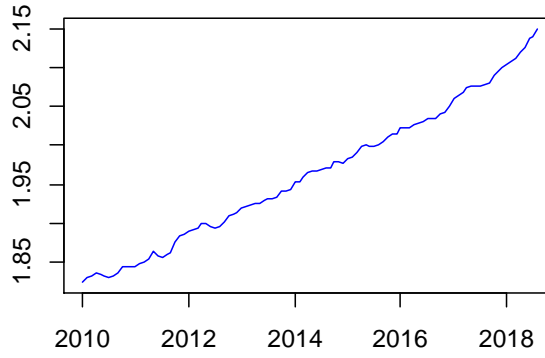
4. BULGULAR

Çalışmada, Türkiye için 2010:01-2018:08 dönemine ait olan 2003=100 temel yıllık TÜFE (Tüketici Fiyat Endeksi), 2003=100 temel yıllık YİÜFE (Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi), 2015=100 temel yıllık PSHE (Perakende Satış Hacim Endeksi), 2015=100 temel yıllık SÜE (Sanayi Üretim Endeksi) serileri kullanılmıştır.

Endekslere ait veriler Türkiye İstatistik Kurumu internet sitesinden elde edilmiştir. Yayımlanan fiyat endekslerinin temel yılları PSHE ve SÜE'nin temel yıllarından farklı olması sebebiyle seriler 2015=100 temel yıllık olarak tekrardan hesaplanmıştır. Bu bölümde yer alan grafikler ve istatistiksel analizler EViews ve R paket programları aracılığıyla yapılmıştır.

4.1. Durağanlık İncelemesi

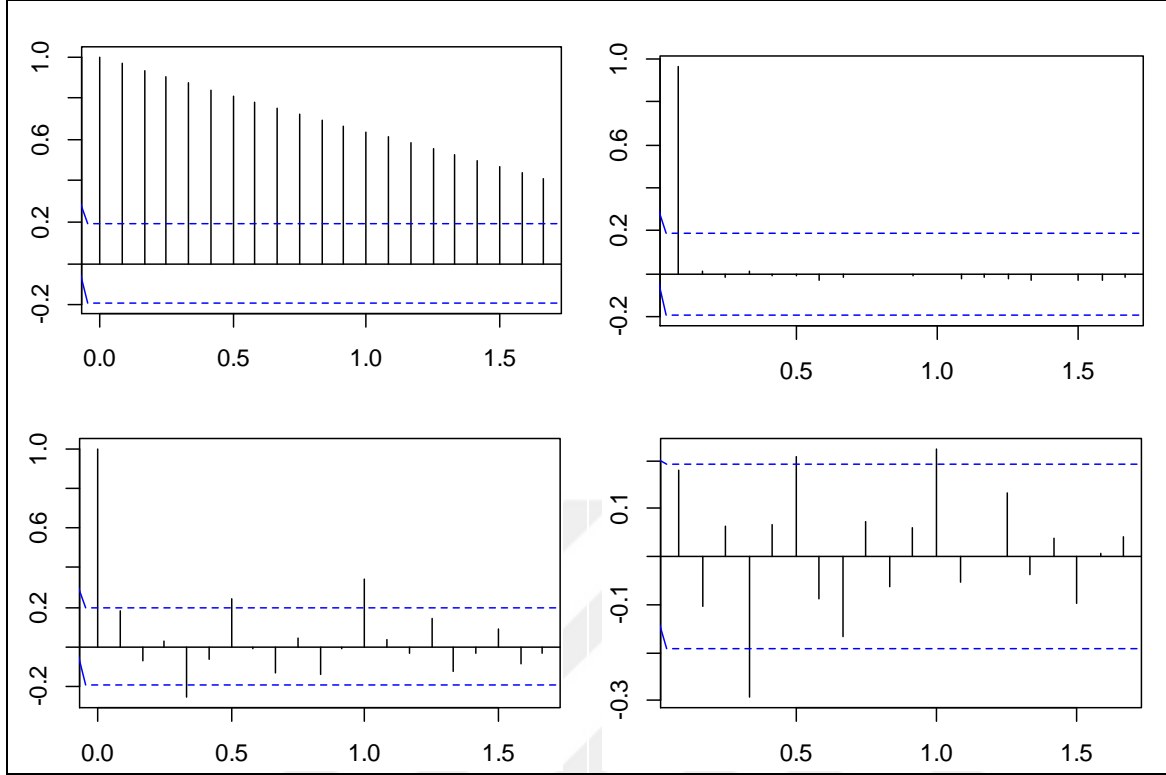
Analizlere geçilmeden önce istatistiksel olarak sağlam tahminler elde etmek için öncelikle serilerin logaritması alınmıştır. Serilerin durağanlık durumu, zaman serisi grafiği, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri ve birim kök testi yardımıyla ayrıntılı şekilde incelenmiştir.



Şekil 4.1. Tüketici fiyat endeksi grafiği

Şekil 4.1'de verilen TÜFE serisinin grafiği incelendiğinde, serinin artan trende sahip olduğu ve bu nedenle sezgisel olarak durağanlığı sağlamadığı gözlenmektedir. Şekil 4.2'de verilen otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri incelendiğinde de TÜFE serisinin durağan olmadığı ortaya çıkmaktadır. Ancak, yine Şekil 4.2'de verilen TÜFE serisinin birinci farkı alınan TÜFE serisinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafiklerinden sezgisel olarak durağanlığın sağlandığı tespit edilmektedir. Bu noktada,

TÜFE serisinin durağan olup olmadığını istatistiksel olarak incelemek için Dickey-Fuller birim kök testi uygulanmıştır.



Şekil 4.2. TÜFE ile birinci farkı için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri

Birim kök testi sonucunda modelin gecikme uzunluğu Schwarz kriterine göre 0 olarak verilmiştir. Ancak 0 gecikmeli birim kök testi modelinde artıkların akgürültü varsayımını sağlamadığı tespit edilmiştir.

Sonraki gecikmeler incelendiğinde 1, 2 ve 3'üncü gecikmelerde de artıkların akgürültü varsayımını sağlamadığı görülmüştür. Gecikme uzunluğu 4 ve daha büyük olduğunda artıklar akgürültü olarak elde edilmiştir. En uygun gecikmeyi belirlemek için farklı gecikmeler denenmiş ve sonuçlar Çizelge 4.1'de verilmiştir. Schwarz kriterine göre en küçük değere sahip olan en uygun gecikme uzunluğu 4 olarak tespit edilmiştir.

Çizelge 4.1. TÜFE için birim kök testi gecikmesinin tespiti

Gecikme	Akgürültü	Schwarz Kriteri
4	+	-8.4436
5	+	-8.3909
6	+	-8.3679
7	+	-8.3179

Schwarz kriterine göre belirlenen gecikme uzunluğunda TÜFE serisi için birim kök testi tekrar uygulanmıştır. Birim kök testi sonuçları Çizelge 4.2’de yer almaktadır.

Çizelge 4.2. TÜFE için ADF birim kök testi sonuçları

	<i>t</i> -istatistiği
ADF test istatistiği	2.7900
Kritik değerler	% 1 -3.4977
	%5 -2.8909
	%10 -2.5825

Birim kök testi sonuçları incelendiğinde,

H_0 : TÜFE değişkeni birim kök içermektedir.

H_1 : TÜFE değişkeni birim kök içermemektedir.

$\tau_{\mu,n}=2.7900 < \tau_{tablo} = |-2.8909|$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilemez. Yani, TÜFE serisi birim kök içermektedir, dolayısıyla seri durağan değildir.

TÜFE serisinin birinci farkı için birim kök testi uygulanmıştır. En uygun gecikme uzunluğu 3 olarak tespit edilmiştir. Bu gecikme uzunluğu dikkate alınarak yapılan birim kök testi sonuçları Çizelge 4.3’de yer almaktadır.

Çizelge 4.3. TÜFE birinci farkı için ADF birim kök testi sonuçları

	<i>t</i> -istatistiği
ADF test istatistiği	-6.1584
Kritik değerler	% 1 -3.4977
	%5 -2.8909
	%10 -2.5825

Birim kök testi sonuçlarına geçmeden önce artıkların akgürültü olup olmadığı sorgulanmış, otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonları incelenmiştir. Artıkların akgürültü olduğu teyit edilmiştir.

Dolayısıyla fark serisinin birim kök testinde,

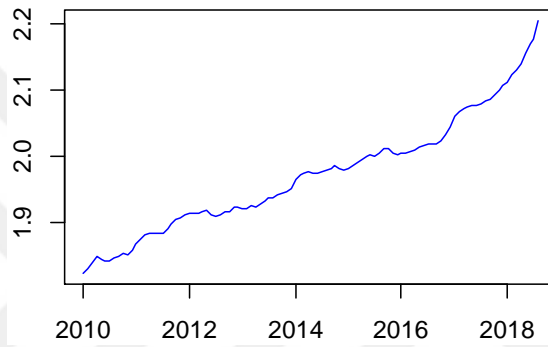
H_0 : TÜFE değişkeninin birinci farkı birim kök içermektedir.

H_1 : TÜFE değişkeninin birinci farkı birim kök içermemektedir.

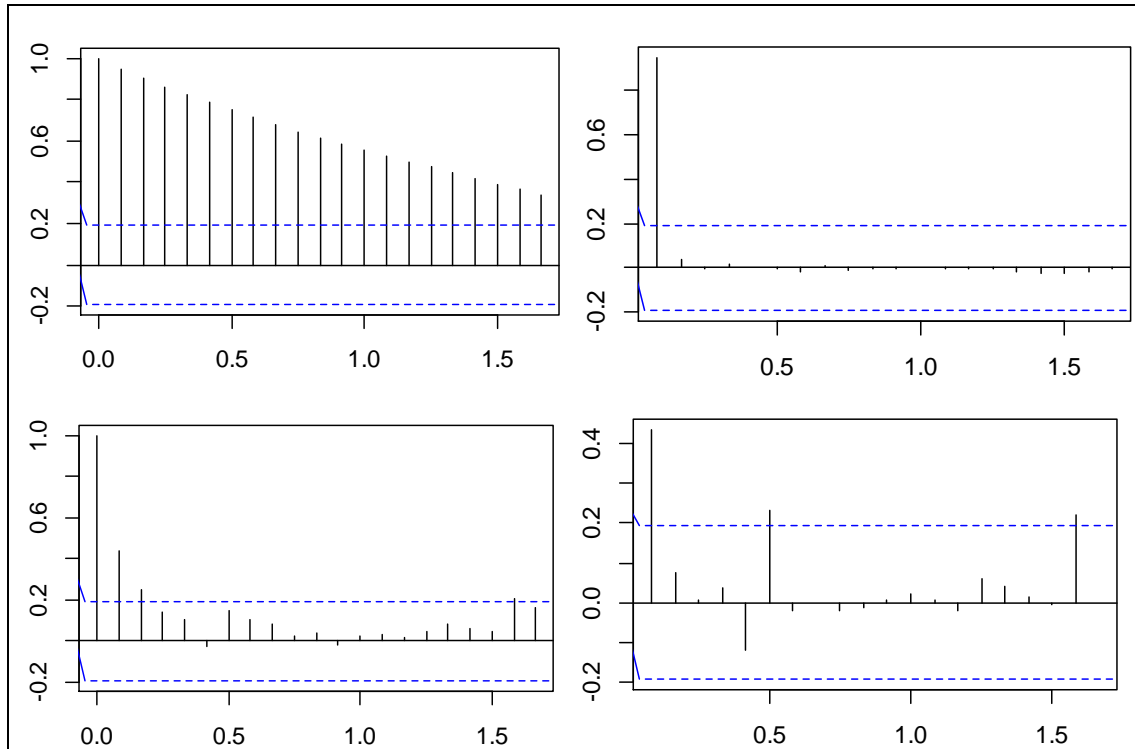
hipotez testi dikkate alınır. Burada, $\tau_{\mu,n} = |-6.1584| > \tau_{tablo} = |-2.8909|$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilir. TÜFE serisinin birinci farkı alındığında seri birim kökten arındırılmıştır ve durağanlık sağlanmıştır.

Sonuç olarak TÜFE değişkeni I(1) serisi olarak tespit edilmiştir.

YİÜFE serisi için de durağanlık incelemeleri yapılmıştır. Öncelikle, YİÜFE serisinin hareketini incelemek için yıllara göre zaman serisi grafiği çizdirilmiştir. Şekil 4.3'te verilen grafik incelendiğinde, YİÜFE serisinin yıllara göre artan trende sahip olduğu gözlenmektedir.



Şekil 4.3. Yurt içi üretici fiyat endeksi grafiği



Şekil 4.4. YİÜFE ile birinci farkı için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri

Şekil 4.4'te verilen YİÜFE düzeyde ve fark serisine ait otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri incelendiğinde, YİÜFE serisinin farkı alındığında durağanlığının sağlanabileceği sezgisel olarak gözlenmektedir. Bu durumu istatistiksel olarak kanıtlamak için Dickey-Fuller birim kök testi yapılmıştır.

Çizelge 4.4. YİÜFE için ADF birim kök testi sonuçları

		<i>t</i> -istatistiği
ADF test istatistiği		2.5636
Kritik değerler	%1	-3.4957
	%5	-2.8900
	%10	-2.5820

Çizelge 4.4'te verilen birim kök testi sonuçlarında uygun gecikme 1 olarak tespit edilmiştir. Artıkların akgürültü olduğu kontrol edilmiştir.

Birim kök testinde,

H_0 : YİÜFE değişkeni birim kök içermektedir.

H_1 : YİÜFE değişkeni birim kök içermemektedir.

$\tau_{\mu,n}=2.5636 < \tau_{tablo} = |-2.8900|$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilemez. Bu durumda, YİÜFE serisinin birim köke sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

YİÜFE serisi birim köke sahip olduğu için birinci farkının birim köklü olup olmadığı araştırılmıştır. En uygun gecikme uzunluğu 0 olarak tespit edilmiştir ve bu gecikme uzunluğu dikkate alınarak birim kök testi uygulanmıştır.

