

**TÜKETİCİ FİYAT ENDEKSİ İLE
ÜRETİCİ FİYAT ENDEKSİ ARASINDAKİ GEÇİŞKENLİĞİN
İNCELENMESİ**

**Doç. Dr. Önder BÜBERKÖKÜ
Doç. Dr. Celal KIZILDERE**

*Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, ORCID: 0000-0002-7140-557X
Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi, ORCID: 0000- 0001-9904-0472*

1.GİRİŞ

Günümüzde merkez bankaları daha çok enflasyon hedeflemesine dayalı bir para politikası uygulamasına yönelmişlerdir. Bu politika çerçevesinde merkez bankaları tüketici enflasyonunu belirlenen hedeflerle uyumlu seviyelerde tutmaya dönük bir politika karması uygulamaktadırlar. Bu amaç doğrultusunda da temel araç olarak kısa vadeli politika faizleri kullanılmaktadır. Bu kapsamda örneğin gerçekleşen enflasyon oranları hedeflenen enflasyon oranlarını sistematik olarak aştığında merkez bankaları bu duruma politika faizini artırarak karşılık vermektedirler. Çünkü artan faiz oranlarının parasal aktarım mekanizması sonucunda toplam talebi ve enflasyon beklentilerini politika hedefleri doğrultusunda yönlendirmesi hedeflenmektedir. Gerçekleşen enflasyon oranları sistematik olarak hedeflenen enflasyon oranlarının altında kaldığında ise bu sefer merkez bankaları toplam talebi artırabilmek ve enflasyon beklentilerini yönlendirebilmek amacıyla politika faizini indirmektedirler.

Fakat gelenen noktada 2022 yılının Eylül ayı itibariyle Türkiye ekonomisinin TÜFE oranları dikkate alındığında yıllık % 83.45, Yİ-ÜFE oranları dikkate alındığında ise % 151.50 gibi oldukça yüksek enflasyon oranları ile karşı karşıya kaldığı görülmektedir. TÜFE ile Yİ-ÜFE endeksleri arasında oluşan 68.05 puanlık farkın ise tarihsel bir fark olduğu belirtilmelidir. Bu tür farklar iktisadi açıdan daha çok tüketicilerin alım gücünün düştüğü ve toplam talebin zayıf kaldığı dönemlerde söz konusu olabilmektedir. Dolayısıyla bu durum aslında ekonomik canlanmanın söz konusu olacağı dönemlerde Yİ-ÜFE'den TÜFE'ye doğru bir geçişkenliğin söz konusu olabileceği, bu nedenle de yüksek enflasyon döneminin Türkiye ekonomisi için tahmin edilenden daha uzun sürebileceği anlamına gelmektedir.

Bu doğrultuda bu çalışmanın amacı Yİ-ÜFE ile TÜFE arasındaki geçişkenliğin nedensellik ve koentegrasyon testleri ile incelenmesidir. Çalışmanın güncel verilerden oluşmasının, günümüzde konu ile ilgili önemli tartışmaların söz konusu olmasının, çalışmada farklı yaklaşımlara karşı dirençli sonuçlar elde edebilmek amacıyla koentegrasyon testi ve VECM etki tepki ve varyans ayrıştırması analizlerinin yanı sıra iki farklı nedensellik ile beş farklı uzun dönem parametre tahmincisinin kullanılmasının literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

2. VERİ VE METODOLOJİ

Bu çalışma 2003 yılının Ocak ayı ile 2022 yılının Temmuz ayı arasındaki dönemi kapsamakta ve aylık verilerden oluşmaktadır. Yİ-ÜFE (LNIP) ve TÜFE (LNCPI) endekslerine ilişkin veriler TCMB EVDS veri tabanından (<https://evds2.tcmb.gov.tr/>) temin edilmiştir. Çalışmada öncelikle değişkenler

arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Bu amaçla Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi ile Breitung ve Candelon (2009) frekans alanı nedensellik testinden yararlanılmıştır. Breitung ve Candelon (2009) frekans alanı nedensellik testi Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinin teorik altyapısı dikkate alınarak uygulanmıştır. Bu iki nedensellik testinin ortak özelliklerinden biri değişkenler arasında bir koentegrasyon ilişkisi olup olmadığından bağımsız olarak uygulanabilmeleridir.

Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi Denklem (1) ve (2)'de gösterilmiştir:

$$LNCPI_t = q + \sum_{k=1}^{k+dmax} \phi_{11,k} \ln CPI_{t-k} + \sum_{k=1}^{k+dmax} \phi_{12,k} LNIP_{t-k} + \vartheta_t \quad (1)$$

$$LNIP_t = v + \sum_{k=1}^{k+dmax} \phi_{21,k} \ln P_{t-k} + \sum_{k=1}^{k+dmax} \phi_{22,k} LNCPI_{t-k} + \epsilon_t \quad (2)$$

Burada q , v , $\phi_{11,k}$, $\phi_{12,k}$, $\phi_{21,k}$ ve $\phi_{22,k}$ model parametrelerini; ϵ_t ve ϵ_t ilgili denklemlerin hata terimlerini; $dmax$ maksimum entegrasyon derecesini; k ise optimal gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Burada Yİ-ÜFE endeksinden TÜFE endeksine doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğunun söylenebilmesi için $H_0: \sum_{k=1}^k \phi_{12} = 0$ hipotezinin reddedilmesi gerekmektedir. TÜFE endeksinden Yİ-ÜFE endeksine doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğunun söylenebilmesi içinse $H_0: \sum_{k=1}^k \phi_{22} = 0$ hipotezinin reddedilmesi gerekmektedir.

Breitung ve Candelon (2009) frekans alanı nedensellik testinde ise Denklem (3)'ün sağlanması durumunda “ ω frekansta Y_t 'nin X_t 'in Ganger nedeni olmadığı” ifadeden H_0 hipotezi reddedilmektedir.

$$R_t^2 > F_{(2T-2p, 1-\alpha)} \frac{2}{T-2p} (1 - R^2) \quad (3)$$

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin analizinde ise Johansen (1988, 1991) koentegrasyon testinden yararlanılmıştır. Johansen (1988, 1991) koentegrasyon testi Denklem (4)'te gösterilen modele uygulanmıştır:

$$LNCPI_t = \mu + \beta LNIP_t + \epsilon_t \quad (4)$$

Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşıldıktan sonra Denklem (4) kapsamında uzun dönem parametreleri tahmin edilmiştir.

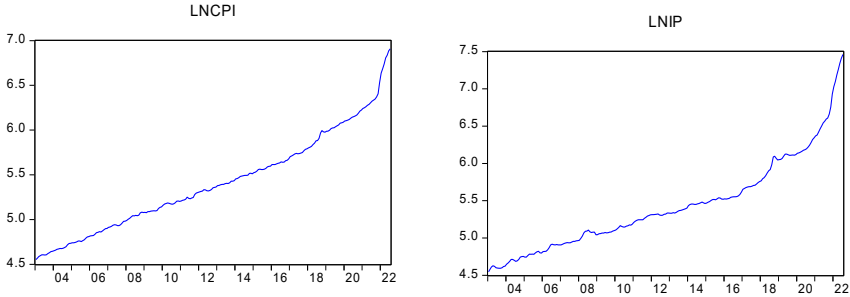
Uzun dönemli parametrelerin tahmininde OLS (Ordinary least squares, OLS) tahmincisi (Stock, 1987), DOLS (Dynamic ordinary least squares, DOLS) tahmincisi (Stock ve Watson, 1993), FMOLS (Fully modified ordinary least squares, FMOLS) tahmincisi (Phillips ve Hansen, 1990) ile CCR (Canonical Cointegrating Regression, CCR) tahmincisinden (Park, 1992) yararlanılmıştır.

Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılması durumunda ayrıca VECM varyans ayrıştırması ve etki tepki analizlerine de yer verilmiştir.

3. BULGULAR

Çalışmada kullanılan değişkenler Şekil 1’de sunulmuştur. Şekil 1 incelendiğinde her iki endeksinin de yukarı yönlü belirgin bir trend içerdiği gözlemlenmektedir.

