

Gönderim Tarihi: 27.04.2016 Kabul Tarihi: 07.11.2017

ÇEKİRDEK ENFLASYON ÖLÇÜTLERİNİN KARŞILAŞTIRILMASI: TÜRKİYE UYGULAMASI

Servet CEYLAN*
Burcu YILMAZ ŞAHİN**

A COMPARISON OF CORE INFLATION INDICATORS: AN APPLICATION FOR TURKEY

Öz

Enflasyon hedeflemesi rejimini benimseyen ülkelerde çekirdek enflasyonun para politikasının şekillenmesinde önde gelen göstergelerdendir. 2002 yılından beri enflasyon hedeflemesi rejimini kullanan Türkiye’de, dışlama yöntemiyle dokuz çekirdek enflasyon göstergesi TÜİK tarafından hesaplanmakta ve yayınlanmaktadır. Çalışmada bu ölçülerden hangisinin daha iyi niteliklere sahip olduğu değerlendirilmiştir. Bu amaçla, uzun dönem ilişkileri araştırmak amacıyla Engle-Granger Koentegrasyon Testi ve sınır testi yaklaşımı, kısa dönem ilişkileri incelemek amacıyla Granger nedensellik testi ve hata düzeltme modeli 2003:1-2015:3 dönemi aylık verileri vasıtasıyla araştırılmıştır. Bulgular, Türkiye’de çekirdek enflasyon ölçütlerinden D1 ve D2 çekirdek enflasyon ölçüsünün enflasyonu tahmin edebilme performansının diğerlerine göre daha iyi olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Çekirdek Enflasyon, Dışlama Yöntemi, Koentegrasyon, ARDL.

Abstract

It is obvious that core inflation is a main indicator in monetary policy application in countries which adopted inflation targeting regime. Nine core inflation indicators calculated and published via exclusion method by TÜİK in Turkey where inflation targeting regime has been applied since 2005. In the study the core inflation indicator which has better properties than the others has been evaluated. For this purpose, the Engle-Granger co-integration test and Bound Test were used to search long run relationship and error correction model and Granger causality test is used to search short run relation by employing monthly data from the period of 2003:1 to 2015:3. The findings show that D1 and D2 core inflation indicator is the best indicator to predict inflation among the all core inflation indicators in Turkey.

Keywords: Core Inflation, Exclusion Method, Cointegration, ARDL.

* Prof. Dr., Giresun Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, e-posta: servet.ceylan@giresun.edu.tr.

** Yrd. Doç. Dr., Giresun Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, e-posta: burcu.sahin@giresun.edu.tr.

1. Giriş

Fiyat istikrarının sağlanması, 90'lı yıllardan itibaren para politikasını uygulamakla görevli olan merkez bankalarının temel hedefi konumuna gelmiştir. Bu kapsamda, düşük bir enflasyon oranıyla sürdürülebilir bir büyüme ortamının sağlanması ana amaç olmaktadır. Bu noktada, enflasyon oranını en doğru yansıtabilecek endeksin seçimi ekonomiler açısından büyük önem taşımaktadır. Para politikalarının fiyat değişimleri üzerindeki doğrudan etkilerini yansıtan çekirdek enflasyon serileri de, uygulanan para politikasının fiyat istikrarı ve bekleyişler üzerindeki etkisini daha yakından görmek isteyen merkez bankaları açısından önemli hale gelmiştir.

Merkez bankalarının enflasyonu hedef alarak para politikalarını belirlemeleri sonucunda enflasyonu doğru tahmin edebilecek öncü değişkenlerin belirlenmesi ön plana çıkmıştır. Bu amaçla enflasyonun genel eğilimi hakkında bilgi veren, fiyat endeksleri kullanılarak oluşturulan çekirdek enflasyon göstergeleri sık kullanılır hale gelmiştir. Çekirdek enflasyon göstergelerinin enflasyonu tahmin edebilme performansı para politikasının oluşturulması açısından önemlidir. Türkiye'de de 2002 yılından itibaren uygulanmaya başlanan enflasyon hedeflemesi politikası çerçevesinde çekirdek enflasyon göstergeleri kullanılmaya başlanmıştır. Çalışmada TÜİK tarafından dışlama yöntemi ile hesaplanan bu çekirdek enflasyon göstergelerinin enflasyonun genel eğilimini belirleme başarısı ve gösterge niteliğine sahip olup olmadığı araştırılmıştır. 2003:1-2015:3 dönemi aylık verilerin kullanıldığı analizlerde çekirdek enflasyon ve genel enflasyon serileri arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkiler incelenmiştir.

Çalışmanın birinci bölümünde, çekirdek enflasyon kavramı tanımlanmış, çekirdek enflasyonun ölçümüyle ilgili yaklaşımlara ve bu konuda yapılan çalışmalara yer verilmiştir. İkinci bölümde, enflasyon ile çekirdek enflasyon ölçütleri arasında uzun dönem ilişkileri aynı seviyede durağan olan değişkenler için Engle-Granger Koentegrasyon Testi, aynı seviyede durağan olmayan değişkenler için ARDL Modeli ile neden sonuç ilişkileri de Hata Düzeltme Modeli ve Granger Nedensellik testleriyle incelenmiştir. Çalışmanın son kısmında ise, sonuç bölümü ve çalışmanın genel bir değerlendirmesi yer almaktadır.

2. Çekirdek Enflasyon; Teori ve Literatür

Üzerinde uzlaşma sağlanmış bir tanım bulunmamasına karşın, çekirdek enflasyonun genel enflasyon trendinin iyi bir göstergesi olduğu konusunda görüş birliğine ulaşıldığı görülmektedir (Clark 2001: 6). Bu

doğrultuda doğru olarak ölçülen çekirdek enflasyonun genel enflasyon hakkında yeterince bilgi sağlayacağı ileri sürülmektedir. Çekirdek enflasyon terimi ilk defa Eckstein (1981) tarafından kullanılmıştır. Eckstein çekirdek enflasyonu, üretim faktörlerinin maliyetindeki artış eğilimi olarak tanımlamıştır. Eckstein'e göre çekirdek enflasyon ekonominin uzun dönem genişleme patikasında oluşur ve durgun duruma ilişkin bir kavramdır (Eckstein 1981: 7). Bryan ve Cecchetti (1994)'ye göre de çekirdek enflasyon, parasal büyümeye bağlı olarak ölçülen fiyat endeksinin uzun dönem veya kalıcı bileşenleridir ve genel fiyat değişiminin birkaç yıl sürmesi beklenen, dolayısıyla yakın ve orta vade için enflasyon öngörüsü yapılması amacıyla kullanılabilen kısmını temsil etmektedir. Smith ise çekirdek enflasyonu; gelecekteki enflasyonun başlıca göstergesi olarak tanımlamaktadır (Smith 2004: 254). Morana'ya göre, iki temel özellik çekirdek enflasyonu tanımlamaya yardımcı olur. Birincisi, çekirdek enflasyon uzun dönem kavramıdır; ikincisi, beklentilerle ilişkili bir kavramdır (Morana 2000: 7). Quah ve Vahey ise çekirdek enflasyonu, ölçülen enflasyonun orta ve uzun dönemde reel üretim üzerinde etkisi olmayan bileşeni olarak tanımlamıştır (Quah ve Vahey 1995: 1130). TÜİK'in tanımına göre ise, çekirdek enflasyon, enflasyonun geleceğine ilişkin tahmin edici gücü yüksek olan, enflasyonun eğilimini belirleyen ve para politikasının oluşturulmasına yardımcı olan bir göstergedir. Çekirdek enflasyon, fiyatlarda gözlenen tüm geçici etkilerin arındırılması sonucunda fiyatlar genel düzeyindeki artış anlamına gelmektedir.

