

Türkiye ve İstanbul Enflasyon Oranları Arasındaki Granger Nedenselliğinin Araştırılması

Mesut FENKLİ¹, Melih ÖZÇALIK², Tuncer ÖZDİL³

Özet

Türkiye’de son yıllarda yaşanan yüksek enflasyon en önemli makro ekonomik problemlerden biri haline dönüşmüştür. Yaşam maliyetlerindeki artış tüm ülkenin yanı sıra en çok da nüfus ve sermaye yoğunluğu bakımından Türkiye’nin en büyük şehri ve hatta küresel metropollerden biri kabul edilen İstanbul’da gerçekleşmiştir. Bu bakımdan Türkiye ve İstanbul enflasyon oranları arasındaki ilişki araştırılmaya değer görülmüştür. Bunun için 2014 (İstanbul için ulaşılan en eski veriler)-2024 yıllarını kapsayan Türkiye ve İstanbul aylık enflasyon oranlarını (124 gözlem) baz alan zaman serileri üzerinden Engel Granger Koentegrasyon modeli tahmin edilmiş ve gerekli koşulları sağlamasından ötürü kabul edilerek her iki değişken arasında uzun dönem koentegrasyon ilişkisi olduğu ortaya çıkmıştır. Sonrasında iki değişkenli VAR model tahmin edilmiş, tahmin edilen VAR model diagnostik testleri geçerek kabul edilerek diğer zaman serisi analizleri yapılmıştır. Araştırma sonuçlarına göre, her iki değişken arasında uzun dönemli ilişkinin varlığına karar verilmiş olup, 2014-2024 yılları aralığında İstanbul enflasyonunun Türkiye enflasyonu için Granger nedeni olmasının yanı sıra İstanbul enflasyonunda yaşanan bir birimlik (standart sapmalı) şokun Türkiye enflasyonuna, Türkiye enflasyonunda yaşanan bir birimlik şokun İstanbul enflasyonunda pozitif (artış) yönde etkiye neden olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar kelimeler: Bölgesel Enflasyon, Türkiye, Zaman Serisi, Granger Nedensellik

Jel Kodu: E310, N45, C32, C53

Investigation of Granger Causation Between Türkiye and Istanbul Inflation Rates

Abstract

High inflation has become one of the most important macroeconomic problems in Türkiye in recent years. The increase in the cost of living has been realised not only in the whole country, but also in Istanbul, which is the largest city in Türkiye in terms of population and capital density and is even considered as one of the global metropolises. In this respect, the relationship between the inflation rates in Türkiye and Istanbul is worth investigating. For this Purpose the, Engel Granger Co-integration model was estimated over time series based on monthly inflation rates in Türkiye and Istanbul (124 observations) covering the years 2014 (the oldest data available for Istanbul) to 2024 and it was accepted as it met the necessary conditions and it was revealed that there is a long-run co-integration relationship between both variables. Afterwards, the bivariate VAR model was estimated, the estimated VAR model was accepted by passing the diagnostic tests and other time series analyses were performed. According to the results of the research, it is decided that there is a long-run relationship between both variables, and in addition to being the Granger cause of Istanbul inflation for Türkiye inflation in the 2014-2024 period, a one-unit (standard deviation) shock in Istanbul inflation causes Turkey inflation, and a one-unit shock in Türkiye inflation causes a positive (increase) effect on Istanbul inflation.

Keywords: Regional Inflation, Türkiye, Time Series, Granger Causality

Jel Codes: C01, C23, K12

ATIF ÖNERİSİ (APA): Fenkli, M., Özçalık, M., & Özdil, T. (2024). Türkiye ve İstanbul Enflasyon Oranları Arasındaki Granger Nedenselliğinin Araştırılması. *İzmir İktisat Dergisi*. 39(4). 931-951. Doi: 10.24988/ije.1465698

¹ Doktora Öğrencisi, Manisa Celal Bayar Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı, Yunusemre / Manisa, Türkiye **EMAIL:** fenklimesut@gmail.com **ORCID:** 0000-0001-5787-7979

² Prof. Dr., Manisa Celal Bayar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Yunusemre / Manisa, Türkiye **EMAIL:** melih.ozcalik@cbu.edu.tr **ORCID:** 0000-0002-3559-4975

³ Prof. Dr., Manisa Celal Bayar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, Yunusemre / Manisa, Türkiye **EMAIL:** tuncer.ozdil@cbu.edu.tr **ORCID:** 0000-0002-3199-6766

1. GİRİŞ

Enflasyon, iktisatçılar açısından bir ülke ekonomisinin makro ekonomik dengeleri hakkında en temel açıklayıcı göstergelerden biri olarak kabul edilmektedir. Para arzı, faiz oranları, döviz kuru gibi merkez bankası enstrümanlarının yanı sıra toplam talep, işsizlik oranı ve kamu harcamaları enflasyonun açıklayıcı değişkenleri olarak oldukça sık kullanılmaktadır.

Ana iktisat akımlarda enflasyon, Keynezyen ekole göre tam istihdam seviyesine ulaşmış bir ekonomide talepte yaşanan artış (Keynes, 2008), enflasyonu her zaman ve her yerde parasal bir olgu olarak kabul eden M. Friedman (1970)'a göre reel üretim ve reel üretimi aşan para arzı arasındaki uzun dönemli ilişki şeklinde ve Yeni Klasikler tarafından ise para arzından dolayı ekonomik birimlerin fiyatlar genel düzeyindeki tam bilgiye sahip olmadıkları varsayımı altında kısa ve uzun dönemde ele alınmıştır (Taban ve Şengür, 49-50). Enflasyon oranının ölçümünde ise Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) kamu kesimi tarafından bilinmesi ve düzenli olarak izlenme kolaylığına sahip olması bakımından ülkeler ve hatta kamu kesimi tarafından en sık tercih edilen endekslerin başında yer almaktadır (Croche ve Khan, 2000).

Küreselleşmenin hızla devam ettiği son yıllarda ülkelerden ziyade özellikle şehirlerin ve metropollerin ekonomik büyüklükleri ön plana çıkmaya başlamış olup büyük metropollerin ülke ekonomilerindeki etkileri yadsınamaz hale gelmiştir. Jessop ve Sum (2000) bu duruma "kürekentleşme" yani girişimci kent kavramıyla dikkat çekmektedir.

Küreselleşme ve ekonomik bütünleşmenin hızla artması gerek ülkeler gerek ülkelerin oluşturduğu uluslararası ekonomi birlikleri ve gerekse ülkelerin kendi içinde bölgeler arası ekonomik değişkenlerin ve olguların yakınsamasına yönelik gözlemlerin artmasına neden olmuştur. Bu durumu Hollanda'lı iktisatçı Jan Tinbergen Yakınsama Teorisi (Covergence Theory) ile açıklamaktadır (Tinbergen, 1959).

Araştırmaya konu olan İstanbul ise gerek nüfus gerekse sermaye yoğunluğu bakımından Türkiye'nin en büyük şehri olmanın yanı sıra genel olarak küresel metropollerden biri olarak kabul edilmektedir. Bu bakımdan son yıllarda özellikle İstanbul Ticaret Odası (İTO) tarafından Türkiye ekonomisinden müstakil olarak İstanbul'da ölçülen enflasyon oranı ve İstanbul'da yaşam maliyetleri gibi İstanbul'a özgü ve İstanbul'un ekonomik büyüklüğüne yönelik ekonomik göstergeler yayınlanmaya başlamıştır.

Bu araştırmada, enflasyonla ilgili ana iktisat akımlarındaki açıklayıcı değişkenlerden ziyade Türkiye enflasyonu ve küresel bir metropol kabul edilen İstanbul enflasyonu arasındaki ilişki, araştırma için oluşturulan hipotezler üzerinden incelenecektir. Sekiz bölümden oluşan çalışmada sırasıyla 2014-2024 dönemlerine ait Türkiye ve İstanbul enflasyon oranları ele alınarak bu iki değişken arasındaki ilişkiye yönelik oluşturulan hipotezlerin incelenmesinde kullanılacak olan ekonometrik modellerin teorik çerçevesi açıklanacaktır. Uygulama kısmında değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığına yönelik Engel Granger Koentegrasyon analizi gerçekleştirilerek hata düzeltme modeli tahmin edilecek, sonrasında her iki değişkenin içsel değişken kabul edildiği VAR model tahmin edilerek diagnostik testleri geçmesi durumunda tahmin modeli geçerli kabul edilecek ve son aşamada değişkenler arasında Granger nedensellik ve etki-tepki analizleri gerçekleştirilecektir.