Şekil 1: Değişkenler



Değişkenlere ilişkin Phillips-Perron (PP) birim kök testi sonuçları Tablo 1’de yer almaktadır. Bulgular incelendiğinde her iki değişkenini de I (1) oldukları anlaşılmaktadır.

Tablo 1: Birim Kök Testi Sonuçları

	PP	
	C	C&T
Düzey		
LNCPI	3.6854	5.9060
LNIP	4.8656	6.8882
Birinci fark		
LNCPI	-7.3817*	-8.0152*
LNIP	-6.0843*	-6.6815*

*, % 5 anlamlılık

Çalışmada nedensellik analizinde öncelikle Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testinden yararlanılmıştır. Bilindiği gibi Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi uygulanmadan önce dmax değerinin ve optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Tablo 1’de sunulan birim kök testi sonuçları incelendiğinde dmax değerinin bir olduğu anlaşılmaktadır. Optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesine gelince, bu amaçla maksimum gecikme uzunluğu 12 olacak şekilde AIC kriterinden yararlanılmıştır. AIC kriteri

tarafından belirlenen gecikme uzunluğu otokorelasyon sorununu gideremediğinde otokorelasyon sorunu giderilene kadar gecikme uzunluğu birer birer artırılmıştır. Bu kapsamda optimal gecikme uzunluğu 9 olarak belirlenmiş ve bu gecikme uzunluğu dikkate alınarak uygulanan Breusch–Godfrey LM testi sonuçları Tablo 2’de sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde % 5 anlamlılık düzeyinde otokorelasyon sorununun giderildiği anlaşılmaktadır.

Tablo 2: Test Sonuçları

Δ	LM ist.	Olasılık
1	7.521431	0.1108
2	5.447591	0.2444
3	2.980484	0.5611
4	5.289204	0.2589
5	2.595329	0.6277
6	1.375251	0.8485
7	3.398368	0.4935
8	7.606297	0.1071
9	9.384383	0.0522
10	2.758361	0.5990
11	1.948389	0.7453
12	1.749645	0.7817

Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi sonuçları Tablo 3’te sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde değişkenler arasında çift yönlü ve istatistiki olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisi olduğu anlaşılmaktadır.

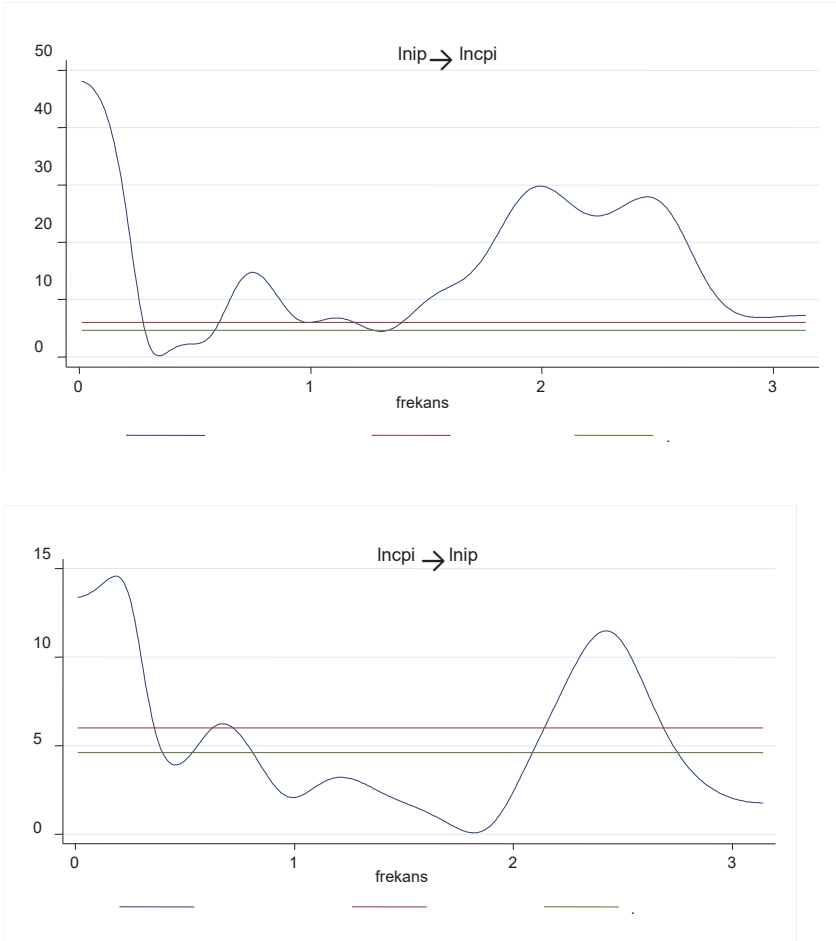
Tablo 3: Toda ve Yamamoto (1995) Nedensellik Testi