Çekirdek enflasyon kavramı, enflasyon hedeflemesi uygulayan ülkelerin artan sayısına paralel bir biçimde önem kazanmış ve bu şekilde çekirdek enflasyon ve enflasyon hedeflemesi kavramları birlikte anılır olmuştur (TCMB 2001). Enflasyon hedeflemesi, merkez bankalarının fiyat istikrarına ulaşmak için yararlandıkları bir yöntemdir. Enflasyon hedeflemesi yöntemi ilk defa 1990 yılında Yeni Zelanda'da uygulanmaya başlamıştır. Daha sonra Kanada, İngiltere, İsveç, Finlandiya ve Avusturalya gibi gelişmiş ülkelerde başarı ile uygulanmış ve bu yöntem daha sonra gelişmekte olan ülkelerde de uygulanmaya başlamıştır (Serel 2014: 79). Türkiye'de de 2001 yılında gerekli hazırlıklar ve duyurular yapılmış 2002 yılı başında örtük enflasyon hedeflemesi rejimi uygulanmaya başlamıştır. Bu uygulama 2005 yılına kadar devam etmiştir. 2005 yılının sonlarında enflasyon hedeflemesi uygulamasına geçilmeye karar verilmiş ve 2006 yılından itibaren uygulanmaya başlanmıştır (Özatay 2009).

Enflasyon hedeflemesi yöntemi, merkez bankasının nihai hedefi olan fiyat istikrarını sağlamak amacıyla, belirli dönemler itibari ile enflasyon

hedefleri belirlemesi olarak tanımlanabilir. Bu yaklaşımda merkez bankası, belirli bir dönemde ulaşmaya çalışacağı bir enflasyon hedefi ilan eder. Genel enflasyon değerlerinin dönem sonu hedeflenen değeri tutması amacıyla belirli bant değerleri içerisinde dalgalanmasına izin verirken, bant değerleri dışında hareketler ortaya çıkarsa para politikasında ayarlama yapar ve bunu kamuoyuna duyurur (Serel 2014: 57). Yöntemin temeli beklentilerin yönlendirilebilmesine bağlıdır. Bu nedenle yöntemin uygulanabilmesi için merkez bankası ve siyasi iktidar tarafından yerine getirilmesi gereken bir çok kriter vardır. Bu yöntemde enflasyonun doğru bir şekilde ölçülmesi önemlidir. Ancak genel enflasyon oranı bazı problemlerden dolayı hatalar taşıyabilmektedir.

Merkez bankaları TÜFE serisinden yola çıkarak enflasyonun genel eğilimini belirlemek amacıyla çekirdek enflasyon göstergeleri oluşturmaktadır. TÜFE, belirli sektör şokları, kamu tarafından yönlendirilen fiyatlardaki değişimler, uluslararası gelişmeler, tarım ürünlerinin fiyatlarında iklimden kaynaklanan etkiler gibi para politikası dışında gelişen geçici etkileri içerdiğinden (Yiğit ve Gökçe 2012) TÜFE’de hata ve sapmalar olabilir. TÜFE’deki hata ve sapmaların kaynağını anlamak Greenless ve Balk (2004)’de belirtildiği gibi, çekirdek enflasyon göstergelerinin başarılı kullanımı için önemlidir

Çekirdek enflasyon göstergeleri, geçici etkileri ve oynak kalemleri görece kalıcı olanlardan ayırarak genel fiyat endeksindeki değişimlerin ana eğilimini yansıtmalıdır (Andıç 2014: 2). Çekirdek enflasyon göstergelerinin hesaplanmasında üç yaklaşım bulunmaktadır. İlki davranışsal ya da dışlama temelli yaklaşımdır (Blingnaut vd. 2009). Bu yaklaşımda oynaklığa neden olan ve uzun dönem hareketleri belirsiz olan kalemler TÜFE’den kalıcı olarak dışlanır (gıda ve enerji gibi). Bu yöntem, kolay hesaplanabilmesi ve anlaşılabilir olması, zamanında, gecikmesiz bilgi sunması avantajlarına sahiptir. Dışlama temelli yaklaşım günümüzde yaygın olarak kullanılmaktadır. Fakat birkaç çalışmada gıda ve enerji fiyatlarının trend enflasyon hakkında bilgi içerip içermediği tartışılmıştır. Bu çalışmalara göre, enflasyonun uzun vadeli eğilimini bozan gıda ve enerji olmayabilir. Kearns (1998)’ göre, aşırı fiyat değişiklikleri enflasyonun kalıcı bileşeninden dışlanırsa, değerli bilgiler de dışlanır. Bakhshi ve Yates (1999)’e göre de en oynak fiyat unsurlarının dışarıda bırakılması çekirdek enflasyonun yanıltıcı bir gösterge olmasına neden olabilir. Marques, Neves ve Silva’nın 2002 tarihli çalışmaları da, dışlama yönteminin genel enflasyon trendini ölçmede başarısız olduğunu göstermiştir. Cihan (2002) çalışmasında, gıda ve enerji fiyatları haricindeki TÜFE’yi kullanarak hesaplanan çekirdek enflasyon göstergelerinin diğer iki göstergeye göre daha düşük bir performansa

sahip olduğu belirtilmiştir. Ceylan (2006), çalışmasında elde edilen sonuçlara göre de, Türkiye ekonomisi için dışlama ölçütlerinin, diğer ölçütlere göre daha başarılıdır.

Çekirdek enflasyonun hesaplanmasında kullanılan ikinci yaklaşım teorik model temelli yöntemlerdir. Bu yöntemlerde teorik altyapıya bağlı olarak enflasyonu etkileyen fiyat dışındaki değişkenlere ekonometrik yöntemler uygulanmaktadır (Blingnaut vd. 2009). Örneğin, Eckstein (1981)'e göre çekirdek enflasyon üretim faktörlerinin maliyetindeki artış eğilimi, Quah ve Vahey'e göre de ölçülen enflasyonun orta ve uzun dönemde reel üretim üzerinde etkisi olmayan bileşenidir ve bu değişkenler ekonometrik modele dâhil edilmelidir. Bu yöntemin dezavantajı standart bir tanımının olmaması ve teorik altyapıya bağlı olarak hesaplanan çekirdek enflasyon göstergelerinin kamuoyuna açıklanmasının güç olmasıdır. Teorik model temelli çalışmalardan, Quah ve Vahey, İngiltere için yaptıkları öncü çalışmada enflasyon ve büyüme oranlarını içeren iki değişkenli yapısal vektör otoregresyon yöntemi kullanmışlardır. Gartner ve Vehinger (1998), Blix (1997) ile Dewachter ve Lustig (1997) gibi yazarlar Quah ve Vahey yöntemini geliştirerek üç değişkenli (üçlü sistem) yapısal VAR modeli oluşturmuşlardır. Gartner ve Vehinger (1998) ile Dewachter ve Lustig (1997) gelir ve enflasyon yanında kısa dönem faiz oranını üçüncü değişken olarak sisteme ilave ederken, Blix (1997) para stokunu üçüncü değişken olarak sisteme ilave etmiştir.