2. TÜRKİYE VE İSTANBUL'DA ENFLASYON

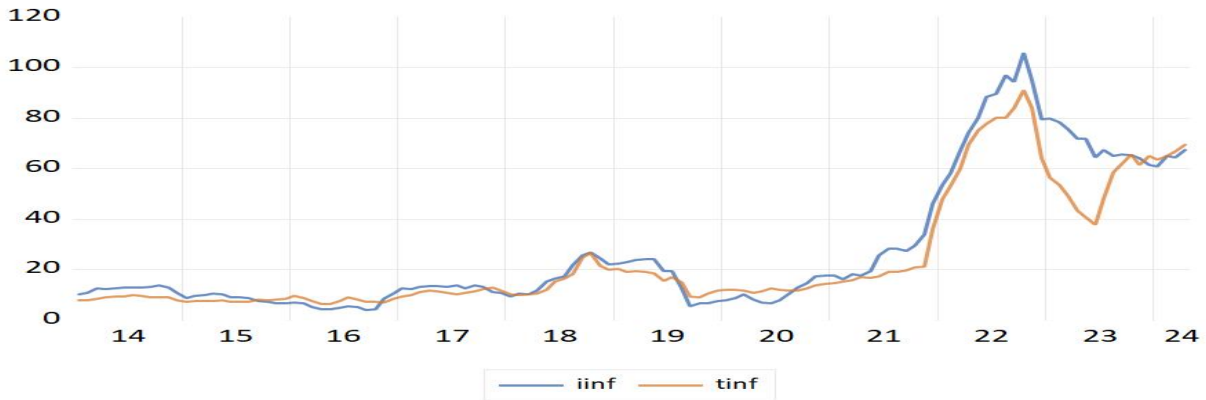
Türkiye'de enflasyon 1980 yılında %100'ü geçerek üç haneli boyutlara ulaşmış ve sonrasında 1990'lı yıllarda kronikleşen enflasyon Türkiye için en önemli makro ekonomik sorun haline dönüşmüştür (Meral, 2005:312). Türkiye'de 2000'li yıllara gelindiğinde özellikle 2001 yılında enflasyonu kontrol altına almaya yönelik bankacılık sektöründe düzenlemeler, kamu mali disiplini sağlamaya yönelik tedbirler ve Merkez Bankası'na politika bağımsızlığı kazandıracak yeni kanunlar çıkarma gibi ciddi

ve somut adımlar atılmıştır (Gürkaynak ve Sayek Böke, 2013; Kara, 2008). Bu dönemde enflasyon hedeflemesi yapılan bir diğer önemli gelişme ise Avrupa Birliği (AB) üyeliği hedefine yönelik gerçekleştirilen siyasi yenilikler sonucunda üretimde verimliliğin artması olmuştur (Acemoğlu ve Üçer, 2020). Enflasyonu kontrol altına almaya yönelik gerçekleştirilen yapısal düzenlemelerin sonucunda 2010 yılına gelindiğinde enflasyon %5 oranında durağanlaşmıştır (Gürkaynak, Kısacıköğlu, Lee ve Şimşek,2022).

Gürkaynak vd. (2022)'ne göre 2010 ve 2018 yılları Merkez Bankası'nın özerkliğinden ödün vererek rasyonel para politikalarından uzaklaşmıştır. Bu dönem dönemde Merkez Bankası gerektiğinde faiz arttırma yoluna başvurmadığı gibi düşük faiz oranlarının yol açacağı makro ekonomik dengesizliklere karşı herhangi bir tedbir politikası geliştirememiş ve standart dışı uygulamalara yönelmiştir. Bu durum sıcak para girişine engel olurken ülkeden sıcak para çıkışına neden olmuştur. Bu heterodoks uygulamalar kredi hacimlerinin artmasına ve varlık fiyatlarının daha hızlı yükselmesine neden olmuştur.

Bir başka açıdan 2020'li yıllara gelindiğinde yerel paranın yabancı paralar karşısında değer kaybetmesi sonucunda kurlar yükselmiş bu durumda tasarruf yapmak isteyenler ellerinde yerel para tutmak yerine döviz'e yönelmiş ya da ilerleyen süreçte fiyatlarda artış yaşanacak beklentisiyle insanlar ev, araba veya beyaz eşya yenilemeye ve/veya almaya yönelmiştir. Bu durum özellikle talep enflasyonunu daha hızlı yükselmesine neden olmuştur (Eğilmez, 2021:4-6).

Şekil 1: Türkiye ve İstanbul'da 2014-2023 Yıllarına Ait Aylık Enflasyon Oranları (% Yüzde)



Kaynak: Ham veriler kullanılarak Eviews 13 paket programında tarafımızca oluşturulmuştur.

Şekil 1'de Türkiye aylık enflasyon oranları (tinf) ve İstanbul aylık enflasyon oranları (iinf) birlikte yer almaktadır. İstanbul'a ait enflasyon oranı İstanbul Ticaret Odası tarafından aylık olarak düzenli bir şekilde yayınlamaktadır. Şekle göre her iki enflasyon oranı da 2014-2018 yıllarında yatay seyrederken, her iki oran 2020 yılından sonra yükselme eğilimine girmiş ve 2023 yılında özellikle İstanbul enflasyon oranı Türkiye enflasyon oranını geçecek şekilde maksimum seviyeye ulaşmıştır.

İstanbul enflasyonu Mayıs 2021'de yıllık %15.78 seviyesinden Ekim 2022'de %108.77'e kadar aralıksız yükselmiştir. Temmuz 2023'te yıllık ortalama değişim %77.53 olurken bu ay içinde sağlık ve kişisel bakım harcamalarında %17.35, ev eşyası harcamalarında %16.02, kültür eğitim harcamalarında %14.66, ulaştırma haberleşme harcamalarında %12.79, konut harcamalarında %10.07, gıda harcamalarında %8.61 ve giyim harcamalarında %2.33 oranında artış gerçekleşmiştir (Investing, 2023).

3. ENFLASYON YAKINSAMASI VE TEORİK ÇERÇEVE

Bölgesel enflasyonun yakınsamasına yönelik teorik modellemeye göre π_{ij} ($i \equiv 1, \dots, n$) bölgesindeki enflasyonu simgeliyor kabul edilirse, bu bölgenin j bölgesiyle arasındaki yakınsama sürecinin özelliklerini enflasyon diferansiyelinin zaman serisi özellikleri kullanılarak incelenmesini mümkün kılmaktadır. Zaman serisi özellikleri aşağıdaki gösterim şekliyle ifade edilmektedir (Busetti vd., 2006; Tunay ve Silpagar, 2008:180).

$$\pi_{t^{ij}} = \pi_{i,t} - \pi_{j,t} \quad i, j = 1, \dots, n \quad (1)$$

Denklem (1)'de $\pi_{t^{ij}}$ i ve j bölgelerindeki enflasyon oranlarının diferansiyelini $\pi_{j,t}$ ise j bölgesindeki enflasyon oranının diferansiyelini göstermektedir. Yakınsama için modelin durağanlık koşulunun sağlaması gerekmektedir.

$$\lim_{r \rightarrow \infty} E (\pi_{t+r}^{ij} | \pi_{t^{ij}}) = \alpha \quad (2)$$

Denklem (2)'de π_{t+r}^{ij} iki bölge arasındaki enflasyon diferansiyelini $\pi_{t^{ij}}$ bu bölgelerden oluşturulan enflasyon verilerinin şimdiki ve geçmiş zaman gözlem değerlerini göstermektedir. Bu denkleme göre $\alpha = 0$ olma durumu mutlak yakınsamayı sıfırdan farklı olması nisbi (koşullu) yakınsama varlığını ifade etmektedir. Yakınsama modelinin en basit hali aşağıda belirtildiği şekilde birinci dereceden otoregresif süreç olarak gösterilmektedir.

$$\Delta \pi_{t^{ij}} = \gamma + (\beta - 1) \pi_{t-1}^{ij} \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

Denklem (3)'te n_t yeniliklerin farkını simgeler ve $\gamma = \alpha(1 - \beta)$ şeklinde ifade edilmektedir. Cari dönemde beklenen enflasyon artış oranı sürekli bir farkı temsil eden α bakımından iki bölge arasındaki açığın negatif oranı olmaktadır (Durlauf ve Quah, 1999; Tunay ve Silpagar, 2008:180).

4. LİTERATÜR TARAMASI

Araştırmanın giriş bölümünde belirtildiği üzere bu çalışmada Türkiye'deki enflasyon oranı ana akım iktisat ekollerinde kullanılan açıklayıcı değişkenlerden ziyade farklı değişken üzerinden ele alınmıştır. Literatürde, Türkiye'de enflasyon üzerine yapılmış çalışmalar şu şekilde yer almaktadır.

Şahinoğlu, Özden, Başar ve Aksu (2010) Türkiye için 1987 ve 2008 yılları aralığında ARDL (Sınır Testi) yöntemiyle yurtdışı fiyat düzeyi, ücretler ve çıktı açığının kısa ve uzun dönemde enflasyon üzerindeki pozitif etkisini tespit etmiştir.

Saraç ve Karagöz (2010) Tüketici ve üretici fiyatlarını kullanarak Türkiye için 1994 ve 2009 yılları aralığında ARDL (Sınır Testi) yöntemiyle yapmış oldukları çalışmada enflasyonun nedeninin talepten ziyade arzdan kaynakladığına sonucuna ulaşmıştır.

Oktayer (2010)'in Bütçe açığı ve para arzı değişkenlerinden oluşan 1987 ve 2009 yılları aralığındaki eşbütünleşme analizine göre uzun dönem maliye politikaları ve bütçe açıkları enflasyon üzerinde etkili olmaktadır.

Oktar ve Dalyancı (2011)'nin Para politikası ve enflasyon değişkenlerini kullanarak 2003 ve 2011 yılları arasında yapmış oldukları nedensellik analizine göre kısa dönemde faiz oranları enflasyonu etkilerken uzun dönemde karşılıklı etkileşime neden olmaktadır.

Abidoğlu ve Korkmaz (2012)'in Tüketici ve üretici fiyat endekslerini arasında 2003 ve 2012 yılları aralığındaki nedensellik analizine göre enflasyonu talep yönlü faktörler etkilemektedir.

Özmen ve Koçak (2012) ARDL (Sınır Testi) yöntemiyle 1994 ve 2011 yılları aralığında bütçe açığı ve para arzı değişkenlerinden para arzının enflasyonla anlamlı ilişkisine ulaşmıştır.

Selim ve Güven (2014)'in VAR yöntemiyle 1990 ve 2012 yılları aralığında döviz kuru ve işsizlik değişkenleri üzerinden yapılan nedensellik analizine göre her iki değişken enflasyonla güçlü ilişkiye sahiptir.