Çizelge 4.5. YİÜFE birinci farkı için ADF birim kök testi sonuçları

		<i>t</i> -istatistiği
ADF test istatistiği		-4.4040
Kritik değerler	%1	-3.4957
	%5	-2.8900
	%10	-2.5820

Çizelge 4.5'te verilen birim kök testinde fark serisi için en uygun gecikme uzunluğu 0 olarak belirlenmiş ve artıkların akgürültü varsayımını sağladığı kontrol edilmiştir. Birim kök testinde,

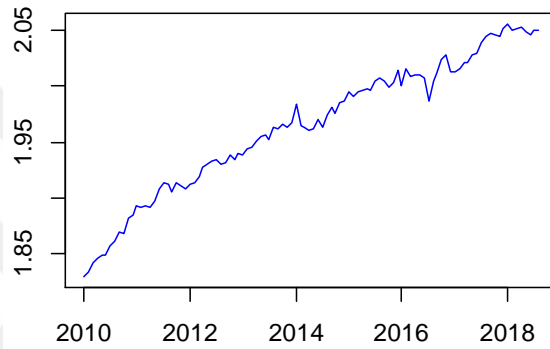
H_0 : YİÜFE değişkeninin birinci farkı birim kök içermektedir.

H_1 : YİÜFE değişkeninin birinci farkı birim kök içermemektedir.

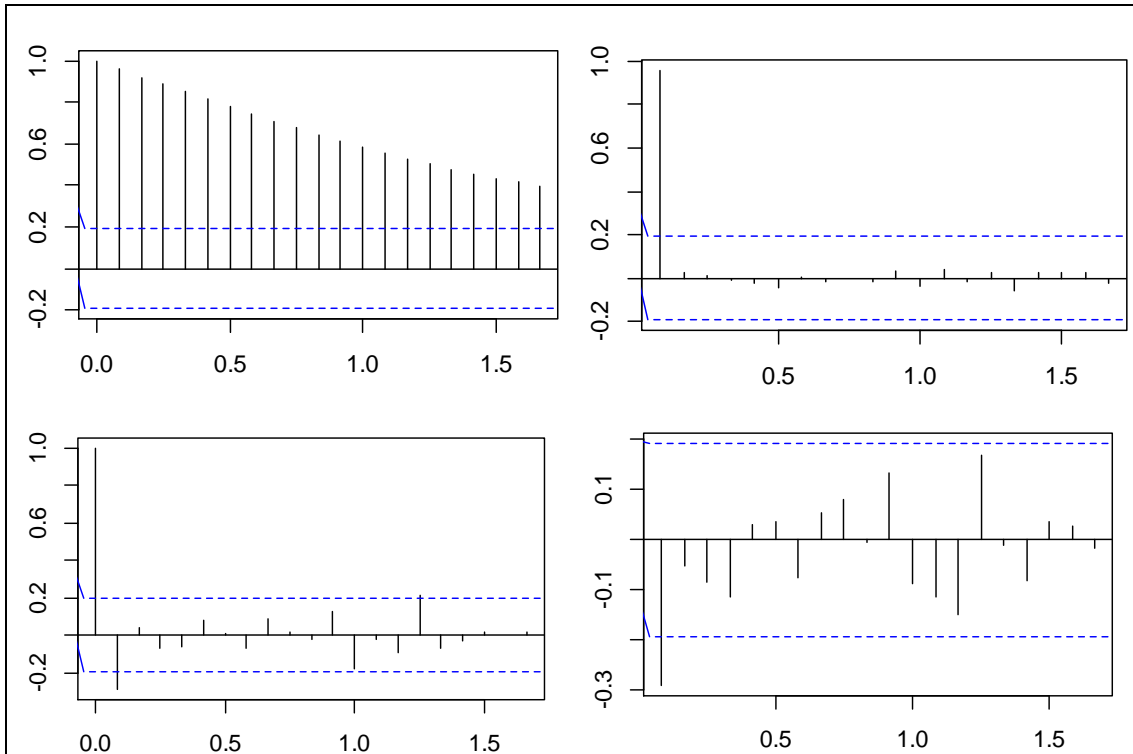
$\tau_{\mu,n} = |-4.4040| > \tau_{tablo} = |-2.8900|$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilir. Dolayısıyla, Dickey-Fuller testi sonuçları doğrultusunda YİÜFE serisinin birinci farkının birim kök içermediği yorumu yapılabilir.

Sonuç olarak YİÜFE serisi I(1) olarak tespit edilmiştir.

TÜFE, YİÜFE serileri için yapılan incelemeler mevsim ve takvim etkilerinden arındırılmış PSHE serisi için de yapılmıştır. Öncelikle, PSHE serisinin yıllara göre değişimi incelenmiştir. Şekil 4.5'te verilen grafik incelendiğinde, serinin artan trende sahip olduğu görülmektedir.



Şekil 4.5. Perakende satış hacim endeksi grafiği



Şekil 4.6. PSHE ile birinci farkı için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri

Şekil 4.6’da verilen PSHE serisine ilişkin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri incelendiğinde serinin sezgisel olarak durağan olmadığı söylenebilir. Bu durumun istatistiki açıdan yorumlanabilmesi için Dickey-Fuller birim kök testi yapılmıştır. Sonuçlar Çizelge 4.6’da yer almaktadır.

Çizelge 4.6. PSHE için ADF birim kök testi sonuçları

		<i>t</i> -istatistiği
ADF test istatistiği		-2.2762
Kritik değerler	% 1	-3.4957
	%5	-2.8900
	% 10	-2.5820

Birim kök testinde gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir. Artıkların akgürültü varsayımını sağladığı teyit edilmiştir.

Birim kök testi sonucunda,

H_0 : PSHE değişkeni birim kök içermektedir.

H_1 : PSHE değişkeni birim kök içermemektedir.

$\tau_{\mu,n} = |-2.2762| < \tau_{tablo} = |-2.8900|$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilemez. Dolayısıyla, birim kök testi sonucuna göre PSHE serisinin birim köklü olduğu belirlenmiştir.

Durağan olmayan PSHE serisinin farkı alınarak durağanlığın sağlanıp sağlanmadığı Çizelge 4.7’de sonucu verilen Dickey-Fuller birim kök testi ile araştırılmıştır. Test uygulanırken fark serisine ait en uygun gecikme uzunluğu 0 olarak tespit edilmiştir.

Çizelge 4.7. PSHE birinci farkı için ADF birim kök testi sonuçları

		<i>t</i> -istatistiği
ADF test istatistiği		-13.4851
Kritik değerler	% 1	-3.4957
	%5	-2.8900
	% 10	-2.5820

Elde edilen artıkların akgürültü varsayımını sağladığı kontrol edilmiştir. Birim kök testinde,

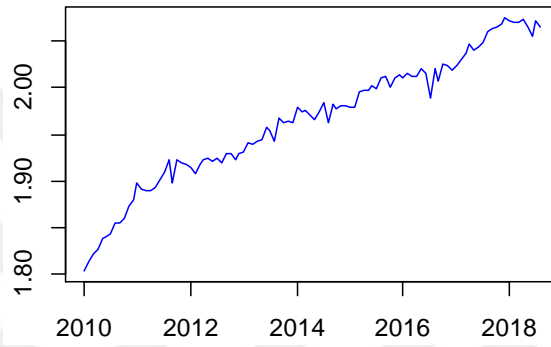
H_0 : PSHE değişkeninin birinci farkı birim kök içermektedir.

H_1 : PSHE değişkeninin birinci farkı birim kök içermemektedir.

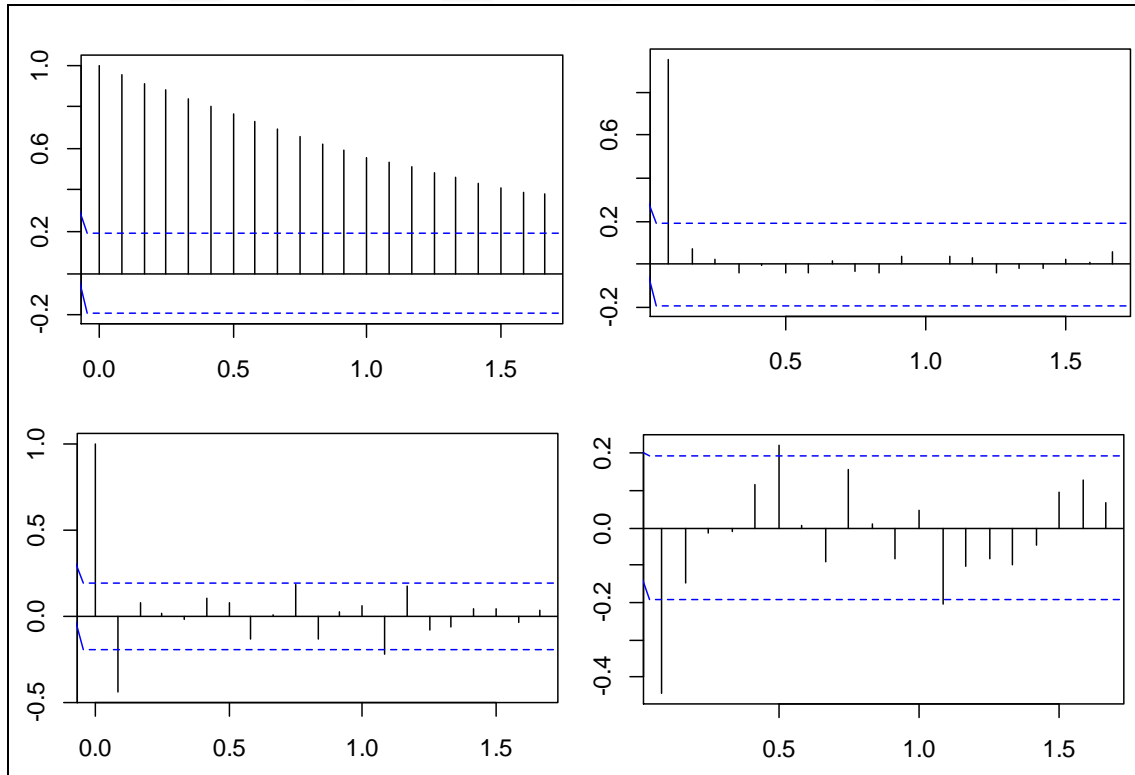
$\tau_{\mu,n} = |-13.4851| > \tau_{tablo} = |-2.8900|$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilir. Bu sonuçlar doğrultusunda PSHE serisinin birinci farkının durağan olduğu söylenebilir.

Sonuç olarak, PSHE serisi I(1) olarak tespit edilmiştir.

Çalışmada kullanılan değişkenlerden biri de mevsim ve takvim etkilerinden arındırılmış SÜE serisidir. Öncelikle, serinin yıllara göre hareketini gözlemlemek için Şekil 4.7’de verilen zaman serisi grafiği çizdirilmiştir. Grafiğe göre serinin yıllara göre artan trende sahip olduğu görülmektedir.



Şekil 4.7. Sanayi üretim endeksi grafiği



Şekil 4.8. SÜE ile birinci farkı için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri

Şekil 4.8’de verilen SÜE serisinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafikleri incelendiğinde serinin sezgisel olarak birim kök içeriyor olabileceği düşünülmüştür. Bundan dolayı, serinin birim kök incelemesi Dickey-Fuller testi ile yapılmıştır.

Çizelge 4.8. SÜE için ADF birim kök testi sonuçları

		<i>t</i> -istatistiği
ADF test istatistiği		-2.5066
Kritik değerler	% 1	-3.4963
	% 5	-2.8903
	% 10	-2.5822

Çizelge 4.8’de verilen testin sonuçlarında gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir. Artıkların akgürültü varsayımı sağladığı teyit edilmiştir.

Birim kök testi ile

H_0 : SÜE değişkeni birim kök içermektedir.

H_1 : SÜE değişkeni birim kök içermemektedir.

$\tau_{\mu,n} = -2.5066 < \tau_{tablo} = -2.8903$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilemez. Dolayısıyla, birim kök testine göre SÜE serinin birim kök içerdiği sonucuna ulaşılmıştır.

Birim köke sahip olan SÜE serisinin farkı alınarak durağanlığın sağlanıp sağlanmadığı araştırılmıştır. SÜE serisinin birinci farkı için en uygun gecikme 1 olarak belirlenmiştir, bu gecikme uzunluğu dikkate alınarak Dickey-Fuller birim kök testi uygulanmıştır.

Çizelge 4.9. SÜE birinci farkı için ADF birim kök testi sonuçları

		<i>t</i> -istatistiği
ADF test istatistiği		-9.8983
Kritik değerler	% 1	-3.4963
	% 5	-2.8903
	% 10	-2.5822

Elde edilen artıkların akgürültü olduğu kontrol edilmiştir. Çizelge 4.9’da verilen birim kök testi sonucunda,

H_0 : SÜE değişkeninin birinci farkı birim kök içermektedir.

H_1 : SÜE değişkeninin birinci farkı birim kök içermemektedir.