Çekirdek enflasyonun hesaplanmasında kullanılan üçüncü yaklaşım, enflasyonun kalıcı ya da trend bileşeninin istatistiksel yöntemler kullanılarak ayrılmasıdır. Bu yaklaşımda, sınırlı etki tahminçileri hesaplanarak enflasyondaki kısa vadeli dalgalanmaların etkisi ortadan kaldırılmaya çalışılır (uç fiyatların çıkarılmasıyla hesaplanan ortalamalar (trimmed means), ağırlıklı medyan (the weighted median) gibi). Bu yaklaşımda seriler normal dağılıma sahip değilse, örnek ortalaması ana kütleli en etkin tahminçisi (minimum varyans) olmamaktadır. Yapılan araştırmalarda fiyat değişikliklerinin normal dağılıma sahip olmadığı görülmüştür. Uç fiyatların çıkarılmasıyla hesaplanan ortalamalar yönteminde, belirli bir alt grubun sistematik olarak dışlanması yerine, her ay uzun dönemden sapması en yüksek alt grupların belirlenerek seriden çıkarılması sonucu dağılım normale yaklaşmakta ve elde edilen çekirdek enflasyon geçici arz şoklarını içermemektedir. Ancak arz şoklarının etkisini dışarıda bırakmak isterken, talep şoklarının etkisi de yok edilebilir (TCMB 2001: 14). Moron ve Zegarra (1999), Peru için alternatif çekirdek enflasyon ölçütlerinin enflasyon hedeflemedeki başarısını araştırmışlardır. Analizler sonucunda enflasyon hedeflemesinde Peru için ağırlıklı medyan ölçüsünün bir yıllık dönem için en iyi

enflasyon ölçüsü olduğu belirlenmiştir. Andrade ve O'Brien 2001 tarihli çalışmalarıyla, İngiltere için sınırlı etkili tahmin edicilere dayalı çekirdek enflasyon ölçütleri belirlemişlerdir. Elde edilen bulgular, fiyat değişimi serilerinin yüksek dereceden çarpık olduğunu, diğer bir ifadeyle normal dağılıma sahip olmadığını göstermiştir. Normal dağılıma sahip olmayan seriler için en uygun tahmin edicinin sınırlı etkili tahmin ediciler olduğunu savunan yazarlar, bu nedenden dolayı ağırlıklı medyan veya uçlardan kesilerek elde edilen ortalamanın İngiltere için uygun çekirdek enflasyon ölçüsü olduğunu öne sürmüşlerdir.

Çekirdek enflasyon göstergelerinin sahip olması gereken bir takım özellikler vardır. Roger (1997) çalışmasında, çekirdek enflasyon göstergelerinin sahip olması istenen özellikleri tanımlamıştır. Roger'a göre, çekirdek enflasyon göstergeleri öncelikle sağlam ve tarafsız olmalıdır, kalıcı ve geçici enflasyon ayırımında etkin olmalı ve hedeflenen enflasyon ölçüsünden sapma olmamalıdır, zamanında, gecikmesiz bilgi sunmalı, güvenilir ve doğrulanabilir olmalıdır. Marques v.d. (2002)'ne göre de çekirdek enflasyon ölçülen enflasyonla uzun dönem ilişki içinde olmalı ve kısa dönemli ilişki, çekirdek enflasyondan ölçülen enflasyona doğru tek yönlü (çekirdek enflasyonun dışsal olması) olmalıdır. Wynne (1999) çalışmasında, çekirdek enflasyon göstergelerinin sahip olması gereken özelliklere altı özellik daha eklemiştir. Bu özellikler; çekirdek enflasyon göstergeleri gerçek zamanla uyumlu olmalı, geleceğe dönük olmalı, geçmiş performansı iyi olmalı, halk tarafından anlaşılabilir olmalı, her yeni gözlem elde edildiğinde eski gözlemler değişmemeli ve parasal teoride bazı kuramsal temele sahip olmalıdır.

Holden da (2006), çekirdek enflasyonun istatistiksel ölçümünün temel özelliklerini öne sürmüştür. Bu özelliklere göre çekirdek enflasyon; basit olmalı, enflasyondaki kalıcı değişiklikleri ayırmalı, ölçülen enflasyona öncü olmalı veya ölçülen enflasyonla tutarlı olmalı, ölçülen enflasyonun tarafsız göstergesi olmalı, düzleştirilmiş olmalı (düşük varyansa sahip olmak gibi), ölçülen enflasyon öngörü hatası düşük olmalıdır.

Türkiye'de de açık enflasyon hedeflemesinin başladığı 2006 yılından itibaren para politikasının şekillenmesinde çekirdek enflasyon ölçütleri kullanılmaya başlanmıştır. TÜİK tarafından dışlama yöntemiyle hesaplanan bu göstergelerin daha önce de ifade edildiği gibi kolay hesaplanması, zamanında bilgi sunması ve anlaşılabilir olması gibi avantajlara sahip olduğu, diğer taraftan, gerekli bilgilerin dışlanmasına da neden olabileceği söylenebilir. Bu nitelikleri yanında çekirdek enflasyon ölçüsünün genel enflasyon trendini yansıtmaması ve gösterge niteliğinden dolayı dışsal olması beklenmelidir. Çalışmada Türkiye'de çekirdek enflasyon ölçütlerinin bu iki kriter açısından değerlendirilmesi

yapılmıştır. Bu amaçla çekirdek enflasyon ve TÜFE ikilileri arasındaki uzun dönem ilişkiler Engle Granger ve ARDL yöntemiyle, kısa dönem ilişkiler Hata Düzeltme Modeli ve Granger Nedensellik Testi ile araştırılmıştır. Çekirdek enflasyon ölçütlerinin enflasyon trendini tahmin başarısı ise, Vega ve Wynne (2003)'nın çalışmalarında kullanılan hata kareleri toplamının karekökü (root mean square error: RMSE) istatistiği ile belirlenmiştir.

3. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada 2003:1-2015:3 dönemine ait aylık veriler kullanılmıştır. Veri seti Tablo 1'de sunulmuştur.

Tablo 1: Çalışmada Kullanılan Veri Seti

ÇALIŞMADA KULLANILAN DEĞİŞKENLER	
TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE)
D1	Mevsimlik ürünler hariç TÜFE
D2	İşlenmemiş gıda ürünleri hariç TÜFE
D3	Enerji hariç TÜFE
D4	İşlenmemiş gıda ürünleri ve enerji hariç TÜFE
D5	Enerji, alkollü içkiler ve tütün ürünleri hariç TÜFE
D6	Enerji, alkollü içkiler, tütün ürünleri, fiyatları yönetilen/yönlendirilen diğer ürünler ve dolaylı vergiler hariç TÜFE
D7	Enerji, alkollü içkiler, tütün ürünleri, fiyatları yönetilen/yönlendirilen diğer ürünler, dolaylı vergiler ve işlenmemiş gıda ürünleri hariç TÜFE
D8	Enerji, alkollü içecekler, tütün ürünleri, işlenmemiş gıda ürünleri ve altın hariç TÜFE
D9	Enerji, gıda ve alkolsüz içecekler, alkollü içkiler ile tütün ürünleri ve altın hariç TÜFE

Veriler, TC. Merkez Bankası elektronik veri tabanından (EVDS) elde edilmiş olup, TRAMO-SEATS yöntemi ile deterministik mevsimsellikten arındırılmıştır. Çalışmada değişkenlerin önünde kullanılan “L”, ilgili değişkenin logaritmasının “ Δ ” ise, birinci farklarının alındığını ve değişkenin büyüme oranını göstermektedir.