Zeybek (2014) Dolarizasyon, zorunlu karşılık oranı ve reel kesim güven endeksi değişkenlerini kullanarak 1990 ve 2013 yılları arasındaki korelasyon analiziyle finansman maliyeti ve enflasyon arasında anlamlı ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Taban ve Şengür (2016)'ün VAR yöntemiyle 2003 ve 2014 yılları aralığında tüketici fiyat endeksi, üretici fiyat endeksi ve faiz oranları değişkenleri arasındaki nedensellik analizine göre enflasyon maliyet ağırlıklı nedenlerden kaynaklanmaktadır.

Yılmaz ve Uysal (2019)'ın VAR yöntemiyle 2012 ve 2018 yılları arasında dolarizasyon ve enflasyon arasında Granger nedensellik analizine göre dolarizasyon oranının enflasyon oranının nedeni olduğunu belirlemiştir.

Literatürde bölgesel enflasyon yakınsamasına yönelik uluslararası ve ulusal düzeyde yapılmış çalışmalar ise şu şekilde yer almaktadır.

Skilos ve Wohar (1997) seçili on ülke için 1974 ve 1995 yılları arasında yapmış olduğu çalışma sonucunda ülkeler arasında enflasyon yakınsaması tespit etmiştir.

Hyvonen (2004) OECD üyesi yirmi ülke için 1961 ve 1992 yılları aralığında yapmış olduğu çalışmada farklı aralıklarda yakınsamalar olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Lopez ve Papell (2011) on iki Avrupa Birliği üyesi ülke üzerine 1979 ve 2010 yılları arasında yapmış oldukları çalışma sonucunda Maastricht kriterleri sonrasında yakınsama olduğu sonucuna varmıştır.

Tunay ve Silpagar (2007) Türkiye için İstatistiksel Bölge Sınıflandırması 1 düzeyindeki verileri kullanarak 1994 ve 2004 yılları aralığında bölgeler arasında güçlü yakınsamaların olduğunu tespit etmiştir.

Akdi ve Şahin (2007) Türkiye için 1988 ve 2007 yılları aralığında yapmış oldukları çalışma sonucunda TÜFE ve yedi alt kategorisi ve TEFE oranları üzerinde yakınsama ilişkisini göstermiştir.

Yeşilyurt (2014) Türkiye için İstatistiksel Bölge Sınıflandırması 2 düzeyinde 2004 ve 2011 yılları aralığında bölgeler arasında güçlü yakınsama olduğunu kanıtlamıştır.

5. VERİ SETİ VE ARAŞTIRMANIN HİPOTEZLERİ

Araştırmanın veri setinde iki değişkenden elde edilen zaman serileri kullanılmıştır. Seriler, 01/01/2014 (İstanbul için ulaşılan en eski veriler) ve 01/04/2024 tarihleri aralığındaki aylık değerleri baz alan 124 gözlemden oluşmaktadır.

Tablo 1: Ham Verilere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Gözlem	Ortalama	Std. Sapma	Min.	Max.
tinfl	124	23.87547	22.81818	6.396784	91.16919
iinfl	124	27.36162	26.87338	3.955053	106.0664

Tablo 1'de değişkenlere ait tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir. Veriler ikincil veri özelliği taşımakta olup tinfl: Türkiye'ye ait enflasyon oranını (TÜİK, 2024), iinfl: İstanbul için enflasyon oranını (İTO, 2024) temsil etmektedir. Değişkenler aylık verilerden oluştuğu için mevsimsel etkilerden arındırmak üzere X-11 filtreleme uygulamasına tabi tutularak mevsimsel etkilerden arındırılmış şekilde işleme hazır hale getirilmiştir.

İki değişkenden oluşan analize hazır hale getirilmiş seriler üzerinden gerçekleştirilecek olan zaman serisi analizlerine ait temel araştırma hipotezleri ise;

H₁: Türkiye enflasyonu ve İstanbul enflasyonu arasında uzun dönemli bir ilişki vardır

H₂: Türkiye enflasyonu ve İstanbul enflasyonu arasında uzun dönemli bir ilişki yoktur

H₃: Türkiye enflasyonu, İstanbul enflasyonunun Granger nedenidir

H₄: İstanbul enflasyonu, Türkiye enflasyonunun Granger nedenidir

H₅: Türkiye enflasyonuna verilen bir şokun İstanbul enflasyonuna etkisi pozitifdir

H₆: Türkiye enflasyonuna verilen bir şokun İstanbul enflasyonuna etkisi negatiftir

H₇: İstanbul enflasyonuna verilen bir şokun Türkiye enflasyonuna etkisi pozitifdir

H₈: İstanbul enflasyonuna verilen bir şokun Türkiye enflasyonuna etkisi negatiftir

şeklinde test edilmek üzere oluşturulmuştur.

6. TEORİK ÇERÇEVE VE METODOLOJİ

Araştırmanın hipotezleri iki değişken kullanılarak zaman serisi analizi üzerinden test edileceği için bu başlık altında zaman serisi analizlerinde ve bu araştırmanın uygulama kısmında sırayla kullanılacak olan ekonometrik yöntemlerin teorik çerçevesi alt başlıklar şeklinde açıklanacaktır.

6.1. Augmented Dickey Fuller Birim Kök Testi

Zaman serilerine ait değişkenlerin durağanlığını test etmek amacıyla Dickey ve Fuller (1979) ve (1981) yılında birim kök test yöntemini önermiştir. Değişkenlere ait serilerin birim kök içermesi durumunda serilerin durağanlık özelliğine sahip olmadığı anlaşılmaktadır. Fakat, ilerleyen süreçte birlikte Dickey Fuller birim kök testinin, hata teriminin otokorelasyon içermesi durumunda kullanılamayacağı ispat edilmiştir. Hata terimlerinde görülen otokorelasyon durumu hata terimleri arasında p mertebeden ilişkiye neden olmaktadır.

$$\varepsilon_t = \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_p \varepsilon_{t-p} + v_t \quad (4)$$

Denklem (4)'te görüldüğü üzere Dickey ve Fuller bağımlı değişkene ait gecikmeli değerlerin bağımsız değişkenler şeklinde modele dahil edildiği yeni bir yöntem geliştirmiştir. Literatürde bu yöntem ADF (Augmented Dickey Fuller) genişletilmiş Dickey Fuller testi olarak yer almıştır. Geliştirilen bu yöntemle birlikte bir değişkene ait zaman serisinin gecikmeli değerlerinin modelde yer alması otokorelasyon sorununu ortadan kaldırmaktadır (Holden ve Perman, 1994: 61). ADF testinde üç model yer almaktadır (Endres, 1995: 225). Bunlar;

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

İlk model, temsil edildiği denklem (5)'teki gösterimiyle sabit katsayının ve trendin yer almadığı (none) modeldir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 trend + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Denklem (6)'da sadece sabit katsayının modelde yer aldığı bu testin ikinci modeline ait denklem gösterilmektedir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 trend + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Denklem (7) ise sabit katsayının ve trendin birlikte yer aldığı bu testin üçüncü modelini temsil etmektedir.

ADF testine ait sına için temel hipotez serinin birim köke sahip olduğu üzerine oluşturulurken, alternatif hipotezi ise serinin durağanlık özelliğine sahip olduğu şeklinde oluşturulmaktadır.

Hesaplanan değerin test istatistiğine ait tablo kritik değerinden $z(t)$ büyük olması durumunda temel hipotez reddedilerek serinin durağan olduğu yönünde karar verilmektedir.

6.2. Phillips Perron Birim Kök Testi

Bu test, Phillips ve Perron (1988) tarafından ADF testine alternatif bir test olarak geliştirilmiştir. ADF testine benzer şekilde üç modelin olduğu şekilde tasarlanmıştır. Bunlar;

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Denklem (8), sabit katsayının ve trendin yer almadığı (none) ilk modelin denklemini ifade etmektedir.

$$Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

Denklem (9), sabit katsayı yer alırken trendin yer almadığı ikinci modele ait denklemi göstermektedir.

$$Y_t = \mu + \beta \left(t - \frac{1}{2}\lambda\right) + \alpha Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Denklem (10) ise sabit katsayısı ve trendin yer aldığı testin üçüncü modelini temsil etmektedir.

PP (Phillips-Perron) testinde temel ve alternatif hipotezler ADF testinde olduğu gibi oluşturulurken hesaplanan test istatistiği ile tablo kritik değeri karşılaştırılarak hesaplanan değerin büyük olması durumunda temel hipotez reddedilerek serinin durağanlık özelliğine sahip olduğu sonucuna karar verilmektedir.

6.3. Engel Granger Koentegrasyon Modeli

Engel Granger koentegrasyon modeli zaman serisi analizlerinde durağan olmayan değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığını tespit etmeye analizleri gerçekleştirmek üzere kullanılmaktadır (Engel ve Granger, 1987). Değişkenler arasında koentegrasyon bulunması durumunda uzun dönemde değişkenlerin aynı stokastik trend doğrusu üzerinde birlikte hareket etmesi beklenmektedir (Onay, 2006: 5).

İki değişken arasındaki koentegrasyonun araştırılmasına yönelik literatürde en sık kullanılan Engel Granger koentegrasyon denklemi;

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + u_{1t} \quad (11)$$

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_t + u_{2t} \quad (12)$$

Denklem (11) ve Denklem (12)'de gösterildiği üzere X ve Y gibi farklı iki değişkenden meydana gelmektedir.