	Ki-Kare test istatistiği	Olasılık
Ho: LNCPI $\nrightarrow$ LNIP	30.53570*	0.0004
Ho: LNIP $\nrightarrow$ LNCPI	118.6672*	0.0000

*,** sırasıyla % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tüm frekans değerleri $\omega \in (0, \pi)$ dikkate alınarak tahmin edilen Breitung ve Candelon (2009) frekans alanı nedensellik testi sonuçları ise Şekil 2’de sunulmuştur.

Şekil 2: Nedensellik Testi Sonuçları



Bulgular incelendiğinde öncelikle Yİ-ÜFE endeksinden TÜFE endeksine doğru istatistiki olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olduğu ve bu nedensellik ilişkisinin kısa, orta ve uzun vadede istikrarlı bir seyir izlediği anlaşılmaktadır. TÜFE endeksinden de Yİ-ÜFE endeksine doğru istatistiki olarak anlamlı bir nedensellik ilişkisi olmakla birlikte bu nedensellik ilişkisinin daha çok kısa ve uzun vadede ortaya çıktığı görülmektedir.

İki endeks arasındaki etkileşimin daha iyi anlaşılabilmesi için iki endeks arasındaki koentegrasyon ilişkisi de incelenmiştir. Bu amaçla Johansen (1988) koentegrasyon testinden yararlanılmıştır. Johansen (1988) koentegrasyon testi uygulanmadan önce analizlerde kullanılacak optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Daha önceki aşamalardaki analizlerden hareketle optimal gecikme uzunluğu 9 olarak belirlenmiştir. Optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesinin ardından Johansen (1988) koentegrasyon testi uygulanırken

dikkate alınacak model yapısının da belirlenmesi gerekmektedir. Çalışmada bu amaçla Pantula ilkesinden yararlanılmış ve bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 4’de sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde en uygun model spesifikasyonunun Model 2 olduğu anlaşılmaktadır.

Tablo 4: Pantula İlkesi Sonuçları

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
Trace	1	1	1	1	2
Max-Eig	1	1	1	1	2

Johansen (1988) koentegrasyon testine ait sonuçlar Tablo 5’te sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde her iki test istatistiğinin de değişkenler arasında bir koentegrasyon ilişkisi olduğu sonucuna işaret ettiği anlaşılmaktadır. Bu kapsamda Yİ-ÜFE endeksi ile TÜFE endeksinin uzun dönemde birlikte hareket ettiği ifade edilebilir.

Tablo 5: Johansen (1988) Koentegrasyon Testi Sonuçları

	Trace	Kritik değer (%5)	Olasılık
r = 0	49.79289*	20.26184	0.0000
r ≤ 1	6.149933	9.164546	0.1795
	Max-Eigen	Kritik değer (%5)	Olasılık
r = 0	43.64296*	15.89210	0.0000
r ≤ 1	6.149933	9.164546	0.1795