Çalışmanın amacı, TÜFE ile çekirdek enflasyon ölçütleri arasında uzun ve kısa dönem ilişkilerinin incelenmesi ve çekirdek enflasyon ölçütleri arasında enflasyonu tahmin edebilme açısından en iyi performans gösterenin belirlenmesidir. Bu amaçla ve muhtemel bir sahte regresyon ilişkisinden kaçınmak için öncelikle bu değişkenlerin birim kök taşıyıp taşımadıkları araştırılmıştır. Birim kök sınaması, Dickey ve Fuller (1979; 1981) tarafından geliştirilen genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi ve Phillips-Perron (PP) (1988) testi kullanılarak yapılmıştır.

ADF testi için aşağıdaki (1) ve (2) numaralı denklemler tahmin edilmiştir.

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

$$\Delta x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 trend + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

PP testi için ise (3) ve (4) numaralı denklemler tahmin edilmiştir.

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 trend + \varepsilon_t \quad (4)$$

Yukarıdaki (1), (2), (3) ve (4) numaralı regresyon denklemlerinde, x_t ve y_t ele alınan seriyi, k denkleme ilave edilen bağımlı değişken gecikmelerini, β ile λ parametreleri, trend, doğrusal zaman trendini, Δ , fark operatörünü ve ε , hata terimini temsil etmektedir.

ADF ve PP birim kök testlerinde ele alınan serinin durağan olup olmadığını belirlemek için β_1 parametresi kullanılır. Tahmin edilen denklemde $\beta_1=0$ şeklinde ifade edilen sıfır hipotezinin reddedildiği düzeyde ilgili serinin durağan olduğuna karar verilir. β_1 katsayısının t istatistiği, her iki test için test istatistiğinin asimptotik dağılımı aynı olduğundan, MacKinnon kritik değerleri ile karşılaştırılarak (Çağlayan ve Şaçaklı 2006: 124) serinin durağan olup olmadığına karar verilir.

Tablo 2: ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	ADF Birim Kök Testi Sonuçları		PP Birim Kök Testi Sonuçları	
	Trendsiz ADF	Trendli ADF	Trendsiz PP	Trendli PP
	t istatistikleri	t istatistikleri	t istatistikleri	t istatistikleri
TÜFE	-1.343 (0)	-2.956 (1)	-1.339 (7)	-3.131 (2)
D1	-1.983 (9)	-1.662 (9)	-1.768 (6)	-2.022 (6)
D2	-0.985 (1)	-2.633 (1)	-1.441 (3)	-2.635 (4)
D3	-1.186 (0)	-3.598** (0)	-1.294 (11)	-3.646** (5)
D4	-1.216 (1)	-2.853 (1)	-1.691 (4)	-3.143 (4)
D5	-0.858 (0)	-3.0543 (0)	-0.893 (8)	-3.135 (3)
D6	-1.076 (0)	-2.559 (0)	-1.163 (11)	-2.517 (6)

D7	-0.815 (13)	-1.721 (13)	-1.584 (7)	-2.343 (7)
D8	0.064 (13)	-1.642 (13)	-1.250 (7)	-2.816 (7)
D9	-0.997 (10)	-2.437 (10)	-1.868 (7)	-3.189 (7)
Δ TÜFE	-10.689* (0)	-10.701* (0)	-10.664* (10)	-10.730* (11)
Δ D1	-5.271* (8)	-5.652* (8)	-9.784* (5)	-9.964* (5)
Δ D2	-8.287* (0)	-8.314* (0)	-8.239* (4)	-8.233* (5)
Δ D3	-7.415* (3)	-7.409* (3)	-11.541* (13)	-11.651* (14)
Δ D4	-7.987* (0)	-8.052* (0)	-7.943* (3)	-7.979* (4)
Δ D5	-11.531* (0)	-11.502* (0)	-11.591* (10)	-11.553* (10)
Δ D6	-11.866* (0)	-11.861* (0)	-11.964* (12)	-11.976* (12)
Δ D7	-2.576 (13)	-2.598 (13)	-6.685* (1)	-6.745* (1)
Δ D8	-3.247** (12)	-3.158*** (12)	-4.930* (18)	-4.899* (18)
Δ D9	-3.710* (9)	-3.784** (9)	-6.382* (7)	-6.496* (7)

Not: Tabloda parantez içindeki değerler ADF birim kök testinde Akaike bilgi kriterine göre tespit edilen bağımlı değişken gecikmelerini, PP birim kök testinde Newey-West optimal uyarılama gecikmelerini, *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyesinde serinin durağan olduğunu ifade etmektedir.

ADF ve PP birim kök testi sonuçları Tablo 2’de sunulmuştur. Tablodan 0.10 önem düzeyine göre D3 değişkeni dışındaki değişkenlerinin seviyelerinde birim kök taşıdığı görülmektedir. D3 değişkeni seviyesinde trendli ADF ve trendli PP testlerine göre durağan bulunmuştur. Değişkenlerin birinci farklarını ifade eden büyüme oranlarında ise ADF birim kök testine göre D7 dışındaki değişkenler, PP birim kök testine göre de bütün değişkenlerin birim kök taşımadıkları tespit edilmiştir.

Değişken ikileri arasında aynı seviyede ve en az birinci devresel farkında durağan olma gibi genel kriterlerin oluşması durumunda, uzun dönem ilişkilerin incelenmesinde standart koentegrasyon testleri kullanılabilir. Çalışmada uzun dönem ilişkilerin incelenmesinde, aynı seviyede durağan olan değişkenler için, Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen çift aşamalı koentegrasyon testi uygulanmıştır. Bu testin ilk aşamasında kovaryans durağan değişkenlere ait uzun dönem denklemleri tahmin edilmiştir;

$$x = \beta_0 + \beta_1 y + \mu_{1,t} \quad (5)$$

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 x + \mu_{2,t} \quad (6)$$

İkinci aşamada tahmin edilen (5) ve (6) no'lu denklemlerden elde edilen hata terimleri için birim kök sınaması yapılmaktadır. Aşağıda (7) numaralı denklemde verilen genişletilmiş Dickey-Fuller sınamasında (sabitli ve trendsiz versiyonu) eğer birim kökün varlığı reddediliyorsa X ve Y değişkenleri arasında uzun dönem ilişkinin olduğu kabul edilmektedir.