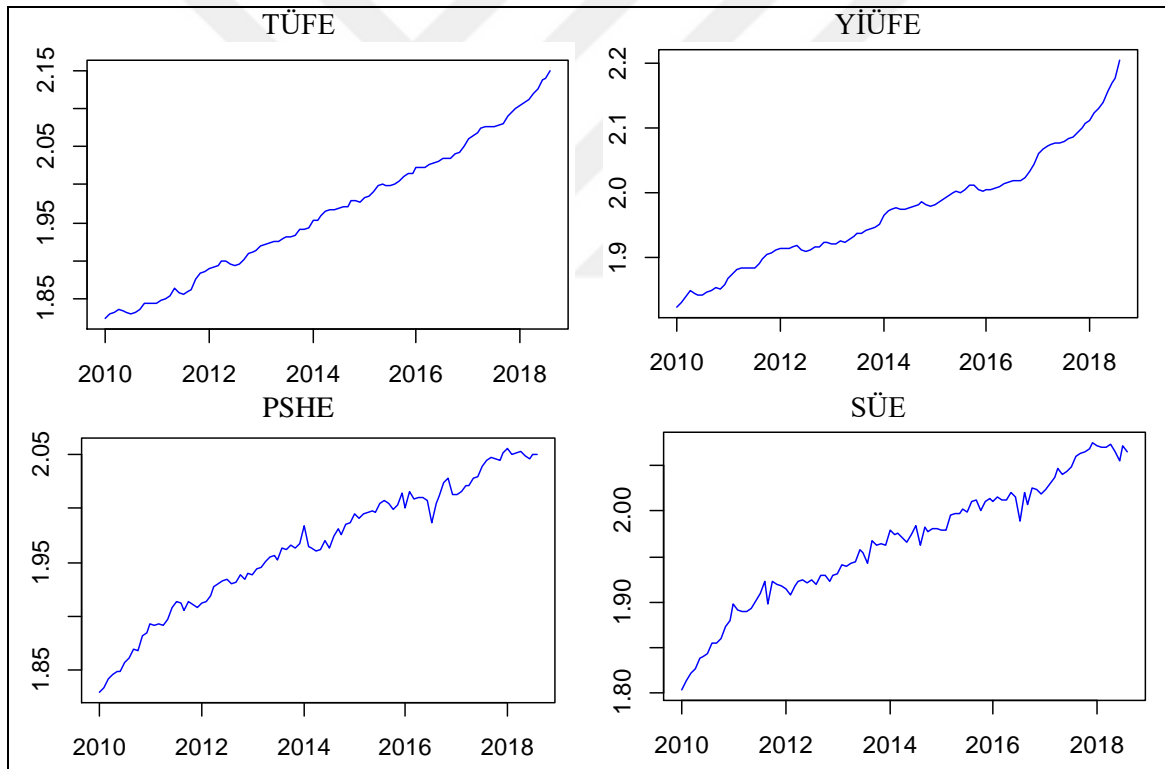
$\tau_{\mu,n} = |-9.8983| > \tau_{tablo} = |-2.8903|$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilir. Bu sonuçlar doğrultusunda SÜE serisinin birinci farkının durağan olduğu söylenebilir.

Sonuç olarak, SÜE serisi I(1) olarak tespit edilmiştir.

4.2. Eşbütünleşme Analizi

Değişkenler arasında uzun dönemli denge ilişkisinin olup olmadığını incelemek için Johansen eşbütünleşme testi kullanılmaktadır. Bu test değişkenler arasında mevcut olan birden fazla eşbütünleşik ilişkiye karşılık gelen vektörlerin belirlenmesini sağlamaktadır.

TÜFE, YİÜFE, PSHE ve SÜE serilerinin her biri aynı dereceden, yani I(1) serileri olduğu için eşbütünleşme testi yapılabilir. Eşbütünleşme testi uygulanırken fark serileri değil orijinal seriler kullanılmalıdır.



Şekil 4.9. Endekslerin yıllara göre grafikleri

Şekil 4.9'da verilen değişkenlerin yıllara göre zaman serisi grafikleri incelendiğinde genel anlamda artış trendinde oldukları gözlenmektedir. Trendlerin genel olarak benzer olması, seriler arasında sezgisel olarak eşbütünleşme olabileceğini göstermektedir. Bu

bulgulardan yola çıkarak istatistiksel olarak eşbütünleşme varlığını araştırmak için Johansen eşbütünleşme testi uygulanmıştır.

4.2.1. Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Johansen eşbütünleşme testinde öncelikle uygun gecikme uzunluğu tespit edilmelidir. Bu amaçla, 1'inci gecikmeden 5'inci gecikmeye kadar denemeler yapılarak, Çizelge 4.10'da verilen Schwarz değerleri elde edilmiştir. Schwarz kriterinin en küçük değeri 1'inci gecikmede hesaplanmıştır. Bu nedenle, eşbütünleşme testinde gecikme uzunluğu 1 olarak alınmıştır.

Çizelge 4.10. Eşbütünleşme testi için gecikme uzunluğu tespiti

Gecikme uzunluğu	Schwarz kriteri
1-1	-30.6007
1-2	-30.0309
1-3	-29.4084
1-4	-29.1770
1-5	-28.6145

4.2.2. Uygun Modelin Belirlenmesi

Gecikme uzunluğu 1 alınarak elde edilen sonuçlarda iz (trace) ile maksimum özdeğer (Max-eig.) istatistiklerine karşılık gelen modeller ve Schwarz değerleri incelenmiştir. Çizelge 4.11'de verilen En küçük Schwarz değeri maksimum özdeğer istatistiğine göre üçüncü model olan sabit terim içeren ancak trende sahip olmayan doğrusal modelde elde edilmiştir. Ancak bu seçimle eşbütünleşme vektörü çıkmamaktadır. Genel görüş olarak çalışmada yer alan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin mevcut olması beklenmektedir. Bu sebeple, ikinci en küçük Schwarz değeri dikkate alınmıştır. Bu doğrultuda maksimum özdeğer istatistiğine göre sabit terim ve trend içeren doğrusal model, yani 4'üncü model en uygun model olarak seçilmiştir.

Çizelge 4.11. Eşbütünleşme testi için uygun model tespiti

Trent	-	-	Doğrusal	Doğrusal	Kuadratik
Model	1. Sabit (-) Trent (-)	2. Sabit (+) Trent (-)	3. Sabit (+) Trent (-)	4. Sabit (+) Trent (+)	5. Sabit (+) Trent (+)
İz	2	3	2	3	4
Schwarz	-30.3360	-30.0365	-30.2918	-30.1006	-29.8076
Mak. Özdeğer	2	3	0	1	1
Schwarz	-30.3360	-30.0365	-30.6008	-30.5486	-30.5068

4.2.3. Eşbütünleşme Analizi Sonucu ve Eşbütünleşme Denklemi

Maksimum özdeğer istatistiğine göre seçilen sabit terim ve trent içeren doğrusal model aracılığıyla değişkenler arasındaki olası eşbütünleşme ilişkisi incelenmiştir.

Johansen eşbütünleşme testini uygulamak için en uygun gecikme uzunluğu 1 olarak tespit edilmiştir.

Çizelge 4.12. Eşbütünleşme testi sonuçları

Hipotez	Özdeğer	Mak. Özdeğer	%5 Kd	<i>p</i> -değeri
$r=0$	0.2994	36.2981	32.1183	0.0145
$r\leq 1$	0.1974	22.4235	25.8232	0.1321
$r\leq 2$	0.1379	15.1365	19.3870	0.1863
$r\leq 3$	0.1087	11.7359	12.5180	0.0673

1 Eşbütünleşme denklemi				
TÜFE	YİÜFE	PSHE	SÜE	Trent
1.0000	-0.4194 (0.0401)	-0.1818 (0.1064)	0.4031 (0.0948)	-0.0023 (0.0002)

Johansen eşbütünleşme testi sonuçlarından maksimum özdeğer istatistiği dikkate alınmıştır, test bulguları Çizelge 4.12’de verilmiştir. Çizelgede parantez içindeki değerler standart hata değerleridir. Maksimum özdeğer istatistiğine göre 1 adet eşbütünleşme eşitliği olduğu tespit edilmiştir.

Test bulgularıyla eşbütünleşme eşitliği aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$TÜFE_t = -0.0012 + 0.4194YİÜFE_t + 0.1818PSHE_t - 0.4031SÜE_t + 0.0023t + u_t$$

Eşbütünleşme denklemi ile tüketici fiyatlarını üretici fiyatları ve perakende satışlardaki artışın aynı yönlü, üretimdeki artışın ise ters yönlü etkilediği sonucuna ulaşılmaktadır.

Modelde yer alan değişkenler için aşağıdaki durumların oluştuğu ortaya çıkmaktadır:

- ▲ YİÜFE serisinde %1 oranında artış TÜFE serisinde yaklaşık %0.42’lik artışa sebep olmaktadır. Başka bir ifadeyle, uzun dönemde üretici fiyatlarındaki artışın yaklaşık olarak yarısı tüketici fiyatlarına yansımaktadır. Sonuç olarak uzun dönemde üretim maliyetleri arttıkça tüketici fiyatlarının arttığı gözlenmiştir.
- ▲ PSHE serisindeki %1 oranında artış TÜFE’yi yaklaşık %0.18’lik artış yönünde etkilemektedir. Burada uzun dönemde perakende satışlardaki artışın yaklaşık olarak beşte birinin tüketici fiyatlarına geçtiği sonucu elde edilmektedir.

Böylelikle uzun dönemde perakende satış yani talep baskısı arttığında tüketici fiyatlarının yükselmeye başladığı tespit edilmiştir.

- ▲ SÜE serisindeki %1 oranında artış TÜFE serisinde yaklaşık olarak %0.40 oranında azalış etkisi yapmıştır. Yani uzun dönemde sanayi üretimdeki yaşanan artış büyüklüğünün yaklaşık yarısı kadar tüketici fiyatlarında düşüş gerçekleştiği gözlenmektedir. Sanayi üretim arttıkça arz artar, böylece arz fazlası ortaya çıkmaktadır. Bu durumdan tüketici fiyatları negatif etkilenmektedir. Yani uzun vadede üretim arttıkça işletme fiyatını düşürmektedir. Bu noktada arz yönlü iktisatın baskın olduğu gözlenmektedir.

4.3. Vektör Hata Düzeltme Modeli

VECM, diğer modellerde de olduğu gibi istatistiksel varsayımları sağlamak zorundadır. Varsayımların sağlanmadığı durumda kurulan model ile yapılan VAR analizinin sonuçları güvenilir olmaz. Dolayısıyla, varsayımları sağlamayan modeller üzerinden VAR ve nedensellik analizi yapılamamaktadır. Bu nedenle, VECM modelinden elde edilen artıklarda otokorelasyon ve değişen varyanslılık sorunları olmamalıdır. Ayrıca, artıklar normal dağılıma uygun olmalıdır.

4.3.1. Uygun Vektör Hata Düzeltme Modelinin Belirlenmesi

Eşbütünleşme testi sonucunda elde edilen bilgiler doğrultusunda sabit ve trend içeren doğrusal model seçilerek, eşbütünleşik vektör sayısı 1 alınarak VECM oluşturulmuştur. Ancak LM testine göre artıklarda otokorelasyon sorunu olduğu tespit edilmiştir. Bu sebeple, oluşturulan modelin uygun olmadığı görülmüş, varsayımları sağlayan uygun modelin araştırılması aşamasına geçilmiştir.

VECM modeli oluşturulurken orijinal seriler değil fark serileri dikkate alınmıştır. Bu bölüm ve sonrasında TÜFE, YİÜFE, PSHE ve SÜE ifadeleri ilgili serinin birinci farkı alınmış halini göstermektedir.

Uygun model belirlenirken eşbütünleşme denkleminin hata serisi olan “cointeq01” serisi modele dahil edilerek 1’inci gecikmeden 18’inci gecikmeye kadar tüm gecikmeler denenmiştir.

Çizelge 4.13'te modellere karşılık gelen Schwarz ve Akaike değerleri ile artıkların LM testi sonuçlarına ilişkin özet bilgiler verilmiştir. Model seçimi Schwarz dikkate alınarak yapılmıştır.

Çizelge 4.13. VECM için uygun model tespiti

Model	LM Testine Göre Artıklar	Schwarz	Akaike
VECM(1)	Akgürültü değil. Otokorelasyon sorunu var.	x	x
VECM(2)	Akgürültü değil. Otokorelasyon sorunu var.	x	x
VECM(3)	Akgürültü değil. Otokorelasyon sorunu var.	x	x
VECM(4)	Akgürültü değil. Otokorelasyon sorunu var.	x	x
VECM(5)	Akgürültü değil. Otokorelasyon sorunu var.	x	x
VECM(6)	Akgürültü	-28.5252	-31.2857
VECM(7)	Akgürültü	-27.8836	-31.0890
VECM(8)	Akgürültü	-27.3042	-30.9603
VECM(9)	Akgürültü	-26.7631	-30.8757
VECM(10)	Akgürültü değil. Otokorelasyon sorunu var.	x	x
VECM(11)	Akgürültü değil. Otokorelasyon sorunu var.	x	x
VECM(12)	Akgürültü	-25.4922	-31.0106
VECM(13)	Akgürültü değil. Otokorelasyon sorunu var.	x	x
VECM(14)	Akgürültü değil. Otokorelasyon sorunu var.	x	x
VECM(15)	Akgürültü	-24.7139	-31.6955
VECM(16)	Akgürültü	x	x
VECM(17)	Akgürültü değil. Otokorelasyon sorunu var.	x	x
VECM(18)	Akgürültü	-25.1632	-33.6694

Artıkların akgürültü olduğu en küçük Schwarz değeri 6'ncı gecikmede olduğu için öncelikle VECM(6)'nın en uygun model olabileceği düşünülmüştür. Ancak, VECM(6)'nın artıkları normal dağılmadığı için artıkları akgürültü varsayımını sağlayan bir sonraki en küçük Schwarz değerine sahip olan VECM(7) incelenmiştir. Aynı şekilde, VECM(7)'nin de artıklarının normal dağılmadığı görülmüştür. Bu nedenle, VECM(8) modeli incelenmiştir.

En uygun model olarak değerlendirilen VECM(8)'in otokorelasyon, normallik ve değişen varyanslılık varsayımlarını sağlayıp sağlamadığı kontrol edilmiştir. Modele ilişkin sonuçlar Çizelge 4.14, Çizelge 4.15, Çizelge 4.16 ve Çizelge 4.17'de verilmiştir.

VECM(8) modeline ilişkin sonuçların yer aldığı Çizelge 4.14'te katsayılar altında sırasıyla standart hata ve *t*-istatistiği değerleri yer almaktadır.