*, % 5 anlamlılık

Johansen (1988) koentegrasyon testi sonucunda ML (Maximum Likelihood, ML) yöntemi kullanılarak elde edilen uzun dönem parametre tahmin sonuçları ile hata düzeltme terimine ilişkin bulgular Tablo 6’da sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde TÜFE endeksinin bağımlı değişken olduğu model yapısında hata düzeltme terimlerinin negatif ve istatistiki olarak anlamlı oldukları, uzun dönem parametresinin de bire yakın pozitif ve istatistiki olarak anlamlı değerler aldığı görülmektedir. Yİ-ÜFE endeksinin bağımlı değişken olduğu model yapısında ise uzun dönem parametresi istatistiki olarak anlamlı çıkmakla birlikte, hata düzeltme terimi teorik beklentilerin aksine pozitif değerler almakta ve geleneksel anlamlılık düzeylerinde istatistiki olarak anlamlı çıkmamaktadır. Bilindiği gibi iki değişken arasında koentegrasyon ilişkisi varsa uzun dönem parametrelerinin istatistiki olarak anlamlı çıkması, hata düzeltme terimlerinin negatif ve istatistiki olarak anlamlı olması ve değişkenler arasında en az tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin söz konusu olması beklenmektedir. Bu kapsamda Yİ-ÜFE endeksinin bağımlı değişken olduğu model yapısında hata düzeltme terimlerinin pozitif

değerler almaları ve istatistiki olarak anlamlı çıkmamaları, uzun dönemli ilişki analizi açısından TÜFE endeksinin bağımlı değişken olduğu model yapısının dikkate alınmasının daha doğru bir yaklaşım olabileceği anlamına gelmektedir. Bu sonuç da Yİ-ÜFE endeksinden TÜFE endeksine olan geçişkenliğin tersi duruma göre daha belirgin bir sonuç olduğu anlamına geliyor olabilir. Nitekim Breitung ve Candelon (2009) frekans alanı nedensellik testi de Yİ-ÜFE endeksinden TÜFE endeksine doğru olan nedenselliğin tersi duruma göre çok daha istikrarlı bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna işaret etmiştir.

Tablo 6: Uzun Dönem Parametre Tahmin Sonuçları Ve Hata Düzeltme Terimi

Bağımlı değişken: LNCPI	C	LNIP
LNCPI	0.065821 [0.4126]	1.04753* [33.8049]
	D (LNCPI)	D (LNIP)
Hata düzeltme terimi	-0.046242* [-6.65989]	-0.045907* [-4.07944]
Bağımlı değişken: LNIP	C	LNCPI
LNIP	-0.062835[-0.40545]	0.954626*[32.0220]
	D (LNCPI)	D (LNIP)
Hata düzeltme terimi	0.048440[6.65989]	0.048089[4.07944]

*, %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler t istatistikleridir.

Dolayısıyla TÜFE endeksinin bağımlı değişken olduğu model yapısının koentegrasyon ilişkisi açısından daha uygun bir model yapısı olabileceği sonucuna ulaşıldığından alternatif yöntemler kullanılarak uzun dönem parametreleri tahmin edilirken bu model yapısı dikkate alınmış ve bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 7’de sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde her durumda uzun dönem parametrelerinin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı oldukları ve yaklaşık 0.8810 ile 0.9682 arasında değişen değerler aldıkları anlaşılmaktadır. Bu bulgu da uzun dönemde Yİ-ÜFE endeksinden TÜFE endeksine doğru oldukça güçlü bir geçişkenliğin söz konusu olduğu anlamına gelmektedir.

Tablo 7: Alternatif Tahmincilere Dayalı Uzun Dönem Parametre Tahmin Sonuçları

Bağımlı değişken: LNCPI	Parametre tahmin sonuçları		
	C	LNIP	R ²
DOLS (1, 1)	0.296309*[0.0007]	0.948805*[0.0000]	0.9880
DOLS (2, 2)	0.200658*[0.0161]	0.968264*[0.0000]	0.9903
FMOLS	0.497162*[0.0000]	0.907602*[0.0000]	0.9778
OLS	0.624633*[0.0000]	0.881041*[0.0000]	0.9798
CCR	0.478461*[0.0000]	0.911190*[0.0000]	0.9774