$$\Delta\mu_{i,t-1} = \phi\mu_{i,t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Değişkenler arasındaki uzun dönem denklemlerden elde edilen hata terimlerine ilişkin ADF test istatistikleri Tablo 3'de sunulmuştur. Tablodan elde edilen bulgular, TÜFE ile D1 ve D2 ikililerinin iki versiyona göre de birim kök taşımadıklarını, diğer bir ifadeyle uzun dönem ilişkisi içinde olduklarını göstermiştir. TÜFE ve diğer çekirdek enflasyon değişkenlerini içeren modellerde ise uzun dönem ilişki içinde olmadıkları tespit edilmiştir

Tablo 3:Engle Granger Koentegrasyon Testi Sonuçları

Model	ADF-t
$TÜFE_t = \beta_0 + \beta_1 D1_t + \varepsilon_{1,1}$	-4.082*
$D1_t = \beta_0 + \beta_1 TÜFE_t + \varepsilon_{1,2}$	-4.083*
$TÜFE_t = \beta_0 + \beta_1 D2_t + \varepsilon_{2,1}$	-3.567**
$D2_t = \beta_0 + \beta_1 TÜFE_t + \varepsilon_{2,2}$	-3.575**
$TÜFE_t = \beta_0 + \beta_1 D4_t + \varepsilon_{4,1}$	-2.780
$D4_t = \beta_0 + \beta_1 TÜFE_t + \varepsilon_{4,2}$	-2.801
$TÜFE_t = \beta_0 + \beta_1 D5_t + \varepsilon_{5,1}$	-1.143
$D5_t = \beta_0 + \beta_1 TÜFE_t + \varepsilon_{5,2}$	-1.126
$TÜFE_t = \beta_0 + \beta_1 D6_t + \varepsilon_{6,1}$	-1.919
$D6_t = \beta_0 + \beta_1 TÜFE_t + \varepsilon_{6,2}$	-1.916
$TÜFE_t = \beta_0 + \beta_1 D7_t + \varepsilon_{7,1}$	-2.038
$D7_t = \beta_0 + \beta_1 TÜFE_t + \varepsilon_{7,2}$	-2.073
$TÜFE_t = \beta_0 + \beta_1 D8_t + \varepsilon_{8,1}$	-1.884
$D8_t = \beta_0 + \beta_1 TÜFE_t + \varepsilon_{8,2}$	-1.906

$TÜFE_t = \beta_0 + \beta_1 D9_t + \varepsilon_{9,1}$	-2.159
$D9_t = \beta_0 + \beta_1 TÜFE_t + \varepsilon_{9,2}$	-2.249

Not: * ve ** sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık seviyesinde katsayının anlamlı olduğunu ifade etmektedir. Engle-Yoo tablo kritik değerleri sırasıyla, 4, 3.37 ve 3.02'dir.

Uzun dönem ilişki içinde olan iki değişken arasındaki kısa dönem ilişkileri (neden-sonuç) araştırmak amacıyla hata düzeltme modelleri tahmin edilmiştir. Granger (1988), uzun dönem ilişki içinde olan değişkenler arasındaki nedensel ilişkiyi standart Granger (1969) nedensellik testiyle tespit etmenin sakıncalı olacağını belirtmiştir. Uzun dönem ilişki içindeki değişkenler arasındaki nedensellik analizinin standart yöntemle araştırılması modelde yanlış spesifikasyon yapılmasına (hata düzeltme teriminin dâhil edilemediği için) ve orijinal seride var olan bilgilerin kaybolmasına (değişkenlerin farkının alınması suretiyle) neden olmaktadır. Bu nedenle çalışmada uzun dönem ilişki içinde olan iki değişken arasındaki nedensel ilişkileri araştırmak amacıyla aşağıdaki (8) ve (9) numaralı hata düzeltme modelleri tahmin edilmiştir.

$$\Delta y_t = \beta + \alpha_{11} u_{1,t-1} + \sum_{i=1}^l \delta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^r \lambda_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

$$\Delta x_t = \beta + \alpha_{12} u_{2,t-1} + \sum_{i=1}^k \psi_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^s \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (9)$$

(8) ve (9) numaralı denklemlerde l, r, k ve s; optimal gecikme uzunluklarını, y ve x; aralarında koentegrasyon ilişkisi olan değişkenleri, $u_{1,t-1}$ ve $u_{2,t-1}$; hata düzeltme terimlerini, δ, λ, ψ ve ϕ ; katsayıları, β ise sabit terimi göstermektedir. Eğer (8) numaralı denklemdeki λ_i 'ler ve (9) numaralı denklemdeki ϕ_i 'ler bir bütün olarak anlamlı ise veya u_{t-1} 'ler negatif ve istatistiksel olarak anlamlı ise seriler arasında nedensellik ilişkisi olduğuna karar verilir (Miller ve Russek 1990: 223).

Hata düzeltme modeli sonuçları Tablo 4'de sunulmuştur. Tablodan görüldüğü üzere, $\Delta TÜFE$ (Genel Enflasyon) ve $\Delta D1$ ikilisi arasında, $\Delta D1$ 'den $\Delta TÜFE$ 'ye doğru tek yönlü nedensel ilişki, $\Delta TÜFE$ ve $\Delta D2$ ikilisi arasında da $\Delta D2$ 'den $\Delta TÜFE$ 'ye doğru tek yönlü nedensel ilişki belirlenmiştir.

Tablo 4:Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	m,n ¹	F testi	JB ²	BPG	HDK
ΔD1 → ΔTÜFE	7,1	4,277 (0,040)	1,586 (0,452)	13,190 (0,154)	-0,233 (0,003)
ΔTÜFE → ΔD1	13,1	0,025 (0,873)	2,760 (0,251)	23,017 (0,113)	-0,035 (0,329)
ΔD2 → ΔTÜFE	5,1	6,978 (0,009)	1,260 (0,532)	8,821 (0,265)	0,109 (0,080)
ΔTÜFE → ΔD2	1,1	0,299 (0,584)	0,469 (0,790)	3,495 (0,478)	-0,088 (0,047)
Nedenselliğin Yönü	LM(1)	LM(4)	LM(12)		
ΔD1 → ΔTÜFE	1,867 (0,171)	5,021 (0,285)	14,901 (0,246)		
ΔTÜFE → ΔD1	2,064 (0,150)	7,969 (0,092)	12,151 (0,453)		
ΔD2 → ΔTÜFE	0,034 (0,851)	5,465 (0,242)	16,513 (0,168)		
ΔTÜFE → ΔD2	1,413 (0,234)	2,068 (0,723)	13,257 (0,350)		

Not: m: bağımlı değişken gecikme uzunluklarını, n: bağımsız değişken gecikme uzunluklarını, HDK: Hata Düzeltme Katsayısı, parantez içi değerler anlamlılık düzeyini, JB: Jarque bera normallik testini, LM(X): 1., 4. ve 12. dereceden Breusch-Godfrey LM otokorelasyon testini, BPG: Breusch-Pagan-Godfrey değişen varyans testini göstermektedir.

Uzun dönem ilişkisi içinde bulunmayan değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmak amacıyla Granger (1969) tarafından oluşturulan Granger nedensellik analizi kullanılmıştır. Analizde kovaryans durağan değişken arasındaki ilişkinin (10) ve (11) numaralı denklemler tarafından temsil edildiğini varsaymaktadır.

$$\Delta y_t = \beta + \sum_{i=1}^l \delta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^r \lambda_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (10)$$

¹ Otokorelasyon problemi tespit edilen ΔTÜFE → ΔD1, ΔTÜFE → ΔD2 modellerinde bağımlı değişken gecikmeleri problem ortadan kalkana kadar artırılmıştır.