Çizelge 4.14. VECM(8) modeline ilişkin sonuçlar

	TÜFE	YİÜFE	PSHE	SÜE
TÜFE(-1)	0.2979 (0.2065) [1.4421]	-0.4535 (0.2889) [-1.5697]	-0.1994 (0.4661) [-0.4278]	0.6126 (0.5740) [1.0673]
TÜFE(-2)	0.0781 (0.2007) [0.3891]	-0.4004 (0.2808) [-1.4262]	-0.5669 (0.4530) [-1.2514]	-0.2840 (0.5578) [-0.5091]
TÜFE(-3)	0.2811 (0.1954) [1.4386]	-0.0671 (0.2733) [-0.2455]	0.1372 (0.4410) [0.3112]	0.9988 (0.5430) [1.8396]
TÜFE(-4)	-0.2605 (0.1952) [-1.3346]	-0.4822 (0.2731) [-1.7660]	-0.5072 (0.4406) [-1.1511]	-0.7275 (0.5425) [-1.3410]
TÜFE(-5)	0.1442 (0.1636) [0.8812]	-0.0519 (0.2289) [-0.2268]	0.1414 (0.3693) [0.3828]	0.7423 (0.4547) [1.6324]
TÜFE(-6)	0.2237 (0.1532) [1.4602]	-0.5548 (0.2143) [-2.5894]	-0.9630 (0.3457) [-2.7858]	-0.8290 (0.4257) [-1.9476]
TÜFE(-7)	-0.0287 (0.1539) [-0.1866]	0.0773 (0.2152) [0.3590]	0.2020 (0.3473) [0.5816]	0.1207 (0.4276) [0.2824]
TÜFE(-8)	-0.1832 (0.1424) [-1.2863]	-0.5315 (0.1992) [-2.6675]	-0.3030 (0.3215) [-0.9425]	-0.6620 (0.3958) [-1.6726]
YİÜFE(-1)	0.1876 (0.1291) [1.4525]	0.9381 (0.1806) [5.1935]	-0.4196 (0.2914) [-1.4398]	-0.3902 (0.3589) [-1.0874]
YİÜFE(-2)	-0.1032 (0.1444) [-0.7146]	0.0211 (0.2020) [0.1045]	0.2442 (0.3260) [0.7491]	-0.1509 (0.4014) [-0.3761]
YİÜFE(-3)	-0.1145 (0.1400) [-0.8182]	0.3594 (0.1958) [1.8360]	0.1558 (0.3159) [0.4933]	0.2111 (0.3890) [0.5428]
YİÜFE(-4)	0.2114 (0.1318) [1.6034]	0.3153 (0.1844) [1.7097]	-0.3378 (0.2975) [-1.1353]	-0.3419 (0.3663) [-0.9335]
YİÜFE(-5)	-0.2638 (0.1232)	-0.1910 (0.1723)	0.6566 (0.2780)	0.1484 (0.3424)

		[-2.1409]	[-1.1081]	[2.3615]	[0.4335]
YİÜFE(-6)	0.0177 (0.1207) [0.1471]	0.5987 (0.1688) [3.5470]	0.0027 (0.2723) [0.0098]	0.0146 (0.3353) [0.0436]	
YİÜFE(-7)	0.0612 (0.1277) [0.4792]	-0.0595 (0.1787) [-0.3328]	0.1869 (0.2883) [0.6484]	-0.0080 (0.3550) [-0.0226]	
YİÜFE(-8)	0.0197 (0.1160) [0.1712]	0.2290 (0.1622) [1.4117]	0.3599 (0.2617) [1.3752]	0.5122 (0.3223) [1.5892]	
PSHE(-1)	-0.0966 (0.0742) [-1.3026]	0.2514 (0.1038) [2.4223]	-0.3051 (0.1674) [-1.8221]	0.3841 (0.2062) [1.8631]	
PSHE(-2)	-0.0590 (0.0801) [-0.7359]	0.1934 (0.1121) [1.7257]	-0.0465 (0.1808) [-0.2571]	0.3089 (0.2226) [1.3877]	
PSHE(-3)	-0.0568 (0.0818) [-0.6947]	0.1956 (0.1144) [1.7097]	-0.1407 (0.1846) [-0.7621]	0.1568 (0.2273) [0.6898]	
PSHE(-4)	-0.0520 (0.0835) [-0.6234]	0.1720 (0.1168) [1.4731]	-0.0541 (0.1884) [-0.2873]	0.0940 (0.2320) [0.4050]	
PSHE(-5)	0.0083 (0.0823) [0.1005]	0.2066 (0.1152) [1.7942]	0.1703 (0.1858) [0.9165]	0.1068 (0.2288) [0.4669]	
PSHE(-6)	0.0276 (0.0805) [0.3430]	0.0457 (0.1126) [0.4059]	-0.0364 (0.1817) [-0.2003]	0.2944 (0.2237) [1.3159]	
PSHE(-7)	0.0439 (0.0795) [0.5520]	0.1225 (0.1112) [1.1014]	-0.1290 (0.1794) [-0.7192]	-0.0590 (0.2209) [-0.2671]	
PSHE(-8)	0.0281 (0.0695) [0.4043]	0.1060 (0.0972) [1.0898]	0.1370 (0.1569) [0.8734]	-0.0141 (0.1931) [-0.0728]	
SÜE(-1)	0.1363 (0.0892) [1.5282]	-0.1887 (0.1248) [-1.5124]	-0.0617 (0.2013) [-0.3065]	-0.5626 (0.2479) [-2.2699]	
SÜE(-2)	0.0460 (0.0847) [0.5435]	-0.2278 (0.1185) [-1.9231]	-0.1734 (0.1911) [-0.9073]	-0.3202 (0.2353) [-1.3607]	
SÜE(-3)	0.0065 (0.0804) [0.0813]	-0.2604 (0.1124) [-2.3159]	-0.0038 (0.1814) [-0.0207]	-0.0578 (0.2234) [-0.2590]	
SÜE(-4)	0.0607 (0.0811)	-0.2713 (0.1135)	-0.0658 (0.1831)	-0.0131 (0.2254)	

	[0.7485]	[-2.3911]	[-0.3595]	[-0.0580]
SÜE(-5)	0.0075 (0.0795) [0.0944]	-0.2178 (0.1111) [-1.9598]	-0.0951 (0.1793) [-0.5301]	0.1348 (0.2208) [0.6105]
SÜE(-6)	-0.0248 (0.0770) [-0.3214]	-0.2427 (0.1078) [-2.2523]	0.1268 (0.1739) [0.7290]	0.1598 (0.2141) [0.7466]
SÜE(-7)	-0.0240 (0.0712) [-0.3369]	-0.1998 (0.0996) [-2.0064]	-0.0168 (0.1606) [-0.1044]	-0.0779 (0.1978) [-0.3937]
SÜE(-8)	0.0020 (0.0538) [0.0380]	-0.1344 (0.0752) [-1.7869]	-0.1152 (0.1213) [-0.9491]	-0.0565 (0.1494) [-0.3779]
C	0.0012 (0.0023) [0.4992]	0.0057 (0.0033) [1.7251]	0.0076 (0.0053) [1.4314]	0.0014 (0.0065) [0.2144]
COINTEQ01	-0.4901 (0.2174) [-2.2540]	0.3421 (0.3041) [1.1248]	0.3255 (0.4907) [0.6633]	-0.3928 (0.6042) [-0.6501]
Akaike bilgi kriteri		-30.9603		
Schwarz kriteri		-27.3042		

Çizelge 4.14'te verilen VECM(8) modelinden elde edilen artıklarda otokorelasyon sorunu olup olmadığı LM testiyle araştırılmıştır. Çizelge 4.15'te verilen LM testi sonuçlarına göre tüm gecikmeler için $p > 0.05$ olduğundan %5 yanılma düzeyinde artıklarda serisel korelasyon olmadığı tespit edilmiştir. Modelin sağlaması gereken diğer varsayım ise artıkların normal olarak dağılması varsayımıdır. Bundan dolayı, VECM(8) modeli artıklarının normal dağılıp dağılmadığı test edilmiştir. Normallik varsayımı için yapılan Jarque-Bera testinin sonuçları Çizelge 4.16'da yer almaktadır.

Çizelge 4.15. VECM(8) artıkları için LM testi

Gecikme	LM-İst.	p -değeri
1	13.3040	0.6504
2	19.1974	0.2586
3	6.1327	0.9866
4	22.2560	0.1351
5	18.9934	0.2690
6	18.5443	0.2930
7	21.1560	0.1726
8	16.4426	0.4225
9	13.3968	0.6436
10	5.3305	0.9939
11	12.6253	0.6999
12	22.4346	0.1297

Çizelge 4.16. VECM(8) artıkları için normallik sınaması

Bileşen	Çarpıklık	Ki-kare	<i>p</i> -değeri
1	0.1170	0.2166	0.6416
2	0.1640	0.4259	0.5140
3	-0.2435	0.9385	0.3327
4	-0.2767	1.2123	0.2709
Ortak		2.7933	0.5930

Bileşen	Basıklık	Ki-kare	<i>p</i> -değeri
1	3.0050	0.0001	0.9920
2	3.1455	0.0838	0.7722
3	3.7617	2.2968	0.1296
4	2.7230	0.3038	0.5815
Ortak		2.6845	0.6119

Bileşen	Jarque-Bera	<i>p</i> -değeri
1	0.2167	0.8973
2	0.5097	0.7750
3	3.2353	0.1984
4	1.5161	0.4686
Ortak	5.4778	0.7055

VECM(8) modelinden elde edilen artıkların normallik sınaması için,

H_0 : VECM(8) artıkları normal dağılıma uygundur.

H_1 : VECM(8) artıkları normal dağılıma uygun değildir.

hipotezleri dikkate alınır.

Çizelge 4.16 incelendiğinde %5 yanılma düzeyinde yokluk hipotezi reddedilemediği için artıkların normal dağılıma uygunluk gösterdiği söylenir.

VECM(8) modeli otokorelasyon ve normalliğe ilişkin varsayımları sağlamıştır.

Son olarak, artıklarda değişen varyanslılık sorunu olup olmadığı araştırılmıştır. Değişen varyanslılık sorunu, Çizelge 4.17’de verilen White Değişen Varyanslılık Testi ile araştırılmıştır. Test sonucunda, $p=0.8623>0.05$ olduğundan artıklarda değişen varyanslılık sorunu olmadığı tespit edilmiştir.

Sonuç olarak, VECM modeli için gerekli olan bütün varsayımları VECM(8) modeli tümüyle sağladığı için en uygun model olarak belirlenmiştir.

Çizelge 4.17. VECM(8) için değişen varyanslılık testi

Ki-kare	sd	<i>p</i> -değeri			
620.5142	660	0.8623			
	R-kare	F(66,28)	<i>p</i> -değeri	Ki-kare(66)	<i>p</i> -değeri
art1*art1	0.6539	0.8014	0.7712	62.1178	0.6127
art2*art2	0.7057	1.0171	0.4961	67.0382	0.4412
art3*art3	0.7317	1.1571	0.3419	69.5141	0.3600
art4*art4	0.6620	0.8310	0.7347	62.8922	0.5857
art2*art1	0.7168	1.0737	0.4296	68.0941	0.4058
art3*art1	0.6529	0.7982	0.7752	62.0295	0.6158
art3*art2	0.7210	1.0962	0.4046	68.4930	0.3927
art4*art1	0.6316	0.7274	0.8543	60.0033	0.6844
art4*art2	0.6753	0.8822	0.6690	64.1506	0.5415
art4*art3	0.6837	0.9171	0.6234	64.9529	0.5134

4.4. Vektör Otoregresyon Analizi

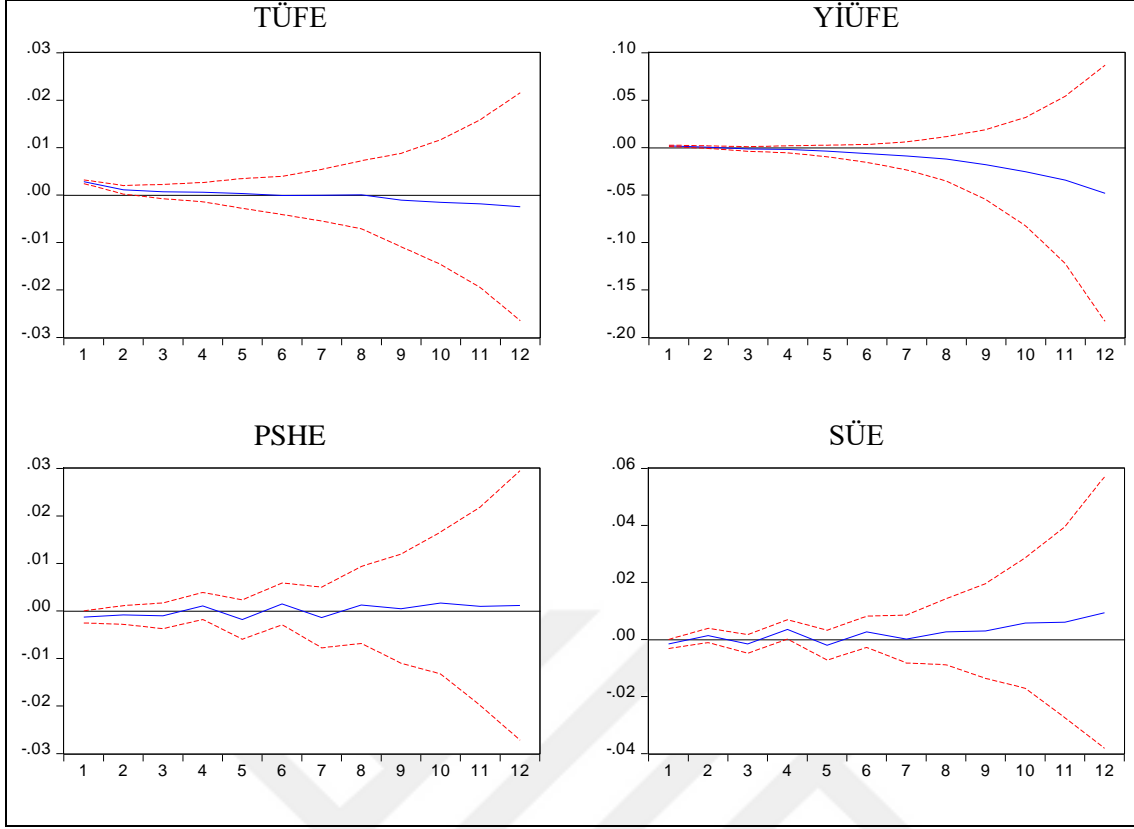
TÜFE, YİÜFE, PSHE ve SÜE değişkenleri arasında uzun dönemli ilişkilerin olduğu, yani eşbütünleşmenin olduğu, başka bir deyişle bu serilerin eşbütünleşik seriler olduğu tespit edilmiştir.