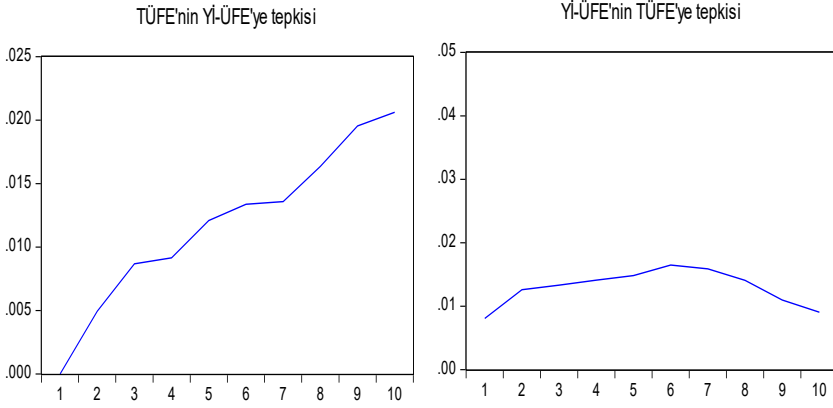
*, %5 anlamlılık. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir.

TÜFE endeksinin bağımlı değişken olduğu model yapısı dikkate alınarak yapılan VECM varyans ayrıştırması ve etki tepki fonksiyonu analiz sonuçları sırasıyla Tablo 8’de ve Şekil 3’te sunulmuştur. Öncelikle VECM varyans ayrıştırması sonuçları incelendiğinde hem TÜFE endeksinin Yİ-ÜFE endeksi üzerinde hem Yİ-ÜFE endeksinin TÜFE endeksi üzerinde etkili olduğu fakat özellikle zaman ilerledikçe Yİ-ÜFE endeksinin TÜFE endeksi üzerindeki etkisinin çok daha belirgin hale geldiği anlaşılmaktadır. Çünkü örneğin 12. aya gelindiğinde TÜFE endeksindeki 100 birimlik değişimin yaklaşık % 66.25’ini Yİ-ÜFE endeksi açıklarken; aynı dönemde Yİ-ÜFE endeksindeki değişimin yaklaşık sadece %10.65’ini TÜFE endeksi açıklamaktadır. VECM etki-tepki analiz sonuçları incelendiğinde de belirgin bir şekilde sonuçların Yİ-ÜFE endeksinin TÜFE endeksi üzerindeki etkisinin daha fazla olduğu sonucuna işaret ettiği anlaşılmaktadır. Çünkü TÜFE endeksinin Yİ-ÜFE endeksindeki bir standart hatalık şoka verdiği tepki; Yİ-ÜFE endeksinin TÜFE endeksindeki bir standart hatalık şoka verdiği tepkiye kıyasla çok daha uzun bir süre ve çok daha belirgin bir şekilde süreklilik arz etmektedir.

Tablo 8: VECM Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Dönem	TÜFE’deki değişimin ilgili değişkenlerle açıklanan kısmı		Yİ-ÜFE’deki değişimin ilgili değişkenlerle açıklanan kısmı	
	TÜFE	Yİ-ÜFE	TÜFE	Yİ-ÜFE
1	100.0000	0.000000	31.57133	68.42867
2	91.68245	8.317548	26.82345	73.17655
3	82.53854	17.46146	23.02949	76.97051
4	78.56314	21.43686	21.77543	78.22457
5	72.25010	27.74990	20.59953	79.40047
6	66.56928	33.43072	20.48308	79.51692
7	62.81192	37.18808	19.77329	80.22671
8	57.16973	42.83027	18.12089	81.87911
9	49.80773	50.19227	15.82247	84.17753
10	43.59348	56.40652	13.70594	86.29406
11	38.13120	61.86880	11.97101	88.02899
12	33.75292	66.24708	10.64849	89.35151