² Hata terimleri normal dağılıma sahip olmayan ΔTÜFE → ΔD1, ΔTÜFE → ΔD2 modellerinde normal dağılımın sağlanması için kukla değişken ilave edilmiştir.

$$\Delta x_t = \beta + \sum_{i=1}^k \psi_i \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^s \phi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (11)$$

(10) ve (11) numaralı denklemlerde; y ve x nedensel ilişkisinin araştırıldığı değişkenleri $\beta, \delta, \lambda, \psi$ ve ϕ : sabit ve katsayıları, l, r, k ve s; ilgili değişkene ait gecikme uzunluklarını ve ε_1 ile ε_2 ; hata terimlerini temsil etmektedir. Yukarıdaki modellerde nedensel ilişkiler belirlenmesi için

(10) numaralı modelde $\sum_{i=1}^r \lambda_i = 0$ ve (11) numaralı modelde $\sum_{i=1}^s \phi_i = 0$ hipotezlerinin test edilmesi gerekir. Bu hipotezleri test etmek içinse F testi veya Wald (χ^2) testi kullanılmaktadır (Gujarati 2001: 621-622).

Granger nedensellik testi ve diagnostik test sonuçları Tablo 5’de özetlenmiştir. Gecikme uzunluklarının tespiti için Akaike bilgi kriterinin kullanıldığı nedensellik analizinde maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak alınmıştır. Tablodan da görüldüğü üzere, $\Delta D4$ ’den $\Delta T\ddot{U}FE$ ’ye doğru tek yönlü, $\Delta D5$ ’den $\Delta T\ddot{U}FE$ ’ye doğru tek yönlü, $\Delta D6$ ’dan $\Delta T\ddot{U}FE$ ’ye doğru tek yönlü, $\Delta D7$ ’den $\Delta T\ddot{U}FE$ ’ye doğru tek yönlü, $\Delta D8$ ’den $\Delta T\ddot{U}FE$ ’ye doğru tek yönlü nedensel ilişki tespit edilmiştir.

Tablo 5:Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	m,n ³	F testi	JB ⁴	BPG
$\Delta D4 \rightarrow \Delta T\ddot{U}FE$	4,1	7,957 (0,005)	2,616 (0,270)	7,982 (0,157)
$\Delta T\ddot{U}FE \rightarrow \Delta D4$	1,1	0,226 (0,634)	1,658 (0,436)	3,612 (0,306)
$\Delta D5 \rightarrow \Delta T\ddot{U}FE$	1,4	2,563 (0,041)	2,871 (0,237)	6,436 (0,266)
$\Delta T\ddot{U}FE \rightarrow \Delta D5$	1,1	0,279 (0,598)	0,659 (0,719)	1,957 (0,123)
$\Delta D6 \rightarrow \Delta T\ddot{U}FE$	1,4	2,676 (0,034)	3,398 (0,182)	5,541 (0,353)
$\Delta T\ddot{U}FE \rightarrow \Delta D6$	1,1	0,841	4,589	1,905

³ Otokorelasyon problemi tespit edilen $\Delta T\ddot{U}FE \rightarrow \Delta D7$, $\Delta T\ddot{U}FE \rightarrow \Delta D8$, $\Delta T\ddot{U}FE \rightarrow \Delta D9$ modellerinde bağımlı değişken gecikmeleri problem ortadan kalkana kadar arttırılmıştır

⁴ Hata terimleri normal dağılıma sahip olmayan $\Delta T\ddot{U}FE \rightarrow \Delta D4$, $\Delta T\ddot{U}FE \rightarrow \Delta D5$, $\Delta T\ddot{U}FE \rightarrow \Delta D9$ modellerinde normal dağılımın sağlanması için kukla değişken ilave edilmiştir.

		(0,360)	(0,101)	(0,385)
$\Delta D7 \longrightarrow \Delta T\ddot{U}FE$	4,2	4,487 (0,013)	2,615 (0,270)	10,075 (0,121)
$\Delta T\ddot{U}FE \longrightarrow \Delta D7$	4,1	0,701 (0,403)	1,287 (0,525)	13,172 (0,589)
$\Delta D8 \longrightarrow \Delta T\ddot{U}FE$	4,1	7,275 (0,007)	3,704 (0,156)	8,933 (0,111)
$\Delta T\ddot{U}FE \longrightarrow \Delta D8$	13,1	1,068 (0,366)	0,101 (0,950)	17,993 (0,207)
$\Delta D9 \longrightarrow \Delta T\ddot{U}FE$	4,1	3,626 (0,303)	3,023 (0,220)	8,715 (0,121)
$\Delta T\ddot{U}FE \longrightarrow \Delta D9$	10,1	1,318 (0,253)	1,268 (0,530)	1,145 (0,331)
Nedenselliğin Yönü		LM(1)	LM(4)	LM(12)
$\Delta D4 \longrightarrow \Delta T\ddot{U}FE$		0,329 (0,565)	5,942 (0,203)	16,532 (0,167)
$\Delta T\ddot{U}FE \longrightarrow \Delta D4$		0,897 (0,343)	2,948 (0,566)	13,173 (0,356)
$\Delta D5 \longrightarrow \Delta T\ddot{U}FE$		0,015 (0,899)	1,856 (0,762)	11,637 (0,475)
$\Delta T\ddot{U}FE \longrightarrow \Delta D5$		1,372 (0,244)	0,964 (0,429)	0,927 (0,522)
$\Delta D6 \longrightarrow \Delta T\ddot{U}FE$		0,005 (0,941)	3,385 (0,495)	12,924 (0,574)
$\Delta T\ddot{U}FE \longrightarrow \Delta D6$		0,921 (0,337)	5,499 (0,239)	17,352 (0,136)
$\Delta D7 \longrightarrow \Delta T\ddot{U}FE$		0,006 (0,937)	3,769 (0,438)	17,917 (0,118)
$\Delta T\ddot{U}FE \longrightarrow \Delta D7$		0,896 (0,343)	2,181 (0,702)	14,411 (0,275)
$\Delta D8 \longrightarrow \Delta T\ddot{U}FE$		0,154 (0,694)	3,007 (0,556)	14,833 (0,250)
$\Delta T\ddot{U}FE \longrightarrow \Delta D8$		0,132 (0,716)	2,193 (0,700)	10,552 (0,567)
$\Delta D9 \longrightarrow \Delta T\ddot{U}FE$		0,008 (0,925)	2,154 (0,707)	14,950 (0,244)
$\Delta T\ddot{U}FE \longrightarrow \Delta D9$		1,656 (0,201)	0,956 (0,435)	1,009 (0,445)

Not: → nedensel ilişkinin yönünü ve F testi açıklayıcı değişken gecikme veya gecikmelerinin bir bütün olarak sıfır olduğunu ifade eden boş hipotez için elde edilen F-testi istatistiğini göstermektedir. m: bağımlı değişken gecikme

uzunluklarını, n: bağımsız değişken gecikme uzunluklarını, HDK: Hata Düzeltme Katsayısı, parantez içi değerler anlamlılık düzeyini, JB: Jarque bera normallik testini, LM(X): 1., 4. ve 12. dereceden Breusch-Godfrey LM otokorelasyon testini, BPG: Breusch-Pagan-Godfrey değişen varyans testini göstermektedir.