Uygun vektör hata düzeltme modeli ise VECM(8) olarak bulunmuştur. Bu modelin, gerekli varsayımları sağladığı kontrol edilmiştir. Varsayımlarda sorun olmadığı için VECM(8) üzerinden VAR analizi yapılarak değişkenler arasındaki etkiler ortaya çıkarılmıştır. Bu kapsamda değişkenlere ilişkin etki tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması sonuçları elde edilmiştir.

4.4.1. VECM(8) Modeline Ait Etki Tepki Fonksiyonu Grafikleri

Etki tepki fonksiyonları ile seriye bir birimlik şok verildiğinde modelde yer alan diğer serinin bu şoka gösterdiği tepki ölçülebilmektedir.

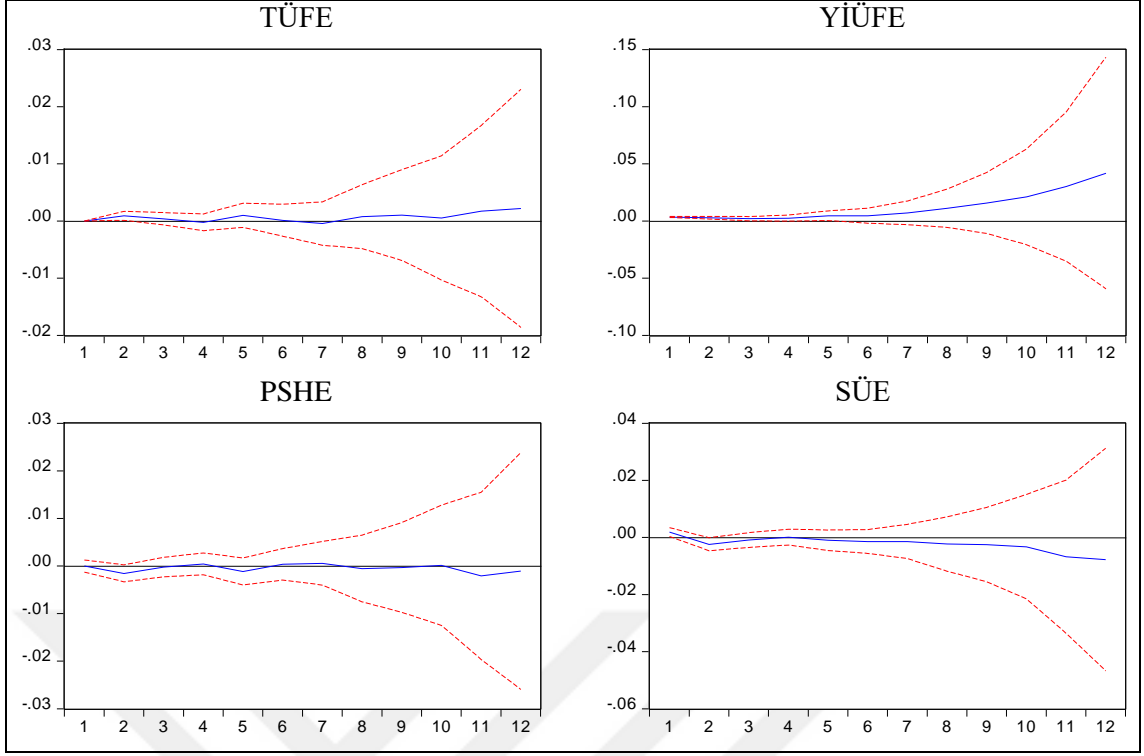
Bu bölümde, VECM(8) üzerinden oluşturulan etki tepki fonksiyonları grafikleri ile seriye verilen bir birimlik şokun diğer seride yaptığı etki gözlenmiştir. TÜFE serisinde yaşanan şoklara serinin kendisinin ve diğer serilerin verdiği tepkiyi gözlemlemek için Şekil 4.10'da verilen etki tepki fonksiyonları elde edilmiştir.



Şekil 4.10. TÜFE deđiřtiđinde etki tepki fonksiyonu grafikleri

Etki tepki fonksiyonlarıyla TÜFE serisine verilen bir birimlik řokun, seride ve diđer seriler üzerindeki etkisi yorumlanmıřtır:

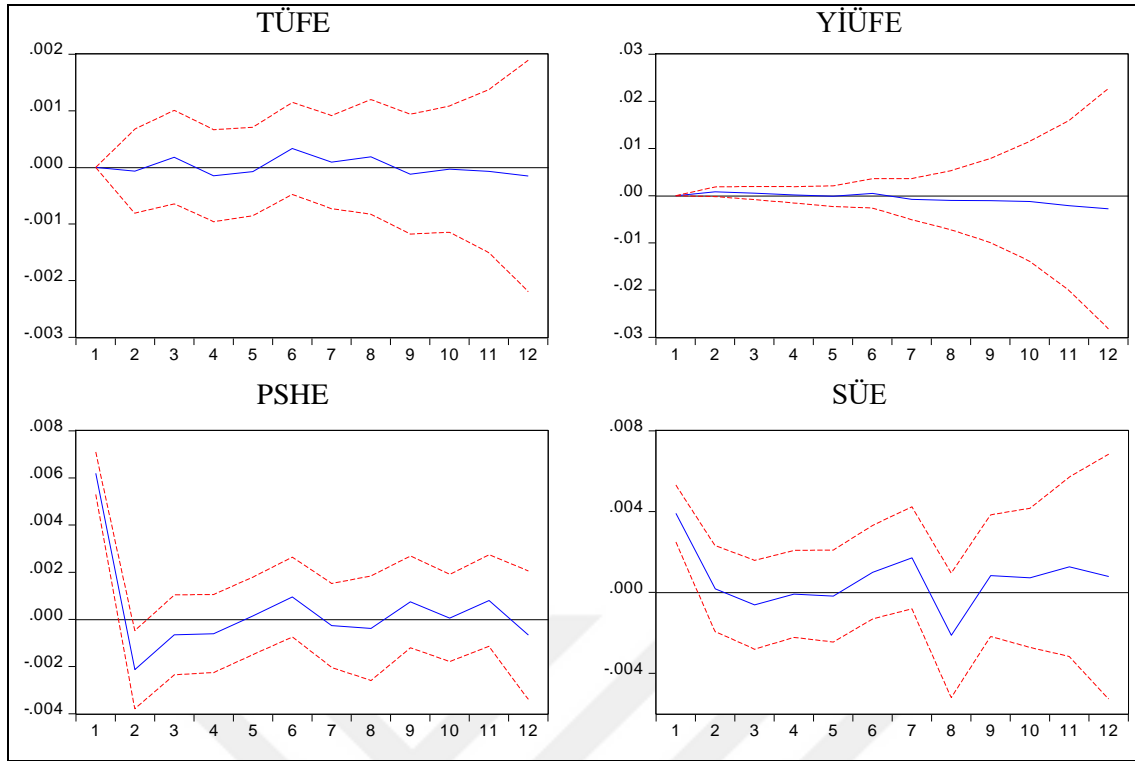
- ▲ TÜFE serisine verilen bir birimlik řok, bir dönem sonrasında seride bir miktar artışa neden olmuř ama sonrasında řokun etkisi kalmamıřtır.
- ▲ TÜFE deđiřkenine verilen bir birimlik řok, YİÜFE serisinde beř dönem sonrasına kadar önemli bir tepkiye neden olmazken altı dönem ve daha sonrasında gittikçe artan bir azalışa neden olmuřtur.
- ▲ TÜFE serisine verilen bir birimlik řok, PSHE serisinde birinci dönemden itibaren genel olarak ciddi bir deđiřikliğe neden olmamıřtır.
- ▲ TÜFE'ye verilen bir birimlik řokun etkisi, SÜE serisinde yedi dönem sonrasına kadar önemli bir tepkiye neden olmazken sekiz dönem ve daha sonrasında gittikçe artan bir artışa neden olmuřtur.



Şekil 4.11. YİÜFE değiştiğinde etki tepki fonksiyonu grafikleri

YİÜFE serisine verilen bir birimlik şokun serideki ve diğer serilerdeki etkilerini görmek amacıyla Şekil 4.11’de verilen etki tepki fonksiyonları yorumlanmıştır:

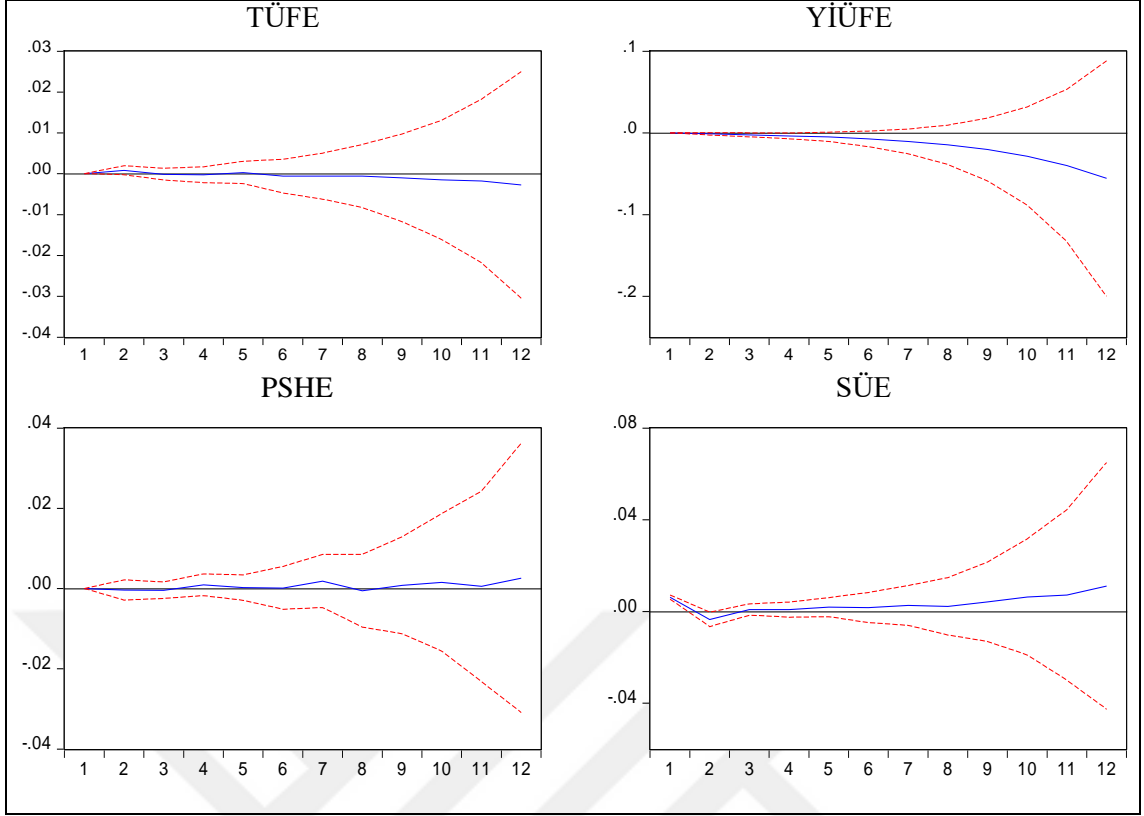
- ▲ YİÜFE’ye verilen bir birimlik şok, TÜFE serisinde birinci dönemden itibaren genel olarak ciddi bir değişikliğe neden olmamıştır.
- ▲ YİÜFE serisine verilen bir birimlik şok, seride dört dönem sonrasına kadar önemli bir tepkiye neden olmazken beş dönem ve daha sonrasında gittikçe artan bir artışa neden olmuştur.
- ▲ YİÜFE değişkenine verilen bir birimlik şok, PSHE serisinde birinci dönemden itibaren genel olarak ciddi bir değişikliğe neden olmamıştır.
- ▲ YİÜFE’ye verilen bir birimlik şok, SÜE serisinde on dönem sonrasına kadar önemli bir tepkiye neden olmazken on bir dönem ve daha sonrasında gittikçe artan bir azalışa neden olmuştur.



Şekil 4.12. PSHE değiştiğinde etki tepki fonksiyonu grafikleri

PSHE serisine verilen bir birimlik şokun seride ve diğer serilerde yarattığı etkiler Şekil 4.12'de verilen etki tepki fonksiyonları yardımıyla araştırılmıştır.

- ▲ PSHE serisine verilen bir birimlik şok, TÜFE serisinde bir dönem sonrasında önemli bir tepki yaratmamış ama sonrasında dalgalı bir tepkiye neden olmuştur.
- ▲ PSHE'ye verilen bir birimlik şok, YİÜFE serisinde birinci dönemden itibaren genel olarak ciddi bir değişikliğe neden olmamıştır.
- ▲ PSHE değişkenine verilen bir birimlik şok, seride bir dönem sonrasında sert bir artışa neden olurken, iki dönem sonrasında bir azalışa neden olup zaman içinde tepki dalgalanarak azalmıştır.
- ▲ PSHE serisine verilen bir birimlik şok, SÜE serisinde bir dönem sonrasında sert bir artışa neden olurken, zaman içinde tepki dalgalanarak azalmıştır.



Şekil 4.13. SÜE değiştiğinde etki tepki fonksiyonu grafikleri

SÜE serisine verilen bir birimlik şokun seride ve modeldeki diğer serilerde neden olduğu etkileri ortaya çıkarmak için Şekil 4.13'te verilen etki tepki fonksiyonları incelenmiştir.

- ▲ SÜE serisine verilen bir birimlik şok, TÜFE serisinde birinci dönemden itibaren genel olarak ciddi bir değişikliğe neden olmamıştır.
- ▲ SÜE'ye verilen bir birimlik şok, YİÜFE serisinde beş dönem sonrasına kadar önemli bir tepkiye neden olmazken altı dönem ve daha sonrasında gittikçe artan bir azalışa neden olmuştur.
- ▲ SÜE değişkenine verilen bir birimlik şok, PSHE serisinde birinci dönemden itibaren genel olarak ciddi bir değişikliğe neden olmamıştır.
- ▲ SÜE serisine verilen bir birimlik şok, seride altı dönem sonrasına kadar önemli bir tepkiye neden olmazken yedi dönem ve daha sonrasında gittikçe artan bir artışa neden olmuştur.