6.4. Hata Düzeltme Modeli (ECM)

Koentegrasyon modelinde değişkenler arasında sahte regresyon sorununun tespitine yönelik tahmin edilen regresyon modelinden elde edilen hata terimi üzerinden hata düzeltme modeli oluşturulmaktadır.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_1 \Delta X_t + \beta_2 u_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

Denklem (13)'te X ve Y değişkenlerinden elde edilen hata düzeltme modeline yer verilmiştir. Düzeltme modelinde X değişkeninin Y değişkeni üzerindeki kısa veya uzun dönem etkisini ve dengeden sapma durumunda Y değişkeninin tekrar ne zaman denge durumuna yakınsayacağını tahmin etmektedir.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_0 \Delta X_t + \beta_1 (Y_{t-1} - \beta_2 X_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (14)$$

Denklem (14)'te yer alan parantez içi ifade hata düzeltme terimini ifade etmektedir. Parantez içi değerlerin sıfır olması denge durumunu ifade ederken, β_0 parametresi X değişkeninde görülen bir artışın kısa dönemde Y değişkeni üzerindeki etkisini, β_1 parametresi ise dengeden herhangi bir sapma durumunda tekrar dengeye geri dönüş süresini göstermektedir. Bundan ötürü hata teriminin alacağı değer $-1 < \beta_1 < 0$ aralığında yer almaktadır (Best, 2008: 10-11).

6.5. Vektör Otoregresyon (VAR) Analizi

VAR modeli çeşitli içsel değişkenlerin model içinde birlikte yer aldığı eşanlı denklem modelleri olarak tanımlanmaktadır. Bu modelde her içsel değişken kendi gecikmeli değeri veya diğer içsel değişkenlerin gecikmeli değerleriyle açıklanmaktadır. Bu bakımdan bu modelde dışsal değişken bulunmamaktadır. Bu durum, M_t ve R_t serileri üzerinden açıklanacak olursa;

$$M_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_j M_{t-j} + \sum_{i=1}^k \lambda_j R_{t-j} + u_{1t} \quad (15)$$

$$R_t = \alpha' + \sum_{i=1}^k \theta_j M_{t-j} + \sum_{i=1}^k \lambda_j R_{t-j} + u_{2t} \quad (16)$$

Denklem (15) ve denklem (16)'da görüldüğü üzere u_{1t} ve u_{2t} hata terimlerini temsil ederken M_t ve R_t serilerinin k gecikmeli değerini içerdiği varsayıldığında M_t 'nin gecikmeli değerinin R_t değişkenini, R_t 'nin gecikmeli değerinin M_t değişkenini etkilediğini göstermektedir. Böylece her bir denklemi en küçük kareler yöntemiyle tahmin etmeyi mümkün kılmaktadır (Gujarati ve Porter, 2012: 775-785).

6.6. Granger Nedensellik Analizi

Granger nedensellik analizi iki farklı değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin analizinde sıkça kullanılan bir yöntemdir. Bu yöntem herhangi bir Y_t değişkenine ait serinin geçmiş değerlerinin kullanılması durumunda X_{t-1} değişkene ait serideki öngörü performansındaki artışı ifade etmektedir. Bu durumda Y değişkeni için X değişkeninin Granger nedeni olduğunu söylemek mümkün olmaktadır.

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{k=1}^m \beta_k Y_{t-k} + \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + u_t \quad (17)$$

$$X_t = \gamma_0 + \sum_{k=1}^p \gamma_k X_{t-k} + \sum_{i=1}^q \delta_i Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Y_t ve X_t değişkenlerine ait nedensellik ilişkisi denklem (17) ve denklem (18)'de ifade edilmektedir. Denklemlerde m, n, p ve q gecikme uzunluklarını ifade ederken t süreyi, k ve i gecikme sayısını, u_t ve ε_t otokorelasyon sorununun olmadığı hata terimlerini göstermektedir.

$$H_0 = \alpha_i = \delta_i = 0 \quad (19)$$

$$H_1 = \alpha_i \neq \delta_i \neq 0$$

Eşitlik (19)'da görüldüğü üzere bu testin sınavında, temel hipotez α_i 'den δ_i 'ye Granger nedensellik yoktur şeklinde, alternatif hipotezi ise α_i 'den δ_i 'ye Granger nedensellik vardır şeklinde oluşturulmaktadır (Granger, 1969).

6.7. Etki-Tepki Analizi

Etki-tepki fonksiyonu VAR modelde uygun gecikme uzunluğuna karar verildikten sonra oluşturulmaktadır. Bu fonksiyon değişkenlere verilecek şokların etkilerini ve bu etkilerin hangi sürede gerçekleşeceğini grafikler ve şekiller yardımıyla göstermektedir. Yani, bir değişkene ait seriye verilecek 1 birimlik şokun diğer değişkende ne kadar sürede etkiye neden olduğu gösterilmektedir (Tarı, 2006: 465-467)

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \quad (20)$$

Denklem (20), iki değişkenli VAR modelin matris formunda ifade edilen etki-tepki fonksiyonunu ifade etmektedir.

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Y \\ Z \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \Phi_{11(i)} & \Phi_{12(i)} \\ \Phi_{21(i)} & \Phi_{22(i)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-1} \\ \varepsilon_{zt-1} \end{bmatrix} \quad (21)$$

Denklem (21) ise Sims (1980)'in hareketli ortalama vektörü (VMA) gösterimini temsil etmektedir. Bu yöntem VAR model içindeki değişkenlere verilen şokların zaman yolu çizelgesini göstermek için kullanılmaktadır. Yani, hareketli ortalama yöntemiyle Y_t ve Z_t serileri arasındaki etkileşim zaman yolu çizelgesiyle incelenmektedir. Φ_i 'nin katsayıları olan ε_{yt} ve ε_{zt} 'nin işlevi verilen şokların etkilerini Y_t ve Z_t serilerine ait zaman yolu çizelgesi üzerinde göstermektedir. Örnek olarak $\Phi_{12}(0)$ için ε_{zt} 'de gerçekleşen değişimin Y_t serisi üzerindeki anlık etkisini, $\Phi_{12}(1)$ için sırasıyla ε_{yt-1} ve ε_{zt-1} 'de gerçekleşen değişimin Y_t serisi üzerindeki 1 dönemlik etkisini göstermesi şeklinde ifade edilmektedir (Barışık ve Kesiklioğlu, 2006: 70; Mucuk ve Alptekin, 2008: 170).

7. ANALİZ VE AMPİRİK BULGULAR

Araştırmanın analiz kısmında değişkenlere ait zaman serilerinin durağanlık derecelerinin belirlenmesi için birim kök testleri (ADF ve PP testleri) uygulanacak ve sonrasında araştırmada kullanılan değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin tespitine yönelik Engel Granger koentegrasyon analizi yapılarak hata düzeltme modeli tahmin edilecektir. Sonraki adımda VAR modeli tahmin edilerek tahmin edilen VAR modelinin sahip olması gereken koşulları (diagnostik testler) araştırmaya yönelik AR polinomlarının konum ve özdeğerleri belirlenerek tahmin modeline ait hata terimi için otokorelasyon testi uygulanacaktır. Tahmin modelinin diagnostik testleri geçmesi ve kabul edilmesi durumunda değişkenler arasında Granger nedensellik ilişkisi ve ilişkinin yönü tespit edildikten sonra değişkenler arasında son olarak etki-tepki analizi yapılacaktır. Araştırmanın uygulamasıyla ilgili hesaplamalar Eviews 13 yazılımıyla yapılmıştır.

7.1. Birim Kök Test Sonuçları

Araştırmayla ilgili oluşturulan teorik çerçevede, ADF ve PP birim kök testlerine ait üçer modeli gösterim yer almıştır. Fakat, literatürde genel kabul gören uygulamaya göre bu testlerden sabit katsayının yer aldığı model ve hem sabit katsayı hem de trendin yer aldığı modellerin sınamalarına ait sonuçlara yer verilmiştir.

Tablo 2: Değişkenlere Ait Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Test İstatistikleri	ADF Testi		PP Testi	
		Sabit	Sabit & Trend	Sabit	Sabit & Trend
tinf	%1	-3.484653	-4.034997	-3.484198	-4.034356
	%5	-2.885249	-3.447072	-2.885051	-3.446765
	%10	-2.579491	-3.148578	-2.579386	-3.148399
	Z(t)	(-1.067312)	(-2.516587)	(-0.812601)	(-2.161240)
	p (Değeri)	0.7271	0.3198	0.8118	0.5064
Δtinf	%1	-3.484653*	-4.034997*	-3.484653*	-4.034997*
	%5	-2.885249**	-3.447072**	-2.885249**	-3.447072**
	%10	-2.579491***	-3.148578***	-2.579491***	-3.148578***
	Z(t)	(-5.963790)	(-5.994481)	(-5.926754)	(-5.959420)
	p (Değeri)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
iinf	%1	-3.485115	-4.035648	-3.484198	-4.034356
	%5	-2.885450	-3.447383	-2.885051	-3.446765
	%10	-2.579598	-3.148761	-2.579386	-3.148399
	Z(t)	(-0.797299)	(-2.094237)	(-0.794344)	(-1.927280)
	p (Değeri)	0.8160	0.5435	0.8169	0.6342

Δiinf	%1	-3.484653*	-4.034997*	-3.484653*	-4.034997*
	%5	-2.885249**	-3.447072**	-2.885249**	-3.447072**
	%10	-2.579491***	-3.148578***	-2.579491***	-3.148578***
	Z(t)	(-7.745815)	(-7.771458)	(-8.273907)	(-8.288754)
	p (Değeri)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

*%1, **%5, ***%10 Anlamlılık Seviyesinde Durağan, ()Parantez İçi Test İstatistiği Değerini ifade etmektedir.