Aynı seviyede durağan olmayan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi tahmin etmek amacıyla dağıtılmış gecikmeli otoregresif (ARDL) model (Pesaran v.d. 2001) kullanılmıştır. Pesaran v.d.'nin koentegrasyon yaklaşımı Sınır Testi olarak ta bilinmektedir.

ARDL modelinde diğer koentegrasyon testlerinin aksine serilerin aynı seviyede durağan olmaları gerekmemektedir. Bu yöntem durağan ya da durağan olmayan süreçleri tanımlayan kritik değerler aralığını geliştirerek, değişkenlerin I(0) veya I(1) gibi sınıflandırılmasını öner.

ARDL modelinde uzun dönem ilişkinin tahmininde iki aşamalı bir yol kullanılır. Birinci aşamada, değişkenler arasında teoride öngörülen uzun dönemli ilişkinin varlığı koentegrasyon olmadığını savunan boş hipoteze karşı uzun dönem ilişkinin varlığı hipotezleri ile test edilir. İkinci aşamada, eğer uzun dönemli ilişki tespit edilmişse kısa ve uzun dönem parametreleri tahmin edilir. Çalışmada tahmin edilen ARDL modeli aşağıdaki gibidir;

$$\Delta y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

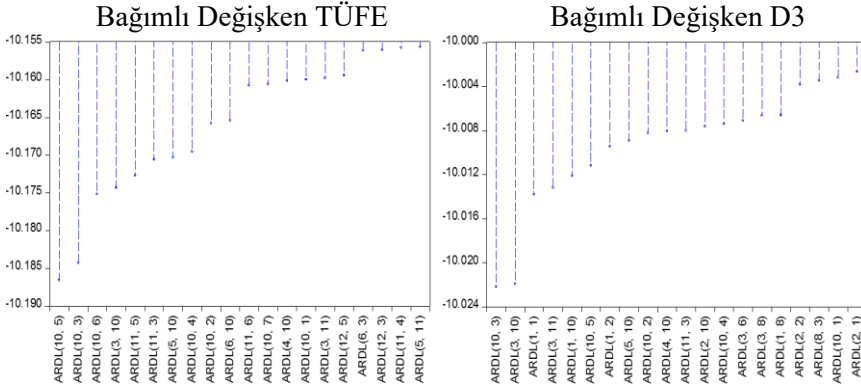
Sabit terim ve trend değişkenlerinin katsayıları Wald testine göre istatistiksel olarak anlamsız bulunduğundan modele dahil edilmemiştir.

(12) numaralı denklem farklı gecikme uzunlukları için tahmin edildikten sonra seriler arasında uzun dönem ilişkinin olmadığını savunan sıfır hipotezi F testi yardımıyla test edilir. Hesaplanan test istatistiği Pesaran v.d. (2001) tarafından belirlenmiş alt kritik sınırın altında kalırsa seriler arasında koentegrasyon ilişkisi olmadığını ileri süren sıfır hipotezi ($H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$) reddedilememektedir. Ancak hesaplanan F istatistiği, üst sınır değerini aşıyorsa seriler arasında uzun dönem ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Hesaplanan F istatistiğinin alt ve üst kritik sınırlar arasında kalması durumunda ise uzun dönem ilişkisi hakkında herhangi bir karar verilememektedir. Sınır testi, alt sınır değerleri değişkenlerin I(0), üst sınır değerleri ise değişkenlerin I(1) olduğunu ifade etmektedir.

Sınır testinde alternatif modeller için gerekli olan optimal gecikme uzunlukları AIC bilgi kriterleri yardımı ile tespit edilmiştir. Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir. 12 gecikme için AIC

istatistiklerinden en küçük olan ve otokorelasyon problemi taşımayan gecikme uzunluğu olan optimal gecikme uzunluğu olarak tespit edilmiştir. Sonuçlar Grafik 1’de sunulmuştur.

Grafik 1: AIC İstatistiklerine Göre Model Seçimi



AIC kriterine göre seçilen ARDL (10,5) modeline göre F istatistiği 3.817 olarak belirlenmiştir. Bu değeri, Pesaran vd.(2001:300)’deki tablo değerleri ile karşılaştırıldığında F istatistiği %10 anlamlılık seviyesinde Pesaran’ın üst kritik değerini aştığı için seriler arasında uzun dönemli ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. AIC kriterine göre seçilen ARDL (10,3) modeline göre ise F istatistiği 1.771 olarak belirlenmiştir. Bu değer, Pesaran vd.’nin tablo kritik değerlerinin altında kaldığı için uzun dönemli ilişki tespit edilememiştir. Bu nedenle bu model için Hata Düzeltme Modeli tahmin edilememiştir.

Uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edildiği ARDL modelinden elde edilen uzun dönem katsayıları Tablo 6’da sunulmuştur. Uzun dönem denkleminde elde edilen sonuçlar yorumlandığında D3’deki 1 puanlık artışın TÜFE’yi 1.011 birim arttırdığı, TÜFE ile D3 arasındaki ilişkinin %1 önem düzeyine göre istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Tablo 6: ARDL (10,5) Modelinden Elde Edilen Uzun Dönem Katsayıları (Bağımlı Değişken TÜFE)

Değişkenler	Katsayılar	t-istatistikleri
D3	1.011	228.112*

Not: *, % 1 anlamlılık seviyesinde katsayının anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Uzun dönem katsayıların tahmin edilmesinden sonra (13) numaralı denkleminde ifade edilen hata düzeltme modeli kurularak kısa dönem katsayılar elde edilmiştir.

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^p \lambda_i \Delta x_{t-i} + u_t \quad (13)$$

(13) numaralı denklemde EC (error correction), hata düzeltme terimini ifade etmektedir.

Sonuçlar Tablo 7’de sunulmuştur. Tablo 7’de hata düzeltme katsayısının negatif ve 1’den küçük ve aynı zamanda istatistiksel olarak %5’de anlamlı olması D3’den enflasyona doğru kısa dönemde nedensellik ilişkisi olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 7: ARDL (10,5) Modeli Hata Düzeltme Katsayısı (Bağımlı değişken TÜFE)

Değişkenler	Katsayılar	t-istatistikleri
ECM(-1)	-0.023	-5.179*

Not: *, %1 anlamlılık seviyesinde katsayının anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 8’de ARDL (10,5) ve ARDL(10,3) modelinin diagnostik test sonuçları sunulmuştur.