4.4.2. VECM(8) Modeline Ait Varyans Ayrıştırma Analizi

Etki tepki fonksiyonları ile meydana gelen şoklara karşılık serilerin verdiği tepki incelenmiştir. Bu bölümde ise varyans ayrıştırması ile serilerin açıklama miktarları araştırılmıştır.

EViews programı aracılığıyla elde edilen, serilere ilişkin varyans ayrıştırması sonuçları Çizelge 4.18'de yer almaktadır.

Varyans ayrıştırması, seriler temelinde incelenerek açıklama yüzdeleri hakkında yorum yapılabilir. Bu kapsamda, modelde yer alan seriler ile ilgili varyans ayrıştırması sonuçları incelenmiştir.

TÜFE serisine ait varyans ayrıştırması sonuçları serinin kendisi ve diğer seriler açısından yorumlanmıştır:

- ▲ TÜFE serisinin, bir dönem sonra sadece kendisi tarafından açıklandığı görülmüştür.
- ▲ TÜFE serisinin, iki dönem sonrasında yaklaşık olarak %85'i kendisi, %8'i YİÜFE ve %7'si SÜE tarafından açıklandığı gözlenmektedir. PSHE serisinin, TÜFE serisini açıklamadığı görülmüştür.
- ▲ TÜFE serisinin, on iki dönem sonrasında yaklaşık olarak %45'i kendisi, %31'i SÜE ve %24'ü YİÜFE tarafından açıklandığı tespit edilmiştir. PSHE serisinin, TÜFE serisini on iki dönem sonrasında da açıklamadığı görülmüştür.

YİÜFE serisine ait varyans ayrıştırması sonuçları serinin kendisi ve diğer seriler bakımından incelenmiştir:

- ▲ YİÜFE serisinin, bir dönem sonrasında kendisi tarafından yaklaşık %78'inin, TÜFE tarafından ise %22'sinin açıklandığı gözlenmiştir. PSHE ve SÜE serilerinin TÜFE serisini açıklamadığı görülmüştür.
- ▲ YİÜFE serisinin, iki dönem sonrasında yaklaşık %78'i kendisi, %14'ü TÜFE, %5'i SÜE ve %3'ü PSHE tarafından açıklandığı gözlenmektedir.

- ▲ YİÜFE serisinin, on iki dönem sonrasında yaklaşık olarak %43'ü SÜE, %32'si TÜFE ve %25'i kendisi tarafından açıklandığı belirlenmiştir. PSHE serisinin, YİÜFE serisini açıklamadığı görülmüştür.

PSHE serisine ilişkin varyans ayrıştırması yorumları serinin kendisi ve diğer seriler açısından verilmiştir:

- ▲ PSHE serisi, bir dönem sonra kendisi tarafından yaklaşık olarak %96'sı, TÜFE tarafından ise %4'ü açıklanmaktadır. YİÜFE ve SÜE serilerinin PSHE serisini açıklamadığı görülmüştür.
- ▲ PSHE serisinin, iki dönem sonrasında yaklaşık olarak %90'ı kendisi, %5'i YİÜFE ve %5'i TÜFE tarafından açıklandığı tespit edilmiştir. SÜE serisinin, PSHE serisini açıklamadığı görülmüştür.
- ▲ PSHE serisinin, on iki dönem sonrasında ise yaklaşık olarak %51'i kendisi, %21'i TÜFE, %17'si SÜE ve %11'i YİÜFE tarafından açıklandığı belirlenmiştir.

SÜE serisi için varyans ayrıştırması sonuçları serinin kendisi ve diğer seriler bakımından yorumlanmıştır:

- ▲ SÜE serisinin, bir dönem sonrasında yaklaşık %65'i kendisi, %25'i PSHE, %6'sı YİÜFE ve %4'ü TÜFE tarafından açıklandığı gözlenmiştir.
- ▲ SÜE serisinin, iki dönem sonrasında yaklaşık olarak %64'ü kendisi, %19'u PSHE, %11'i YİÜFE ve %6'sı TÜFE ile açıklandığı tespit edilmiştir.
- ▲ SÜE serisinin, on iki dönem sonrasında yaklaşık olarak %45'i kendisi, %30'u TÜFE, %21'i YİÜFE ve %4'ü PSHE tarafından açıklanmaktadır.

Çizelge 4.18. VECM(8) için varyans ayrıştırma sonuçları

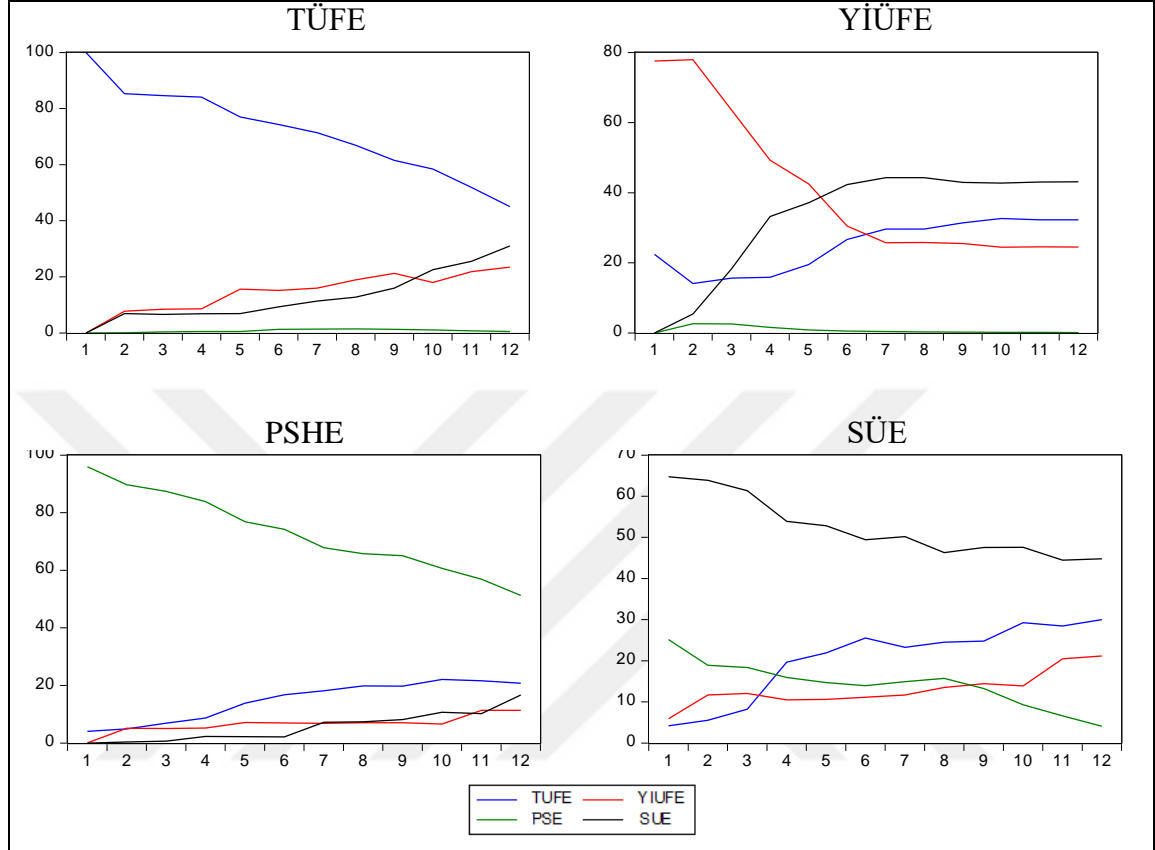
TÜFE					
Dönem	S.H.	TÜFE	YİÜFE	PSHE	SÜE
1	0.0028	100.0000	0.0000	0.0000	0.0000
2	0.0033	85.3103	7.7620	0.0415	6.8863
3	0.0034	84.6161	8.4589	0.3242	6.6008
4	0.0034	84.0803	8.6287	0.4982	6.7928
5	0.0036	77.0296	15.5829	0.4933	6.8943
6	0.0037	74.2710	15.1067	1.3049	9.3175
7	0.0038	71.3427	15.9523	1.3134	11.3916
8	0.0039	66.9208	18.8841	1.4586	12.7365
9	0.0043	61.4973	21.2367	1.2820	15.9840
10	0.0048	58.4607	18.0184	1.0156	22.5053
11	0.0057	51.8802	21.8533	0.7344	25.5321
12	0.0071	45.0600	23.4323	0.5149	30.9928

YİÜFE					
Dönem	S.H.	TÜFE	YİÜFE	PSHE	SÜE
1	0.0039	22.4295	77.5706	0.0000	0.0000
2	0.0051	14.0798	77.9320	2.5946	5.3937
3	0.0062	15.6331	63.5610	2.5290	18.2770
4	0.0079	15.8913	49.2950	1.5969	33.2168
5	0.0109	19.5215	42.4740	0.8406	37.1640
6	0.0153	26.6835	30.4703	0.5229	42.3233
7	0.0218	29.6269	25.7341	0.3786	44.2604
8	0.0309	29.6371	25.7977	0.2880	44.2772
9	0.0441	31.3735	25.4980	0.1990	42.9294
10	0.0621	32.6361	24.4591	0.1397	42.7651
11	0.0867	32.2569	24.5607	0.1305	43.0519
12	0.1212	32.2646	24.4918	0.1186	43.1250

PSHE					
Dönem	S.H.	TÜFE	YİÜFE	PSHE	SÜE
1	0.0063	4.0497	0.0005	95.9499	0.0000
2	0.0069	4.8999	5.0941	89.6937	0.3124
3	0.0070	6.8797	5.0388	87.4152	0.6663
4	0.0072	8.6829	5.1638	83.8761	2.2773
5	0.0076	13.7962	7.1634	76.8675	2.1729
6	0.0078	16.7234	6.9768	74.2068	2.0930
7	0.0081	18.1362	6.8349	67.8256	7.2034
8	0.0083	19.8687	7.0258	65.7244	7.3811
9	0.0084	19.7692	7.0288	65.0928	8.1093
10	0.0087	22.0523	6.5845	60.6989	10.6644
11	0.0090	21.5743	11.3381	56.8854	10.2022
12	0.0095	20.7547	11.3465	51.2507	16.6480

SÜE					
Dönem	S.H.	TÜFE	YİÜFE	PSHE	SÜE
1	0.0078	4.1801	5.9067	25.1560	64.7573
2	0.0090	5.5528	11.6492	18.8963	63.9017
3	0.0092	8.1995	12.0771	18.3637	61.3597
4	0.0099	19.6764	10.4873	15.9389	53.8974
5	0.0103	21.9314	10.5730	14.6919	52.8037
6	0.0110	25.5290	11.1191	13.9229	49.4291
7	0.0115	23.2458	11.6721	14.8934	50.1887
8	0.0124	24.5052	13.5036	15.6950	46.2962
9	0.0137	24.8013	14.4048	13.2611	47.5328
10	0.0165	29.2424	13.8641	9.3268	47.5667
11	0.0202	28.4712	20.4657	6.6107	44.4525
12	0.0261	29.9967	21.1506	4.0515	44.8012

Varyans ayrıştırması sonuçlarını grafiklerle daha genel bir şekilde yorumlamak mümkün olmaktadır. Şekil 4.14'te, TÜFE, YİÜFE, PSHE ve SÜE serilerinin varyans ayrıştırma sonuçlarının karşılaştırmalı olarak çizdirilmiş grafikleri yer almaktadır.



Şekil 4.14. Varyans ayrıştırması grafikleri

Varyans ayrıştırma grafikleri incelendiğinde, ilk dönemlerde değişkenlerin kendi serilerini açıklama miktarlarının diğer serilerin açıklama miktarlarına göre yüksek olduğu gözlenmektedir. Varyans ayrıştırması sonuçlarında ilk dönemlerde serilerin kendini açıklama miktarlarının yüksek olması beklenmektedir. Bu durumun, çalışmada ele alınan seriler tarafından sağlandığı grafiklerden anlaşılmaktadır.

TÜFE serisine ilişkin varyans ayrıştırma grafiği incelendiğinde kendisinin açıklama miktarının giderek azaldığı, dönemler ilerledikçe kendisi yerine YİÜFE ve SÜE serilerinin açıklama miktarlarının arttığı gözlenmektedir. Grafikten de açık bir şekilde görüldüğü gibi TÜFE serisini PSHE serisi açıklayamamaktadır.

Varyans ayrıştırma grafiklerinden, YİÜFE serisinin grafiği incelendiğinde kendisinin açıklama miktarının ilerleyen dönemlerde azaldığı kendisi yerine SÜE ve TÜFE serilerinin açıklama miktarlarının arttığı ortaya çıkmaktadır. Grafikten de açık bir şekilde görüldüğü gibi YİÜFE serisini PSHE serisi açıklayamamaktadır.

PSHE serisinin grafiğinde ise serinin kendisini açıklama payının giderek azaldığı ilerleyen dönemlerde kendisi yerine TÜFE, YİÜFE ve SÜE serilerinin açıklama miktarlarının arttığı ortaya çıkmaktadır.

SÜE serisinin varyans ayrıştırması grafiği incelendiğinde serinin kendisinin ve PSHE serisinin açıklama miktarlarının zamanla azaldığı onların yerine TÜFE ve YİÜFE serilerinin açıklama miktarlarının arttığı tespit edilmiştir.

4.5. Nedensellik Analizi

TÜFE, YİÜFE, PSHE ve SÜE serileri birinci dereceden bütünleşik seriler olarak tespit edilmiştir. Seriler arasındaki nedensellik ilişkisi incelemek için varsayımları sağlayan en uygun model olan VECM(8) üzerinden nedensellik analizi yapılmıştır.

4.5.1. Kısa Dönemli Nedensellik

Seriler arasındaki kısa dönemli nedensellik ilişkisi Çizelge 4.19’da verilen Granger nedensellik testi ile araştırılmıştır. Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkileri Wald testi kullanılarak değerlendirilmiştir.

Granger nedensellik testini uygulamak için

H_0 : X serisi Y serisinin nedeni değildir.

H_1 : X serisi Y serisinin nedenidir.

şeklinde ifade edilen yokluk hipotezi alternatif hipoteze karşı test edilir.