Zaman serileri için yapılan birim kök sınamalarında o serinin seviyede durağanlık özelliğine sahip olması I(0), serinin birinci farkında durağanlık koşulunu sağlaması ise serinin I(1) olduğu şeklinde tanımlanmaktadır. Serilerin I(0) durağanlık durumunda seriler arasında kısa dönemli ilişkiye işaret ederken serilerin I(1) durağanlık özelliğine sahip olması ise, seriler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığına yönelik analizleri yapmayı mümkün kılmaktadır (Dickey ve Fuller, 1981). Tablo 2’de yer verilen tinf ve lniinf değişkenlerine ait sabit katsayılı ve hem sabit katsayılı hem de trendli modellere seviyede yapılan ADF ve PP birim kök test sonuçlarına göre her iki değişken ($\alpha = 0.01$, $\alpha = 0.05$ ve $\alpha = 0.10$ anlamlılık seviyelerinde) için hesaplanan değerler test istatistik değerinden ($t_{thesap} < Z(t)$ ve $p > 0.05$) düşük çıktığı için serilerin birim köke sahip olduğu sonucuna karar verilmiştir. Diğer taraftan serilere birinci farkında uygulanan ADF ve PP sınamaları sonucunda Δtinf ve Δiinf serilerinin sabit katsayılı ve hem sabit katsayılı hem de trendli modelleri ($\alpha = 0.01$, $\alpha = 0.05$ ve $\alpha = 0.10$ anlamlılık seviyelerinde) için hesaplanan değerlerin test istatistik değerinden ($t_{thesap} > Z(t)$ ve $p < 0.05$) yüksek çıkması sonucunda serilerin birinci farkında durağan olduğu tespit edilmiştir (Wooldridge, 2013a).

7.2. Engel Granger Koenteğrasyon Analizi

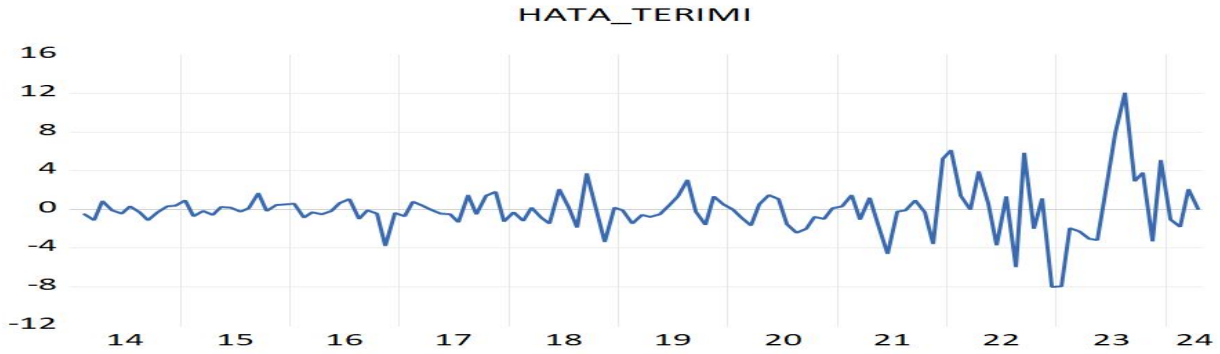
Bir önceki başlık altında yapılan birim kök analizlerine göre araştırma konusu değişkenlere ait serilerin I(1) aynı düzeyde durağan olduğuna karar verilmiş ve seriler arasında uzun dönem ilişkisini araştırmaya yönelik koenteğrasyon analizinin yapılması aşamasına geçilmiştir.

Tablo 3: Engel Granger Koenteğrasyon Analizi

Bağımlı Değişken: Dtinf				
	Kat Sayı	Standart Hata	t-İstatistik Değeri	P Değeri
Bağımsız Değişkenler				
Δ (iinf)	0.771139	0.065796	11.72009	0.0000
C (Sabit)	0.141678	0.230190	0.615484	0.5394
İstatistik Değerleri				
R-squared	0.531662		Mean dependent var	0.499678
Adjusted R-squared	0.527792		S.D. dependent var	3.682255
S.E. of regression	2.530350		Akaike info criterion	4.710719
Sum squared resid	774.7233		Schwarz criterion	4.756446
Log likelihood	-287.7092		Hannan-Quinn criter.	4.729293
F-statistic	137.3605		Durbin-Watson stat	1.527429
Prob(F-statistic)	0.000000		Mean dependent var	0.499678

Tablo 3’te değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini tespit etmek üzere Engel Granger koenteğrasyon analiz çıktısına yer verilmiştir. Çıktıya göre model anlamlı olduğu gibi değişkenlere ait katsayı değerlerine ($p < 0.05$) göre değişkenler arasında uzun dönemde koenteğrasyon ilişkisi bulunmaktadır. Koenteğrasyon modelinin geçerliliğini araştırmak üzere modele ait hata terimi oluşturulmuştur.

Şekil 2: Koentegrasyon Modeline Ait Hata Terimi



Şekil 2’de modele ait hata teriminin grafiği yer almaktadır. Modelin geçerliliğinin kabul edilmesi için modele ait hata teriminin durağan olması gerekmektedir. Şekilde görüldüğü üzere modele ait hata terimi durağan bir görünüme sahiptir.

Tablo 4: Hata Terimine Ait Birim Kök Testleri

Değişken	Test-İstatistikleri	ADF Testi	PP Testi
HATA TERİMİ	%1	-2.584055*	-2.584055*
	%5	-1.943471**	-1.943471**
	%10	-1.614984***	-1.614984***
	Z(t)	(-8.648612)	(-8.621884)
	p (Değeri)	0.0000	0.0000

*%1, **%5, ***%10 Anlamlılık Seviyesinde Durağan, ()Parantez İçi Test İstatistiği Değerini ifade etmektedir.

Tablo 4’te hata terimi için yapılan birim kök testlerine ait sonuçlara yer verilmiştir. Her iki birim kök testine ve anlamlılık seviyelerine göre ($\alpha = 0.01$, $\alpha = 0.05$ ve $\alpha = 0.10$ anlamlılık seviyelerinde) hesaplanan değerler test istatistik değerlerinden yüksek çıkmış ($t_{hesap} > Z(t)$ ve $p < 0.05$) ve hata teriminin durağan olduğuna karar verilmiştir.

7.3. Hata Düzeltme Modeli (ECM)

Koentegrasyon modelinin anlamlı çıkması üzerine ve modele ait hata teriminin durağanlık koşulunu sağlaması araştırmanın değişkenlerinin uzun dönemde koentegrasyon ilişkisine sahip olduğunu göstermektedir. Bu durum hata düzeltme modelinin tahmin edilmesini mümkün kılmaktadır.

Tablo 5: Hata Düzeltme Modeli

Bağımlı Değişken: Dtinfl		Standart Hata	t-İstatistik Değeri	P Değeri
	Kat Sayı			
Bağımsız Değişkenler				
Δ (iinf)	0.788418	0.065088	12.11305	0.0000
HATA TERİMİ (-1)	-0.103718	0.045011	-2.304306	0.0229
C (Sabit)	0.123933	0.226328	0.547583	0.5850
İstatistik Değerleri				
R-squared	0.551507		Mean dependent var	0.499678
Adjusted R-squared	0.544032		S.D. dependent var	3.682255
S.E. of regression	2.486456		Akaike info criterion	4.683682
Sum squared resid	741.8955		Schwarz criterion	4.752271
Log likelihood	-285.0464		Hannan-Quinn criter.	4.711543
F-statistic	73.78146		Durbin-Watson stat	1.464420

Prob(F-statistic) 0.000000 Mean dependent var 0.499678

Tablo 5'te hata düzeltme modeline ait çıktıya yer verilmiştir. Çıktıda görüldüğü üzere tahmin modeli ve değişkenlere ait kat sayı değerleri ($p < 0.05$) istatistiki olarak anlamlı çıkmıştır. Ayrıca, modelde yer alan hata teriminin katsayısı -0.103718 değeri ile hata düzeltme modelinde hata teriminin sahip olması gereken $-1 < \beta_1 < 0$ koşulu sağlamaktadır. Hata düzeltme modelindeki hata teriminin sahip olduğu değerden ($1/0.103718 = 9,641$) anlaşılacağı üzere uzun dönemde değişkenler arasında dengeden sapma durumunda değişkenlerin tekrar birbirine yakınsayarak yeni dengeye geçiş süresi 9,641 dönemde (ay) gerçekleşmektedir.

7.4. VAR Model Tahmini

Araştırmaya ait değişkenlerin uzun dönem ilişkisinin varlığını tespit ettikten sonra sonraki adım olan değişkenler arasındaki Granger nedenselliğinin belirlenebilmesi için öncelikle VAR model tahmin edilmiştir. İlk olarak iki gecikmeli VAR model tahmin edilerek bu tahmin modeli üzerinden VAR model için uygun gecikme uzunluğu araştırılmıştır.

Tablo 6: VAR Model Gecikme Uzunluğu

Gecikme	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-906.8000	NA	21877.45	15.66896	15.71644	15.68824
1	-583.2133	630.4362	88.51023	10.15885	10.30128	10.21667
2	-555.7706	52.51948	59.08748	9.754666	9.992045*	9.851028
3	-546.5336	17.35933	53.99608	9.664372	9.996702	9.799279*
4	-541.9340	8.485357	53.45851*	9.654035*	10.08132	9.827487
5	-539.2114	4.928930	54.67723	9.676058	10.19829	9.888055
6	-537.6877	2.705858	57.10492	9.718753	10.33594	9.969295
7	-531.0386	11.57867*	54.61108	9.673079	10.38521	9.962165
8	-526.3962	7.924053	54.08196	9.662003	10.46909	9.989634

* Bütün bilgi kriterlerine göre model için en uygun gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Tablo 6'da daha önce tahmin edilmiş iki gecikmeli VAR model üzerinden uygun gecikme uzunluğunu saptamaya yönelik gecikme süreleri ve bunlara ait bilgi kriterlerinin istatistiki değerleri yer verilmiştir. Tablodan görüleceği üzere model için en uygun gecikme uzunluğunun dört olduğuna karar verilmiştir.