Şekil 3: VECM Etki-Tepki Analiz Sonuçları



SONUÇ

Günümüzde Türkiye ekonomisinde yüksek enflasyon sorunu yaşanmaktadır. Bu durumun ortaya çıkmasında küresel finansal piyasalardaki gelişmelerin de etkileri bulunmaktadır. Fakat asıl olarak Türkiye’de uygulanan ekonomi politikalarının özellikle döviz kurları üzerindeki etkilerinin mevcut enflasyon sorununun ortaya çıkmasında oldukça belirgin etkilerinin söz konusu olduğu belirtilmelidir. Bu çalışmada da 2003 yılının Ocak ayı ile 2022 yılının Temmuz ayı arasındaki dönem dikkate alınarak TÜFE endeksi ile Yİ-ÜFE endeksi arasındaki geçişkenlik incelenmiştir. Bunun temel nedeni iki endeks arasındaki farkın 2022 Eylül ayı itibariyle tarihsel bir zirve noktası olan yaklaşık 68.05 puana kadar çıkmış olmasıdır. Çalışmada değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin analizinde Johansen (1988) koentegrasyon testinden yararlanılmıştır. Uzun dönem parametrelerinin tahmininde ise OLS, DOLS, FMOLS, CCR ve ML tahmincilerine yer verilmiştir. Nedensellik ilişkisinin analizinde ise Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi ile Breitung ve Candelon (2009) frekans alanı nedensellik testinden yararlanılmıştır. Çalışmada ayrıca VECM varyans ayrıştırması ile etki-tepki analiz sonuçlarına da yer verilmiştir. Johansen (1988) koentegrasyon testine dayalı bulgular ilişkinin yönü Yİ-ÜFE endeksinden TÜFE endeksine olacak şekilde iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğunu ve uzun dönemde Yİ-ÜFE endeksinden TÜFE endeksine doğru güçlü bir geçişkenliğin söz konusu olduğunu göstermektedir. Nedensellik testlerine dayalı bulgulara gelince, Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testine dayalı bulgular iki endeks arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu sonucuna işaret etmektedir. Breitung ve Candelon (2009) frekans alanı nedensellik testi ise değişkenler arasında özellikle kısa ve uzun vadede çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmakla birlikte, Yİ-ÜFE endeksinden TÜFE

endeksine doğru olan nedenselliğin hem kısa hem orta hem de uzun vadede geçerli olan istikrarlı bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna işaret etmektedir. VECM etki tepki ve varyans ayrıştırması sonuçları da Yİ-ÜFE endeksinin TÜFE endeksi üzerindeki etkisinin çok daha belirgin olduğu sonucuna işaret etmektedir. Dolayısıyla tüm bu bulgular birlikte değerlendirildiğinde özellikle Yİ-ÜFE endeksinden TÜFE endeksine doğru güçlü bir geçişkenliğin bulunduğu ifade edilebilir. Bu nedenle toplam talep koşulları iyileşmeye başladığında, yeni bir kur veya emtia şoku yaşanmasa bile Yİ-ÜFE endeksinden TÜFE endeksine doğru olan güçlü geçişkenliğe bağlı olarak aradaki 68.05 puanlık enflasyon farkının da TÜFE endeksine yansiyabileceği bu nedenle de Türkiye ekonomisinde yüksek enflasyon döneminin şu anda tahmin edilenden daha uzun sürebileceği ifade edilebilir.

KAYNAKÇA

1. Breitung, J., & Candelon, B. (2006). Testing for Short-And Long-Run Causality: A Frequency-Domain Approach, *Journal of Econometrics*, 132(2), 363-378.
2. Breusch, T. (1979). Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic Papers*, 17: 334–355.
3. Godfrey, L. (1979). Testing the Adequacy of a Time Series Model. *Biometrika*, 66:67–72.
4. Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models, *Econometrica*, 59 (6), 1551–1580.
5. Johansen, S.(1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economics Dynamics and Control*,12, 231-254.
6. Park, J. Y. (1992). Canonical cointegrating regressions. *Econometrica*, 60, 119–143
7. Phillips, P. C. B., & Hansen, B. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *The Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
8. Phillips, P. C.B., & Perron, P. (1988). Testing For A Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
9. Stock, J. H. (1987). Asymptotic properties of a least squares estimator of cointegration vectors. *Econometrica*, 55(5), 1035-1056.
10. Stock, J. H., & Watson, M. W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems, *Econometrica*, 61(4),783–820.
- 11.TCMB (2021). Fiyat endeksleri, <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?evds/serie> Mar ket, (Erişim Tarihi: 02.06.2022).
- 12.Toda, H.Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes, *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.