Hipotez testinde $p < \alpha$ olması durumunda yokluk hipotezi reddedilir. Bu durumda, “X serisi Y serisinin nedenidir” şeklinde yorumlanır.

Granger nedensellik testinde bağımlı değişken TÜFE serisi olduğunda, hipotez testleri yapılarak nedensellik ilişkisi durumu ortaya çıkarılmıştır.

Çizelge 4.19. Granger nedensellik testi sonuçları

Bağımlı Değişken: TÜFE	Ki-kare	sd	<i>p</i> -değeri
YİÜFE	11.7893	8	0.1609
PSHE	3.2279	8	0.9193
SÜE	7.0482	8	0.5314
Genel	31.4748	24	0.1406

Bağımlı Değişken: YİÜFE	Ki-kare	sd	<i>p</i> -değeri
TÜFE	11.5179	8	0.1740
PSHE	9.1356	8	0.3310
SÜE	9.6030	8	0.2940
Genel	27.3256	24	0.2895

Bağımlı Değişken: PSHE	Ki-kare	sd	<i>p</i> -değeri
TÜFE	8.7715	8	0.3619
YİÜFE	13.1496	8	0.1068
SÜE	7.3678	8	0.4975
Genel	31.7112	24	0.1343

Bağımlı Değişken: SÜE	Ki-kare	sd	<i>p</i> -değeri
TÜFE	15.1382	8	0.0565
YİÜFE	5.9520	8	0.6526
PSHE	8.4770	8	0.3883
Genel	33.1279	24	0.1014

▲ H_0 : YİÜFE, TÜFE serisinin nedeni değildir.

H_1 : YİÜFE, TÜFE serisinin nedenidir.

$p=0.1609>0.05$ olduğu için yokluk hipotezi reddedilemez. YİÜFE, TÜFE serisinin nedeni değildir.

▲ H_0 : PSHE, TÜFE serisinin nedeni değildir.

H_1 : PSHE, TÜFE serisinin nedenidir.

$p=0.9193>0.05$ olduğundan PSHE, TÜFE serisinin nedeni değildir.

▲ H_0 : SÜE, TÜFE serisinin nedeni değildir.

H_1 : SÜE, TÜFE serisinin nedenidir.

$p=0.5314>0.05$ olduğundan SÜE, TÜFE serisinin nedeni değildir.

Bağımlı değişken YİÜFE serisi olduğunda hipotez testleri oluşturularak nedensellik ilişkisi incelenmiştir.

▲ H_0 : TÜFE, YİÜFE serisinin nedeni değildir.

H_1 : TÜFE, YİÜFE serisinin nedenidir.

$p=0.1740>0.05$ olduğu için yokluk hipotezi reddedilemez. TÜFE, YİÜFE serisinin nedeni değildir.

- ▲ H_0 : PSHE, YİÜFE serisinin nedeni değildir.
 H_1 : PSHE, YİÜFE serisinin nedenidir.
 $p = 0.3310 > 0.05$ olduğundan PSHE, YİÜFE serisinin nedeni değildir.
- ▲ H_0 : SÜE, YİÜFE serisinin nedeni değildir.
 H_1 : SÜE, YİÜFE serisinin nedenidir.
 $p = 0.2940 > 0.05$ olduğundan SÜE, YİÜFE serisinin nedeni değildir.

Bağımlı değişken PSHE serisi olduğunda ilgili hipotez testleri kullanılarak nedensellik ilişkisi araştırılmıştır.

- ▲ H_0 : TÜFE, PSHE serisinin nedeni değildir.
 H_1 : TÜFE, PSHE serisinin nedenidir.
 $p = 0.3619 > 0.05$ olduğu için yokluk hipotezi reddedilemez. TÜFE, PSHE serisinin nedeni değildir.
- ▲ H_0 : YİÜFE, PSHE serisinin nedeni değildir.
 H_1 : YİÜFE, PSHE serisinin nedenidir.
 $p = 0.1068 > 0.05$ olduğundan YİÜFE serisi PSHE serisinin nedeni değildir.
- ▲ H_0 : SÜE, PSHE serisinin nedeni değildir.
 H_1 : SÜE, PSHE serisinin nedenidir.
 $p = 0.4975 > 0.05$ olduğundan SÜE, PSHE serisinin nedeni değildir.

Bağımlı değişken SÜE serisi olduğu durumda hipotez testleri oluşturularak nedensellik ilişkisi araştırılmıştır.

- ▲ H_0 : TÜFE, SÜE serisinin nedeni değildir.
 H_1 : TÜFE, SÜE serisinin nedenidir.
 $p = 0.0565 > 0.05$ olduğu için yokluk hipotezi reddedilemez. TÜFE, SÜE serisinin nedeni değildir. Ancak yanılma düzeyi 0.05 yerine 0.10 alınırsa, $p = 0.0565 < 0.10$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilir, bu durumda %10 yanılma düzeyinde TÜFE serisi SÜE serisinin bir nedeni olur.

▲ H_0 : YİÜFE, SÜE serisinin nedeni değildir.

H_1 : YİÜFE, SÜE serisinin nedenidir.

$p=0.6526>0.05$ olduğundan YİÜFE serisi SÜE serisinin nedeni değildir.

▲ H_0 : PSHE, SÜE serisinin nedeni değildir.

H_1 : PSHE, SÜE serisinin nedenidir.

$p=0.3883>0.05$ olduğundan PSHE, SÜE serisinin nedeni değildir.

Sonuç olarak, Granger nedensellik analizi sonuçları incelendiğinde, %5 yanılma düzeyinde seriler arasında kısa dönemli nedensellik ilişkisi bulunmadığı ama %10 yanılma düzeyinde TÜFE serisinin SÜE serisinin nedeni olduğu ortaya çıkmaktadır.

4.5.2. Uzun Dönemli Nedensellik

Eşbütünleşme analizi sonucunda, birinci dereceden bütünleşik seriler mevcut olduğu için uzun dönemli ilişkinin varlığı söz konusu olabilir. Bu kapsamda seriler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı araştırılabilir.

Uzun dönemli nedenselliği test etmek için VECM(8) modelindeki eşbütünleşme denkleminin hata serisi, yani hata düzeltme terimi olan “Cointeq01” serisinin katsayıları dikkate alınmıştır. Bu katsayılar Çizelge 4.20’de verilmiştir. Çizelgede katsayıların altında sırasıyla standart hata ve t -istatistiği değerleri yer almaktadır.

Çizelge 4.20. Uzun dönemli nedensellik testi sonuçları

	TÜFE	YİÜFE	PSHE	SÜE
COINTEQ01	-0.4901	0.3421	0.3255	-0.3928
	(0.2174)	(0.3041)	(0.4907)	(0.6042)
	[-2.2540]	[1.1248]	[0.6633]	[-0.6501]

Uzun dönemli nedenselliği araştırmak için ilgili hipotez testleri kullanılmıştır. Hipotez testlerine ilişkin kararlar seriler temelinde verilmiştir.

▲ H_0 : TÜFE serisinde uzun dönemli nedensellik yoktur.

H_1 : TÜFE serisinde uzun dönemli nedensellik vardır.

şeklinde kurulan hipotez testinde $t=|-2.2540|>t_{\text{tablo}}=1.96$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilir. Dolayısıyla, %5 yanılma düzeyinde TÜFE serisi için uzun dönemli nedensellik olduğu tespit edilmiştir.

▲ H_0 : YİÜFE serisinde uzun dönemli nedensellik yoktur.

H_1 : YİÜFE serisinde uzun dönemli nedensellik vardır.

$t=1.1248<t_{\text{tablo}}=1.96$ 'dır. Bu durumda, yokluk hipotezi reddedilemez. Yani, %5 yanılma düzeyinde, YİÜFE serisi için uzun dönemli nedensellik olmadığı söylenir.

▲ H_0 : PSHE serisinde uzun dönemli nedensellik yoktur.

H_1 : PSHE serisinde uzun dönemli nedensellik vardır.

$t=0.6633<t_{\text{tablo}}=1.96$ olduğundan PSHE serisi için uzun dönemli nedensellik yoktur.

▲ H_0 : SÜE serisinde uzun dönemli nedensellik yoktur.

H_1 : SÜE serisinde uzun dönemli nedensellik vardır.

$t=|-0.6501|<t_{\text{tablo}}=1.96$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilemez. Dolayısıyla, %5 yanılma düzeyinde, SÜE serisi için uzun dönemli nedensellik olmadığı belirlenmiştir.

Uzun dönemli nedensellik testi sonucunda, TÜFE, YİÜFE, PSHE ve SÜE serileri için %5 yanılma düzeyinde, sadece TÜFE serisinde uzun dönemli nedensellik olduğu tespit edilmiştir.

5. TARTIŞMA VE SONUÇ

Çalışmada Türkiye ekonomisi için kısa dönemli takip imkanı veren önemli endekslerden tüketici fiyat endeksi, yurt içi üretici fiyat endeksi, perakende satış hacim endeksi ve sanayi üretim endeksi arasındaki ilişki yapısı araştırılmıştır. Endekslere ilişkin veriler 2010:01-2018:08 için Türkiye İstatistik Kurumu internet sitesinden elde edilmiştir. Çalışmada yer alan endekslerin temel yılı farklı olmasından dolayı öncelikle endeks rakamları aynı temel yıllı olacak şekilde dönüştürülmüştür.

Analizler öncesinde serilerin durağanlığı ADF birim kök testi ve otokorelasyon grafikleriyle incelenmiştir. Değişkenlerin hepsinin I(1) serisi olduğu tespit edilmiştir. Dolayısıyla, seriler arasında eşbütünleşme olabileceği düşünülmüş bu doğrultuda Johansen eşbütünleşme testine başvurulmuştur. Eşbütünleşme testini uygulayabilmek için VAR modelinin uygun gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiş, daha sonra maksimum özdeğer istatistiği ile Schwarz kriteri dikkate alınarak en uygun eşbütünleşme denklemi sabit terim ve trend içeren doğrusal model olarak tespit edilmiştir. Bu nedenle, VAR modelinin derecesinin 1, eşbütünleşme denkleminde ise sabit terim ve trend içeren doğrusal model dikkate alınarak Johansen eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Maksimum özdeğer istatistiğine göre seriler arasında eşbütünleşme olduğu ve bir tane eşbütünleşme denklemi olduğu görülmüştür. Böylelikle, değişkenler arasında uzun dönemli denge ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Eşbütünleşme denklemi sonucunda, YİÜFE, PSHE ve SÜE serilerinin uzun dönemde TÜFE serisi üzerinde istatistiksel olarak önemli etkisi olduğu ve YİÜFE serisinde %1 oranında artışın TÜFE serisinde %0.42'lik artışa sebep olduğu, PSHE serisindeki %1'lik artışın TÜFE serisini %0.18 oranında artış yönünde etkilediği, SÜE serisinde %1 oranında artışın ise TÜFE serisinde %0.40'lık azalış etkisi yarattığı tespit edilmiştir.

Çalışmada yer alan seriler eşbütünleşik olduğundan vektör hata düzeltme modeli oluşturulmaya çalışılmıştır. Eşbütünleşme vektör sayısı 1 ile sabit ve trend içeren doğrusal model seçilerek VECM tahmin edilmiştir. Ancak, bu model tahmininden elde edilen artıklar otokorelasyonlu olması sebebiyle varsayımların sağlanmadığı görülmüştür. Sonrasında, en uygun model oluşturulmaya çalışılmıştır ve fark serileri üzerinden VECM modeli belirlenme aşamasına geçilmiştir. Uygun model tespit edilirken VAR modeline “cointeq01” serisi dahil edilerek VECM modeli yaratılarak 1'inci gecikmeden 18'inci

gecikmeye kadar tüm gecikmeler denenmiştir. Model seçimi ilk olarak Schwarz kriteri dikkate alınarak yapılmıştır. Artıkların akgürültü varsayımını sağladığı en küçük Schwarz değeri 6'ncı gecikmede olduğundan VECM(6) en iyi model olarak düşünülmüştür. Bu modelin varsayımları sağlayıp sağlamadığı kontrol edilmiştir. Modelden elde edilen artıklarda serisel otokorelasyon olmadığı ancak artıkların normal dağılmadığı tespit edilmiştir. Bu nedenle, bir sonraki en küçük Schwarz kriteri değerine sahip olan VECM(7) dikkate alınmıştır. Aynı şekilde, bu modele ilişkin artıkların da normal dağılmadığı tespit edilmiştir. Dolayısıyla, ondan bir sonraki en küçük Schwarz kriteri dikkate alınarak VECM(8)'in en uygun model olup olmadığı araştırılmıştır. Bu modele ilişkin artıklarda LM testine göre serisel otokorelasyon olmadığı tespit edilmiştir. Ayrıca, artıklar da normal dağılıma uygun dağılmış ve değişen varyanslılık sorunu olmadığı görülmüştür. Böylelikle, varsayımları sağlayan VECM(8) modeli en uygun model olarak belirlenmiştir.

VECM(8) modeli üzerinden VAR analizi yapılarak serilerin birbirlerini etkileme ve açıklama durumları incelenmiştir. VAR analizi kapsamında değişkenlerin bir birimlik şok karşısında gösterdikleri tepkileri gözlemek için etki tepki fonksiyonları elde edilmiştir.

Etki tepki fonksiyonu grafikleri incelendiğinde, genel olarak tüketici fiyat endeksi, yurt içi üretici fiyat endeksi ve sanayi üretim endeksi serilerinde yaşanan bir birimlik şoka karşılık tüketici fiyat endeksi ve perakende satış hacim endeksi serileri önemli bir tepki vermezken, perakende satış hacim endeksi serisinde yaşanan bir birimlik şoka karşılık da yurt içi üretici fiyat endeksi serisi önemli bir tepki vermemiştir. Bunun dışında yaşanan bir birimlik şoklar sonucunda seriler ya dalgalı ya da belli bir dönemden sonra artış ya da azalış yönünde tepkiler vermişlerdir.