Tablo 7: Dört Gecikmeli VAR Model Tahmin Sonuçları

Değişkenler (Gecikmeler)	tinf	iinf
tinf(-1)	1.420830 (0.14097) [10.0788]	0.247723 (0.15144) [1.63576]
tinf(-2)	-0.720623 (0.22107) [-3.25964]	-0.547390 (0.23749) [-2.30486]
tinf(-3)	0.372451 (0.19951) [1.86685]	0.499065 (0.21433) [2.32853]
tinf(-4)	-0.250546 (0.12770) [-1.96198]	-0.180963 (0.13719) [-1.31911]
iinf(-1)	0.259648 (0.13041) [1.99099]	1.084328 (0.14010) [7.73982]
iinf(-2)	-0.225277 (0.17239) [-1.30680]	0.163511 (0.18519) [0.88293]
iinf(-3)	0.113101	-0.151771

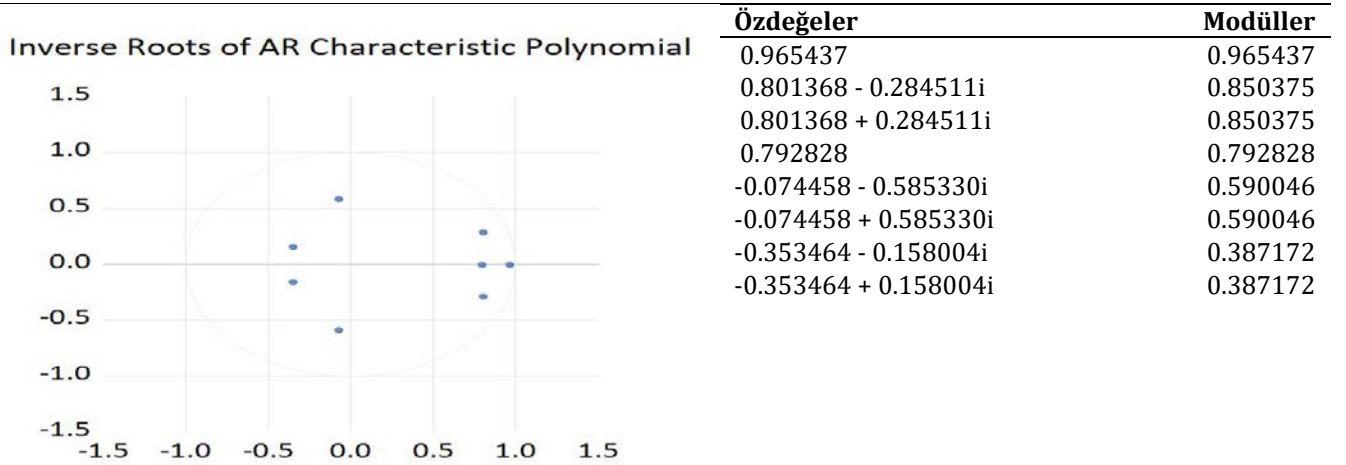
	(0.17517)	(0.18818)
	[0.64568]	[-0.80653]
iinf (-4)	-0.011537	-0.123629
	(0.12908)	(0.13867)
	[-0.08938]	[-0.89156]
C	0.661810	0.506398
	(0.40571)	(0.43584)
	[1.63125]	[1.16189]
İstatistik Değerleri		
R-squared	0.984035	0.986770
Adj. R-squared	0.982885	0.985816
Sum sq. resids	1006.399	1161.447
S.E. equation	3.011090	3.234731
F-statistic	855.2402	1034.861
Log likelihood	-297.8712	-306.4684

Tablo 7’de model için tespit edilen en uygun gecikme uzunluğu dikkate alınarak dört gecikmeli VAR model tekrar tahmin edilmiştir. Bundan sonraki aşamada tahmin edilen dört gecikmeli VAR model üzerinden analizlere devam edilmiştir.

7.4.1. Diagnostik Testler

İki aşamadan oluşan diagnostik testler; ilk olarak tahmin edilen VAR modeline ait AR polinomlarının durağanlık durumuna ve modele ait hata teriminin otokorelasyon sınamasına yönelik uygulamalardan oluşmaktadır.

Şekil 3: AR Karakteristik Polinomlarının Ters Kökleri ve Özdeğerleri



Dört gecikme uzunluğu ile tahmin edilen VAR modelin durağanlık koşulunu sağlaması gerekmektedir. Durağanlık koşulu için tahmin modeline ait AR polinomlarının ters köklerinin konum ve değerlerine bakılarak karar verilmektedir. AR polinomlarının ters köklerinin hepsinin birim çemberin içerisinde konumlanmış olması gerekmektedir. Şekil 3’te tahmin edilen dört gecikmeli VAR modeline ait AR polinomlarının ters kökleri yer almaktadır. Şekle göre AR polinomlarının tümü birim çemberin içerisinde konumlanmıştır. AR polinomlarının ters köklerine ait özdeğer istatistikleri için hepsinin birden küçük değere sahip olması yeterli kabul edilmektedir. AR polinomlarının konum ve özdeğer istatistikleri dikkate alındığında tahmin edilen dört gecikmeli VAR modeline ait durağanlık koşulunu sağladığı görülmektedir.

Sonraki aşamada dört gecikmeli VAR modelinin hata terimine otokorelasyon testi uygulanarak tahmin modelinin otokorelasyon durumu test edilmiştir.

Tablo 8: Dört Gecikmeli VAR Modeline Ait Hata Terimi Otokorelasyon Testi

Gecikme	LRE	df	P Değeri	F- İstatistiği	df	P Değeri
1	4.766242	4	0.3121	1.199191	(4, 216.0)	0.3121
2	4.474700	4	0.3456	1.125080	(4, 216.0)	0.3456
3	5.524214	4	0.2376	1.392337	(4, 216.0)	0.2376
4	0.961973	4	0.9155	0.239916	(4, 216.0)	0.9155
5	7.813420	4	0.0987	1.979782	(4, 216.0)	0.0987

Tablo 8’de dört gecikmeli VAR modeline ait hata terimine Lagrange-Multiper testi uygulanarak testin sonucunun çıktısına yer verilmiştir. Tabloya göre L4 için $df = 4$ ve $p = 0.9155 > 0.05$ olmak üzere $\alpha = 0.05$ anlamlılık seviyesinde temel hipotezler kabul edilmiş ve tahmin modelinde otokorelasyon sorununun bulunmadığına karar verilmiştir (Wooldridge, 2013b).

7.5. Granger Nedensellik Analizi

Tahmin edilen VAR modeli diagnostik testleri geçerek kabul edilmiştir. Bundan sonraki süreçte araştırmamızın diğer hipotezlerini sınamaya yönelik testlerin uygulanması aşamasına geçilmiştir.

Tablo 9: Değişkenlere Ait Granger Nedensellik Testi

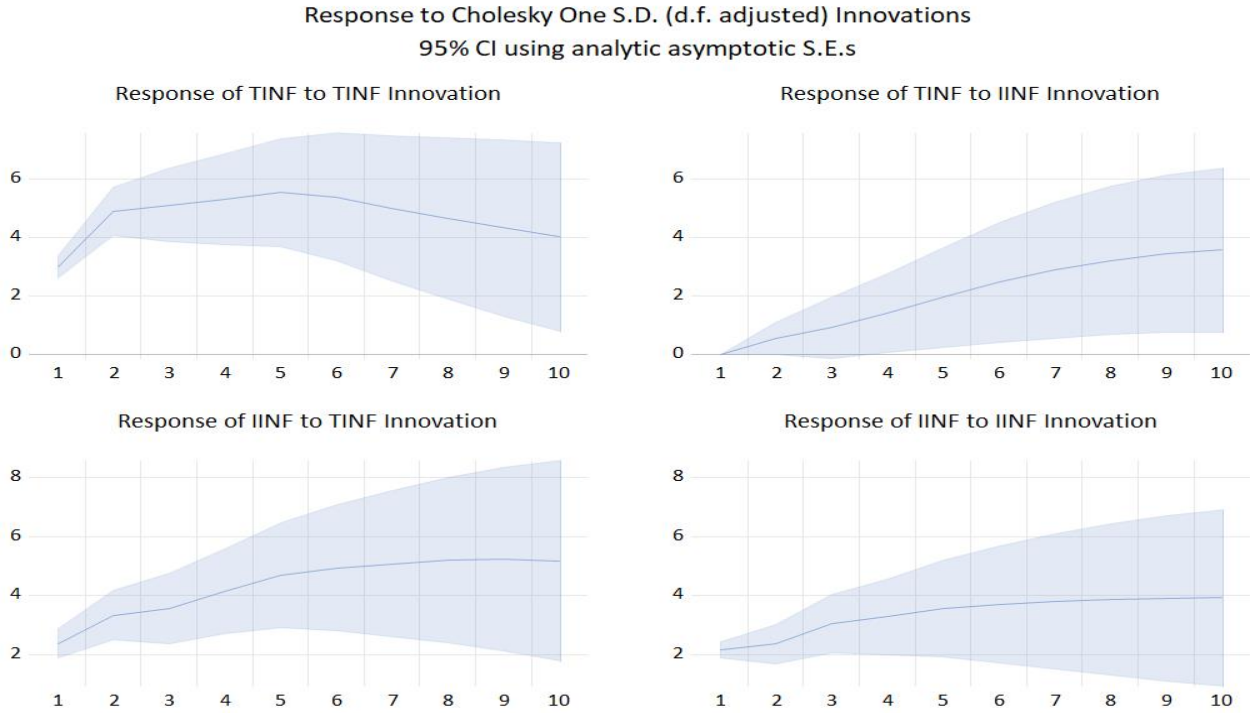
Bağımlı Değişken: tinf	Chi ²	df	Prob. > Chi ²
iinf	9.195780	4	0.0564
Tüm	9.195780	4	0.0564
Bağımlı Değişken: iinf			
tinf	6.846447	4	0.1442
Tüm	6.846447	4	0.1442