Etki tepki fonksiyonları sonrasında varyans ayrıştırması analizi yapılarak serilerin birbirlerini açıklama miktarları incelenmiştir. TÜFE serisi için dönemler ilerledikçe kendisini açıklama miktarının giderek azaldığı, kendisinin yerine YİÜFE ve SÜE serilerinin açıklama miktarlarının arttığı tespit edilmiştir. YİÜFE serisi için de dönemler ilerledikçe kendisini açıklama miktarının giderek azaldığı, kendisinin yerine SÜE ve TÜFE serilerinin açıklama miktarlarının arttığı ortaya çıkmıştır. Benzer şekilde, PSHE serisi için dönemler ilerledikçe kendisini açıklama miktarının giderek azaldığı, kendisinin

yerine TÜFE, YİÜFE ve SÜE serilerinin açıklama miktarlarının arttığı gözlenmiştir. Son olarak, SÜE serisi için dönemler ilerledikçe kendisinin ve PSHE serisinin açıklama miktarlarının zamanla azaldığı, onların yerine TÜFE ve YİÜFE serilerinin açıklama miktarlarının arttığı tespit edilmiştir. Ayrıca, TÜFE ve YİÜFE serilerini PSHE serisinin açıklayamadığı sonucuna varılmıştır.

Seriler arasındaki nedensellik ilişkisini incelemek için VECM(8) üzerinden Granger nedensellik analizi yapılmıştır. Kısa dönemli nedensellik analizi sonucunda, %5 yanılma düzeyinde seriler arasında nedensellik ilişkisi bulunamamış ancak %10 yanılma düzeyinde TÜFE serisinin SÜE serisinin nedeni olduğu tespit edilmiştir.

Uzun dönemli nedensellik analizi sonucunda ise TÜFE, YİÜFE, PSHE ve SÜE serileri için %5 yanılma düzeyinde, sadece TÜFE serisinde uzun dönemli nedensellik olduğu görülmüştür.

Sonuç olarak tez çalışmasında tüketici fiyatlarındaki değişimin kaynaklarını tespit etmek için seçilmiş göstergelerin dahil edildiği ekonometrik zaman serileri analizleri yapılmıştır. Araştırma bulgularıyla tüketici fiyatlarında artış ve azalışa neden olan göstergeler açığa çıkarılmıştır. Üreticiler tarafından oluşturulan fiyatlar üretim maliyeti, işyeri politikası, mevsimsellik vb. durumlar yanında özellikle döviz kuru geçişkenliği yüksek olan sektörlerde kur değişiminden de etkilenebilmektedir. Üreticiler maliyetlerden ve kur değişiminden kaynaklanan artışları bir süre sonra tüketiciye yansıtma durumunda kalmaktadır. Ancak tüketiciye yansıtılan artış oranı daha düşük olabilmektedir. Bu çalışmada da uzun dönemde üretici fiyatlarındaki artışın tüketiciye aynı oranda yansımadağı, üretici fiyatlarındaki artış miktarının yaklaşık yarısı kadarının tüketici fiyatlarına yansıdığı tespit edilmiştir. Yani uzun dönemde üretim maliyetleri arttıkça tüketici fiyatlarının arttığı gözlenmiştir. Tüketici talebinin önemli göstergelerinden perakende satış hacim endeksinin de tüketici fiyatlarını tetikleyen değişkenler arasında yer aldığı düşünülmektedir. Üreticilerin yaptığı fiyat artışlarının perakendeciler kanalıyla tüketiciye taşındığı söylenebilir. Bu nedenle perakendecilerin satış hacimlerindeki değişimlerin tüketici fiyatları üzerinde etkili olacağı açıktır. Bu sonuca benzer olarak çalışmada uzun dönemde perakende satış hacmindeki artış miktarının yaklaşık beşte biri kadarının tüketici fiyatlarına geçtiği açığa çıkarılmıştır. Başka bir ifadeyle perakende, satış yani talep baskısı arttığında tüketici fiyatlarının

yükselmeye başladığı tespit edilmiştir. Tüketici fiyatlarının hareketlerinde büyüme göstergelerinden olan sanayi üretim de etkili olabilmektedir. Bu kapsamda analiz sonuçlarında uzun dönemde sanayi üretim artış miktarının yaklaşık yarısı kadar orandaki azalışın tüketici fiyatlarına yansıdığı ortaya çıkarılmıştır. Sanayi üretim arttıkça arz fazlası oluşmaktadır. Bu durumdan tüketici fiyatları negatif etkilenmektedir. Böylelikle uzun dönemde üretim arttıkça işletme fiyatını düşürmektedir. Bu noktada arz yönlü iktisatın baskın olduğu gözlenmiştir. Çalışmada %10 yanılma düzeyinde kısa dönemde tüketici fiyatlarının sanayi üretimin nedeni olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca üretici fiyatları, perakende satış hacim ve sanayi üretim göstergelerinin dahil edildiği sistemde tüketici fiyatları üzerinde uzun dönemli nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu bilgi doğrultusunda üretici fiyatlarının, perakende satışların ve üretimin tüketici fiyatları üzerinde etkili olduğu, politika yapıcıları tarafından bu değişkenlerin yakından izlenmesinin fayda sağlayacağı düşünülmektedir.

KAYNAKLAR

- Akçay, S., The Causal Relationship between Producer Price Index and Consumer Price Index: Empirical Evidence from Selected European Countries, *International Journal of Economics and Finance*, 3, 6 (2011) 227-232.
- Akdi, Y., Zaman Serileri Analizi (Birim Kökler ve Kointegrasyon), Gazi Kitabevi, Genişletilmiş 2.Baskı, Ankara, 2010.
- Akdi, Y., Berument, H., Cilasun, S.Y., The Relationship Between Different Price Indices: Evidence from Turkey, *Physical A: Statistical Mechanics and its Applications*, 360 (2006) 483-492.
- Akyazı, H., Ekinci, A., Enflasyon Hedeflemesi, Büyüme ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, *Bankacılar Dergisi*, 68 (2009) 3-19.
- Akyüz, H., E., Vektör Otoregresyon (VAR) Modeli ile İklimsel Değişkenlerin İstatistiksel Analizi, 10, 2 (2018) 183-192.
- Çağlayan, E., Saçaklı, N, Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Sıfır Frekansta Spektrum Tahmincisine Dayanan Birim Kök Testleri ile İncelenmesi, *Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi*, 20 (2006)121-137.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A., Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 4 (1981) 1057-1072.
- Enders, W., *Applied Econometric Time Series*, Second Edition, John Wiley and Sons, New York, 2004.
- Engle, R. F., Granger, C. W. J. Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing, *Econometrica*, 55, 2 (1987) 251-276.
- Ghazali, M.F., Yee, O.A, Muhammad, M.Z., Do Producer Prices Cause Consumer Prices? Some Empirical Evidence, *International Journal of Business and Management*, 3 (2008) 78-82.
- Granger, C. W. J., Investigating Causal Relationships by Econometric Models and Cross-Spectral Models, *Econometrical*, 37, 3 (1969) 424-438.

- Granger, C. W. J., Some Properties of Time Series Data and Their Use in Econometric Model Specification, *Journal of Econometrics*, 16 (1981) 121-130.
- Gujarati, D.N., Temel Ekonometri (Basic Econometrics) Çevirenler: Ümit Şenesen ve Gülay Günlük Şenesen, Literatür Yayıncılık, İstanbul, 2001.
- Harris, R., Sollis, R., Applied Time Series Modelling and Forecasting, John Wiley&Sons Ltd, England, 2003.
- Hylleberg, S., Engle, R.F., Granger, C.W.J., Yoo, B.S. 1990. Seasonal Integration and Cointegration, *Journal of Econometrics*, 44 (1990) 215-238.
- IMF, Producer Price Index Manual, International Monetary Fund, 2010.
- Johansen, S., Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (1988) 1-32.
- Johansen, S., Juselius, K., Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 2 (1990) 169-210.
- Kadılar, C., SPSS Uygulamalı Zaman Serileri Analizine Giriş, Bizim Büro Basımevi, İkinci Baskı, Ankara, 2009.
- Kadılar, C., Uygulamalı Çok Değişkenli Zaman Serileri Analizi, Bizim Büro Basımevi, Ankara, 2000.
- Korkulu, A., Yılmaz, B., Türkiye’de Büyüme-Enflasyon İlişkisi: Granger Nedensellik Analizi (1939-2013), 3, 13 (2017) 85-93.
- Öner, H., Tüfe ve Yurt İçi Üfe Enflasyon Oranları ile Alt Enflasyon Kalemleri Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi, Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 11, 4 (2018) 129-142.
- Özçelik, Ö, Uslu, N., Ekonomik Büyüme, İşsizlik ve Enflasyon Arasındaki İlişkinin VAR Modeli ile Analizi: Türkiye Örneği (2007 - 2014), *Ekev Akademi Dergisi*, 21, 69 (2017) 31-51.
- Pappas, C. P., Papadas, C., T., Farm Production Costs, Producer Prices and Retail Food Prices: A Cointegration Analysis, AUA Working Paper Series, 2015.
- Phillips, P.C.B, Perron, P., Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, 2 (1988) 335-346.

- Piboonrugroj P., 2. Index Number, ECON304 (Economic Statistics), Faculty of Economics, Chiang Mai University, **2013**.
- Saraç, T. B., Karagöz, K., Türkiye’de Tüketici ve Üretici Fiyatları Arasındaki İlişki: Yapısal Kırılma ve Sınır Testi, Maliye Dergisi, 159 (**2010**) 220-232.
- Sevüktekin M., Nargeleçekenler M., Ekonometrik Zaman Serileri Analizi, Geliştirilmiş 3.Baskı, Nobel Yayın Dağıtım, **2010**.
- Sims, C. A., Money, Income and Causality, The American Economic Review, 62 (**1972**) 540-552.
- Soto, R. , Tapia, M., Seasonal Cointegration and the Stability of the Demand for Money, Central Bank of Chile Working Papers, 103, **2001**.
- Şen, A., Taşar, İ., Açı, Y., Türkiye’de Enflasyonla Büyümeye Yönelik Yeni Kanıtlar, Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 6, 1, 1-10 (**2016**).
- Tarı, R., Abasız, T., Pehlivanoğlu, F., Tefe (Üfe)-Tüfe Fiyat Endeksleri Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Frekans Alanı Yaklaşımı, Akdeniz İBBF Dergisi, 24 (**2012**) 1-15.
- TÜİK, Perakende Satış Endeksleri, Haber Bülteni, İstatistiksel Tablolar ve Metaveri **2019** (http://tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1098, Erişim Tarihi: 12.02.2019).
- TÜİK, Sanayi Üretim Endeksi, Haber Bülteni, İstatistiksel Tablolar ve Metaveri **2019** (http://tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1024, Erişim Tarihi: 16.02.2019).
- TÜİK, Tüketici Fiyat Endeksi, Haber Bülteni, İstatistiksel Tablolar ve Metaveri **2019** (http://tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1014, Erişim Tarihi: 15.02.2019).
- TÜİK, Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi, Haber Bülteni, İstatistiksel Tablolar ve Metaveri **2019** (http://tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1076, Erişim Tarihi: 15.02.2019).
- UN, International Recommendations for the Index of Industrial Production, United Nations Statistics Division, New York, **2010**.
- Volkan Ü., Ergün, U., The Relationship between Consumer Price and Producer Price Indices in Turkey, International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences, 3, 1 (**2014**) 1-18.

Yenipazarlı, A., Ekonomik Özgürlükler ve Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi: Türkiye Üzerine Bir Zaman Serisi Analizi, Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, **2009**.





HACETTEPE ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
YÜKSEK LİSANS/~~DOKTORA~~ TEZ ÇALIŞMASI ORJİNALLİK RAPORU

HACETTEPE ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İSTATİSTİK ANABİLİM DALI BAŞKANLIĞI'NA

Tarih: 27/06/2019

Tez Başlığı / Konusu: Bazı Makroekonomik Göstergelerle Tüketici Fiyat Endeksi Arasındaki İlişkinin İncelenmesi:
Türkiye Örneği

Yukarıda başlığı/konusu gösterilen tez çalışmamın a) Kapak sayfası, b) Giriş, c) Ana bölümler d) Sonuç kısımlarından oluşan toplam 69 sayfalık kısmına ilişkin, 27/06/2019 tarihinde tez danışmanım tarafından *Turnitin* adlı intihal tespit programından aşağıda belirtilen filtrelemeler uygulanarak alınmış olan orijinallik raporuna göre, tezimin benzerlik oranı % 6'dır.

Uygulanan filtrelemeler:

- 1- Kaynakça hariç
- 2- Alıntılar hariç
- 3- 5 kelimedenden daha az örtüşme içeren metin kısımları hariç

Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Tez Çalışması Orjinallik Raporu Alınması ve Kullanılması Uygulama Esasları'nı inceledim ve bu Uygulama Esasları'nda belirtilen azami benzerlik oranlarına göre tez çalışmamın herhangi bir intihal içermediğini; aksinin tespit edileceği muhtemel durumda doğabilecek her türlü hukuki sorumluluğu kabul ettiğimi ve yukarıda vermiş olduğum bilgilerin doğru olduğunu beyan ederim.

Gereğini saygılarımla arz ederim.

Ü. Selin

27.06.2019

Tarih ve İmza

Adı Soyadı: Ü. Selin TEKİN
Öğrenci No: N14323506
Anabilim Dalı: İstatistik
Programı: Tezli Yüksek Lisans
Statüsü: Y.Lisans Doktora Bütünleşik Dr.

DANIŞMAN ONAYI

UYGUNDUR.

Prof. Dr. Cem Kadıkar

C. Kadıkar

(Unvan, Ad Soyad, İmza)

ÖZGEÇMİŞ

Adı Soyadı : Ümmü Selin TEKİN
Doğum yeri : Ankara
Doğum tarihi : 25.09.1989
Medeni hali : Bekar
Elektronik posta adresi : selintekin25@gmail.com
Yabancı dili : İngilizce

EĞİTİM DURUMU

Lisans : Hacettepe Üniversitesi Fen Fakültesi İstatistik Bölümü
Yüksek Lisans : Hacettepe Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü İstatistik
Anabilim Dalı

İŞ TECRÜBESİ

2015- ... : T.C. Ulaştırma ve Altyapı Bakanlığı, Deniz ve İçsular
Düzenleme Genel Müdürlüğü - Denizcilik Uzmanı