Tablo 9’da değişkenlere ait Granger nedensellik testi sonuçları yer verilmiştir. Tabloya göre tinf değişkeninin (Türkiye Enflasyon Oranı), iinf değişkeni (İstanbul Enflasyon Oranı) için Granger nedenselliği reddedilirken ($p = 0.14 > 0.05$) iinf değişkeninin, tinf değişkeni için Granger nedenselliği kabul ($p = 0.05 \geq 0.05$) edilmiştir (Engel & Granger, 1987). Bu sonuca göre İstanbul enflasyonun Türkiye enflasyonu için Granger nedenselliği kabul edilerek İstanbul enflasyon oranından Türkiye enflasyon oranına tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

7.6. Etki-Tepki Analizi

Etki-Tepki fonksiyonu önceden de belirtildiği üzere bir değişkene verilen bir birimlik şokun diğer bir değişken üzerindeki etkisini zaman çizelgesinde göstermektedir. Sims (1980)’e göre etki-tepki fonksiyonu makro ekonomik değişkenlerin birbirleri üzerindeki etkisini göstermeye yararken hükümete de ekonomi politikalarını belirlemede yol gösterici olmaktadır.

Şekil 4: Değişkenlere Ait Etki-Tepki Analizi Grafiği



Şekil 4'te değişkenlerin kendileri ve birbiri arasındaki etki-tepki grafikleri yer almaktadır. Etki-tepki fonksiyon için 12 periyotluk (ay) zaman süresi kullanılmıştır. Şekilden görüleceği üzere, iinf (İstanbul enflasyonu) değişkenine verilen bir birimlik (standart sapmalı) şokun tinf (Türkiye enflasyonu) üzerinde artış yönlü pozitif bir etkiye, tinf (Türkiye enflasyonu) değişkenine verilen bir birimlik şokun ise iinf (İstanbul enflasyonu) değişkeni üzerinde benzer bir şekilde pozitif yönde bir artışa sebep olduğu görülmektedir. Sonuç olarak bu analize göre her iki değişkene verilen bir birimlik şokun birbiri üzerinde pozitif yönlü artışa neden olduğu anlaşılmaktadır.

7.7. Araştırma Hipotezlerinin Değerlendirilmesi

Araştırma için başlangıçta sekiz tane hipotez oluşturulmuş ve bu hipotezlerin sınaması iki değişkene ait zaman serisi analizleri gerçekleştirilmiştir.

Tablo 10: Araştırma Hipotezleri ve Değerlendirme

Hipotezler	Gerekçe	Karar
H_1	E-G Koentegrasyon Geçerli	Kabul ✓
H_2	E-G Koentegrasyon Geçerli	Red X
H_3	$p = 0.14 > 0.05$	Red X
H_4	$p = 0.05 \geq 0.05$	Kabul ✓
H_5	Şekil 5	Kabul ✓
H_6	Şekil 5	Red X
H_7	Şekil 5	Kabul ✓
H_8	Şekil 5	Red X

Tablo 10'da bu araştırma için oluşturulan temel hipotezler ve bu hipotezlerin sınanmasındaki gerekçelere göre verilen kararlar yer almaktadır. Tabloda görüleceği üzere bu araştırma için oluşturulan ve test edilen dört hipotez kabul reddedilirken diğer dört hipotez kabul edilmiştir.

8. SONUÇ

Bu çalışmada Türkiye’de enflasyonun nedeni ana akım iktisat ekollerinde kullanılan açıklayıcı değişkenlerden ziyade Tinbergen (1959)’in bölgesel enflasyon yakınsaması ve Jessop & Sum (2000)’un “kürekentleşme” kavramından yola çıkarak ekonomik büyüklüğü artan küresel metropollerin ülke ekonomisi üzerindeki etkisini belirlemek amacıyla İstanbul enflasyon oranı açıklayıcı değişken olarak kullanılmıştır. Bu bağlamda Türkiye enflasyonu ve İstanbul enflasyonu arasındaki etkileşimi sınamak üzere hipotezler oluşturulmuştur.

Araştırmanın uygulama bölümünde oluşturulan hipotezleri sınamak üzere yapılan Engel Granger koentegrasyon analizine göre Türkiye enflasyon oranı ve İstanbul enflasyon oranı arasında uzun dönemli ilişkinin varlığına karar verilerek sonrasında hata düzeltme modeli tahmin edilmiştir. Tahmin edilen hata düzeltme modeline göre değişkenler arasında gerçekleşen dengeden uzaklaşma durumunda değişkenlerin tekrar birbirine yakınsayarak dengeye dönüş süresinin yaklaşık 9,6 periyot (ay) olduğu anlaşılmıştır. Değişkenler arası uzun dönem ilişkinin varlığına dayanarak tahmin edilen VAR model üzerinden yapılan Granger nedensellik analizine göre ise Türkiye enflasyonunun Granger nedeninin İstanbul enflasyonu olduğu sonucuna (tek yönlü nedensellik) ulaşılmıştır. Ayrıca, her iki değişken için yapılan etki-tepki analizine göre gerek İstanbul enflasyonuna verilecek bir birimlik (standart sapmalık) şokun Türkiye enflasyonu üzerinde gerekse Türkiye enflasyonuna verilecek bir birimlik şokun İstanbul enflasyonu üzerinde pozitif yönde artışa neden olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuçlar göre ulusal düzeyde yapılmış çalışmalardan Tunay ve Silpagar (2007) ve Yeşilyurt (2014)’un farklı istatistiksel bölgesel sınıflandırmalar üzerinden elde edilen güçlü yakınsama ilişkilerine benzer şekilde Türkiye ve İstanbul metropolü için geçerli olduğuna karar verilmiştir.

Sonuç olarak bu araştırmadan anlaşılacağı üzere küresel metropollerden biri olan İstanbul için seçilen enflasyon oranı göstergesinin Türkiye’nin enflasyon oranı üzerinde etkili olduğu anlaşılmaktadır. Bu açıdan mikro örneklem olarak İstanbul’da yaşam maliyetleri ve enflasyonun nedenleri üzerine yapılacak çalışmaların makro düzeyde Türkiye enflasyon hedeflemesi üzerinde olumlu katkılara neden olacağı düşünülmektedir. Ayrıca, fiyat istikrarı ve enflasyon hedeflemesi bakımından Merkez Bankası’na ve hükümetlere, İstanbul enflasyon oranını baz alan tedbir ve ekonomi politikalarının belirlenmesi ve uygulanması tavsiye edilmektedir.

KAYNAKÇA

- Abidođlu, Z. ve Korkmaz, Ö. (2012). Tüketici ve üretici fiyat endekslerinde fiyat geçişkenliği: Alt sektörler. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 16(2), 65-81.
- Acemođlu, D. and Üçer, E. M. (2020). High-quality versus low-quality growth in Turkey: causes and consequences. *Turkish economy at the crossroads: Facing the challenges ahead*. Akat, A.S. & Gürsel, S. (ed.), World Scientific Publishing.
- Akdi Y. ve Şahin, A. (2007). Enflasyon yakınsaması: Türkiye örneđi. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 44:69- 74 .
- Barışık, S. ve Kesikođlu, F. (2006). Türkiye’de bütçe açıklarının temel makroekonomik deđişkenler üzerine etkisi (1987-2003 VAR, Etki-Tepki Analizi, Varyans Ayırıştırması). *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 64(4), 59-82.
- Best, R. (2008). An introduction to error correction models. *Oxford Spring School for Quantative Methods in Social Research*.
- Busetti, F., Forni, L., Harvey, A. and Venditti, F. (2006). Inflation convergence and divergence with in European monetary union. ECB. Working Papers, No: 574.
- Croce, E. and Khan, M. S. (2000). Monetary regimes and inflation targeting. *Finance and Development*, 37(3),48.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979). Distribution of estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49, 1057-1072.
- Durlauf, S. and Quah, D. (1999). The new emprics of economic growth. *Handbook of macroeconomics*, Taylor, J.B. and Woodford, M (Eds.), Vol:1, pp.235- 308, Amsterdam: Elsevier Science,.
- Eđilmez, M. (2021). Türkiye’nin enflasyon sorunu üzerine. *İktisat ve Toplum*, 133, 4-6.
- Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*. Canada : John Wiley and Sons.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 25(2), 251-276.
- Friedman, M. (1970). The counter-revolution in monetary theory. *IEA Occasional Paper*, 33, 1-14.
- Investing (2023). *İstanbul’da enflasyon 3 katına çıktı: yıllık bazda 8 aylık düşüş sona erdi*. <https://tr.investing.com/news/economic-indicators/istanbulda-aylk-enflasyon-3-katna-ckt-yllk-bazda-8-aylk-dusus-sona-erdi-2521870>
- İTO (2024). *Bilgi Bankası*. <https://bilgibankasi.ito.org.tr/tr/istatistik-verileri/genel> .
- Granger, C. W. J., (1969). Investigating *Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*. *Econometrica*, 37,424-38.
- Gujarati, D. N. and Porter, D. C. (2012). *Basic Econometrics* (Çev. Ümit Şenses and Gülay Günlük Şenses). Fifth Edition. İstanbul: Literature Publishing.
- Gürkaynak, R. S. ve Sayek Böke, S. (2003). AKP döneminde Türkiye ekonomisi. *Birikim*, 296, 64-69.

- Gürkaynak, R. S., Kısacıkoğlu, B., Lee, S. S., & Şimşek, A. (2023). Türkiye'nin Enflasyon Tercihleri. *Çıkmaz Yol: Dünden Yarına Türkiye Ekonomisi*(pp.123-148).İstanbul Bilgi University Press.
- Hyvonen, M. (2004). Inflation convergence across countries. *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper, Economic research department.*
- Holden, D. and Perman, R. (1994). Unit roots and cointegration for the economists, cointegration for the applied economists. *Co-Integration for the Applied Economist*(pp.47-112).F. B. Bhaskaro Rao (Ed.), London: The Mac Millan Press Ltd.
- Jessop, B. and Sum, N. (2000). An Entrepreneurial city in action: Hong Kong's emerging strategies in and for(inter) urban competition. *Urban Studies*, 37(12), 2287-2313.
- Kara, A. H. (2008). Turkish experience with implicit inflation targeting.*Central bank review*, 8(1), 1-16.
- Keynes, J. M. (2008). *İstihdam, Faiz ve Paranın Genel Teorisi*. İstanbul: Kalkedon Yayınları.
- Lopez, C. ve Papell, D.H.(2011). *Convergence of euro area inflation rates*. Banque de France Working Paper Series, No: 326.
- Meral, P. S. (2005). Enflasyon ve enflasyonun okuma alışkanlığına etkisi. *Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 1(19), 309-324.
- Mucuk, M. ve Alptekin, V. (2008). Türkiye'de vergi ve ekonomik büyüme ilişkisi: VAR analizi (1975-2006). *Maliye Dergisi*, 155, 159-174.
- Oktar, S. ve Dalyancı, L. (2011). Türkiye ekonomisinde para politikası ve enflasyon arasındaki ilişkinin analizi. *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, XXXI (II), 1-20.
- Oktayer, A. (2010). Türkiye'de bütçe açığı, para arzı ve enflasyon ilişkisi. *Maliye Dergisi*, 158, 431-447.
- Onay, C. (2006). A Cointegration analysis approach to european union integration: The case of acceding and candidate countries. *European Integration online Papers*, 10, 1-16.
- Özmen, M. ve Koçak, F. İ. (2012). Enflasyon, bütçe açığı ve para arzı ilişkisinin ARDL yaklaşımı ile tahmini: Türkiye örneği. *Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi*, 16(1), 1-19.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Saraç, T. B. ve Karagöz, K. (2010). Türkiye'de tüketici ve üretici fiyatları arasındaki ilişki: Yapısal kırılma ve sınır testi. *Maliye Dergisi*, 159, 220-232.
- Şahinoğlu, T., Özden, K., Başar, S. ve Aksu, H. (2010). Türkiye'de enflasyonun oluşumu: ARDL yaklaşımı. *Sosyo Ekonomi*, Ocak-Haziran 2010-1, 27-46.
- Selim, S. ve Güven, E. T. A. (2014). Türkiye'de enflasyon, döviz kuru ve işsizlik arasındaki ilişkinin ekonometrik analizi. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10 (1), 179-204.
- Siklos, J.H. and Wohar, M.E.(1997). Convergence in interest rates and inflation rates across countries over time. *Review of International Economics*, 5(1):129-141.

- Taban, S. ve Şengür, M. (2016). Türkiye’de enflasyonun kaynağının belirlenmesine yönelik ekonometrik bir analiz. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 47, 47-64.
- Tarı, R. (2010). *Ekonometri*. Genişletilmiş 6. Baskı, Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Tinbergen, J. (1959). On the theory of trend movements. *Selected papers*. Tinbergen, J. (Ed.) Amsterdam: North Holland, 188-221.
- Tunay K, Silpagar, A. (2008). Türkiye’de bölgesel enflasyon yakınsamasının analizi. *ÖNERİ*, 8(29), 177 - 186.
- TÜİK (2024). Türkiye İstatistik Kurumu, istatistik veri portalı. <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=Enflasyon-ve-Fiyat-106>.
- Yılmaz, M ve Uysal, D. (2019). Türkiye’de dolarizasyon ve enflasyon ilişkisi. *İktisadi İdari ve Siyasi Araştırmalar Dergisi*, 4(10), 286-306.
- Zeybek, H. (2014). Dolarizasyon ve finansman maliyeti. *İşletme ve İktisat Çalışmaları Dergisi*, 2(2), 44-61.
- Wooldridge, J. M. (2013a). *Ekonometriye Giriş Modern Yaklaşım*. Cilt 2 (Çev. Edt. Doç. Dr. Ebru Çağlayan), Ankara: Nobel Akademi Yayıncılık.
- Wooldridge, J. M. (2013b). *Ekonometriye Giriş Modern Yaklaşım*. Cilt 1 (Çev. Edt. Doç. Dr. Ebru Çağlayan), Ankara: Nobel Akademi Yayıncılık.



© Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY NC) license.

(<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).

EXTENDED ABSTRACT

Investigation of Granger Causation Between Türkiye and Istanbul Inflation Rates

1. Introduction

As the process of globalisation continues rapidly, according to Jessop and Sum (2000), the importance of cities, especially those that are considered as global metropolises, in national economies is increasing. As a result of this situation, the imbalance in macroeconomic indicators in national economies is also reflected in metropolises. It is believed that the inflation problem experienced in Türkiye in recent years has been felt intensely in Istanbul, which is considered as one of the global metropolises, and the cost of living in Istanbul has increased. In this context, analysing and explaining the relationship between Türkiye and Istanbul inflation rates is deemed worthy of research. This research is designed to explain the interaction between Türkiye and Istanbul inflation rates through time dimension, causality and impulse response functions.

In the inflation literature, the cause of inflation in Türkiye is generally explained through the variables used in fundamental economic movements. Monetary policy instruments such as money supply, interest rates and exchange rates, fiscal policy instruments such as public expenditures, budget deficits and tax rates, and general equilibrium elements consisting of aggregate demand, aggregate supply and employment rates are used as explanatory variables to determine the short and long run relationship. The causes of inflation are investigated through causality and cointegration analyses between variables. In this study, inflation in Türkiye is analysed on the basis of the Istanbul inflation rate and Tinbergen (1959) Convergence Theory, unlike the explanatory variables used in the literature.

2. Data Set and Methodology

In this research, the quantitative research method was preferred. Two variables were used in the research and a time series of these variables was created. The variables of the research are represented by *tin*: a time series consisting of monthly data on Turkish inflation rate and *iin*: a time series consisting of monthly data on the Istanbul inflation rate. Data on the variables were obtained from the Turkish Statistical Institute and the Istanbul Chamber of Commerce and are secondary data. The data obtained consists of 124 monthly observations covering the period between 01/01/2014 (the oldest available data for Istanbul) and 01/04/2024. Since the variables consist of monthly data, they are subjected to X-11 filtering application in order to remove seasonal effects and make them ready for processing in a seasonally adjusted manner.

Basic research hypotheses for bivariate time series;

H1: There is a long-run relationship between Turkish inflation and Istanbul inflation

H2: There is no long-run relationship between Turkish inflation and Istanbul inflation

H3: Turkish inflation is the Granger cause of Istanbul's inflation

H4: Istanbul inflation is the Granger cause of Turkish inflation

H5: A shock to Turkish inflation has a positive effect on Istanbul's inflation

H6: The effect of a shock to Turkish inflation on Istanbul's inflation is negative

H7: A shock to Istanbul inflation has a positive effect on Turkish inflation

H8: The effect of a shock to Istanbul inflation on Turkish inflation is negative

The test is designed to be tested in the form of a test.

Firstly, in order to test the hypotheses of the study, the Engel Granger co-integration model, the error correction model and then VAR model were estimated from time series analyses respectively. In the last stage, Granger causality and impulse response analyses were conducted.

3. Empirical Findings

In the Engel Granger co-integration model, the coefficients of the variables are statistically significant and the error term of this model is stationary. Afterwards, the error correction model was estimated and it was accepted that there is a long-run cointegration relationship between the variables. Afterwards, the analysis continued by estimating the VAR model. The estimated VAR model was accepted by passing the necessary diagnostic tests. Granger causality test and then impulse-response analyses were performed over the accepted VAR model.

According to Engel Granger cointegration analysis, a long-run cointegration relationship was found between the variables. Then, according to the error correction model estimated, in the event of an imbalance between the variables, the variables will converge again after approximately 9.6 periods (months). According to the Granger causality analysis conducted through the VAR model, it is found that Istanbul inflation is the Granger cause of Turkish inflation. Finally, according to the impulse-response analysis, one unit (standard deviation) shock to both variables causes a positive increase in each other.

4. Discussion and Conclusions

According to the time series analyses conducted to test the main hypotheses of the study, hypotheses H1, H4, H5 and H7 are accepted, while hypotheses H2, H3, H6 and H8 are rejected. Thus, it is determined that there is a long-run relationship between Türkiye's inflation rate and the Istanbul inflation rate. According to the Granger causality analysis based on the existence of this relationship, it is concluded that Istanbul inflation is the Granger cause of Turkish inflation. Moreover, according to the impulse-response analysis for both variables, a one-unit (standard deviation) shock to Istanbul inflation causes a positive increase in Türkiye inflation and a one-unit shock to Türkiye inflation causes a positive increase in Istanbul inflation.