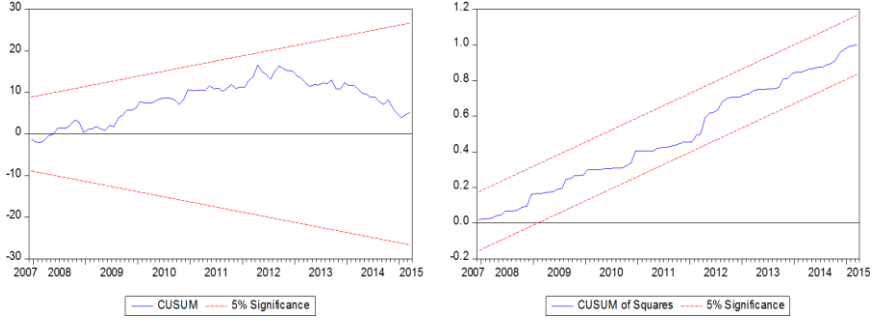
Tablo 8: ARDL Modeli Diagnostik Testler

ARDL (10,5) Diagnostik Testler	JB ⁵	LM(1)	LM(4)	LM(12)	BPG
	2,427** (0,297)	1,381 (0,242)	0,826 (0,511)	0,810 (0,639)	0,375 (0,988)
ARDL (10,3) Diagnostik Testler	1,432** (0,489)	2,320 (0,130)	0,709 (0,587)	1,065 (0,936)	0,612 (0,861)

Çalışmada bulunan uzun dönem katsayılarının istikrarlı olup olmadığını ortaya koymak için CUSUM (Cumulative Sum of Recursive Residuals) ve CUSUMSQ Cumulative Sum of Squares of Recursive Residuals) testleri uygulanmıştır. Buna göre, uzun dönem modelinin kalıntılarının ve kalıntı karelerinin birikimli toplamlarının % 5 kritik çizgi aralıkları içinde yer alması modelin katsayılarının istikrarlı olduğunu ortaya koymaktadır. Şekil 1 de sunulan bu birikimli değerlerin tümüyle kritik sınırlar içinde kaldığı görülmektedir.

⁵ Hata terimleri normal dağılıma sahip olmayan ARDL(10,5) ve ARDL(10,3) modellerinde normal dağılımın sağlanması için kukla değişken ilave edilmiştir.

Şekil 1: CUSUM ve CUSUMSQ Grafikleri



Para politikası amaçları için çekirdek enflasyon, enflasyon trendi altında bir ayna olmalıdır görüşünden hareketle, Vega ve Wynne (2003) çekirdek enflasyon ölçütlerinin enflasyonu ne kadar tahmin edebildiklerini ölçmek amacıyla enflasyonu Hodrick-Prescott filtresi ile bileşenlerine ayırmışlar ve elde edilen seriyi trend enflasyon olarak adlandırmışlardır. Trend enflasyon serisini kullanarak çekirdek enflasyon ölçütlerinin performansını hata kareleri toplamının karekökü (root mean square error: RMSE) istatistiği ile ölçmüşlerdir. Çekirdek enflasyonun, enflasyonu doğru tahmin edebilmesi için çekirdek enflasyon için hesaplanan RMSE değerinin, enflasyon için hesaplanan RMSE değerinden küçük olması gerekmektedir.

RMSE aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$RMSE = \sqrt{\sum_i^T (\Pi_t^* - \Pi_t)^2 / T}$$

Burada, Π_t^* t dönemi çekirdek enflasyon değerini, Π_t enflasyon trend değerini, T gözlem sayısını ifade etmektedir.

Çalışmada, çekirdek enflasyon ölçütlerinin performansı RMSE istatistiği kullanılarak da ölçülmüştür. Sonuçlar Tablo 10'da sunulmuştur. Sonuçlara göre, çekirdek enflasyon ölçütlerinden sırasıyla, D1, D9, D8, D7, D4 ve D2'nin enflasyon trendini tahmin edebilme performansı enflasyonun kendinden daha iyi olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 10: RMSE İstatistikleri

Çekirdek Enflasyon								
D1	D2	D3	D4	D5	D6	D7	D8	D9
0.287	0.431	0.526	0.347	0.532	0.573	0.311	0.304	0.297
Enflasyon	TÜFE		0.495					

Bulgular değerlendirildiğinde, enflasyon ile uzun dönem ilişki ve dışsallık özelliklerini sağlayan çekirdek enflasyon ölçütlerinin D1, D2 ve D3 olduğunu görülmektedir. RMSE istatistiğine göre de D1'in enflasyon trendini tahmin edebilme performansı diğer ölçütlere göre daha iyi olduğu görülmektedir.

3. Sonuç ve Değerlendirme

Enflasyon değişkeni uygulanacak para politikasının belirlenmesinde önemli bir rol oynamaktadır. Diğer taraftan enflasyon ölçütü olan TÜFE, para politikası dışında geçici nitelikte olan başka faktörlerden de etkilendiğinden merkez bankaları için enflasyonun genel eğilimi konusunda yanıltıcı bilgi verebilmektedir. Bu nedenle birçok ülkede geçici şokları dışlayan ve enflasyon eğilimini daha iyi yansıttığı düşünülen çekirdek enflasyon ölçütleri hesaplanmaktadır. Türkiye'de de, TÜİK tarafından Özel Kapsamlı TÜFE Göstergeleri adı altında 9 adet çekirdek enflasyon göstergesi yayımlanmaktadır. Bu göstergeler dışlama yöntemiyle hesaplanmaktadır. Dışlama yöntemi; hesaplanması kolay ve kamuoyu tarafından kolaylıkla anlaşılabilir olduğu için birçok kurum tarafından tercih edilmektedir. Öte yandan bu yöntemde dışlanan kalemlerin önemli bilgiler içerebileceği ve bu bilgilerin de TÜFE'den dışlanacağı en önemli eleştiri noktasıdır.

Dışlama yöntemi enflasyonun eğilimi hakkında önemli bilgiler sağlasa da bu tür istatistiksel yöntemlerin tahmin kabiliyeti sınırlıdır. Merkez bankaları tarafından uygulanan para politikası enflasyonu gecikmeli olarak etkilediğinden çekirdek enflasyonun, enflasyonun geleceğine ilişkin tahmin gücünün yüksek olması önemlidir. Bu çalışmada hangi çekirdek enflasyon ölçüsünün enflasyonu doğru tahmin ettiğini belirlemek amacıyla, aynı seviyede durağan olan değişkenler için Engle-Granger Koentegrasyon Testi, aynı seviyede durağan olmayan değişkenler için ARDL Modeli kullanılmış, neden sonuç ilişkileri de Hata Düzeltme Modeli ve Granger Nedensellik Testi ile tahmin edilmiştir.

Engle-Granger Koentegrasyon testine göre, TÜFE ile D1 ve enflasyon ile D2 ikililerinin uzun dönem ilişkisi içinde oldukları, TÜFE ve diğer değişkenlerin ise uzun dönem ilişki içinde olmadıkları tespit edilmiştir.

Uzun dönem ilişkisi içinde olan değişkenler arasındaki nedensel ilişkilerin tespiti için Hata Düzeltme Modeli tahmin edilmiştir. Hata Düzeltme Modeline göre $\Delta T\ddot{U}FE$ ve $\Delta D1$ ikilisi arasında, $\Delta D1$ 'den $\Delta T\ddot{U}FE$ 'e doğru tek yönlü nedensel ilişki, $\Delta T\ddot{U}FE$ ve $\Delta D2$ ikilisi arasında da $\Delta D2$ 'den $\Delta T\ddot{U}FE$ 'ye doğru tek yönlü nedensel ilişki belirlenmiştir.

Aynı seviyede durağan olmayan $T\ddot{U}FE$ ve $D3$ değişkenleri için ARDL Modeli tahmin edilmiştir. Model sonuçlarına göre, $T\ddot{U}FE$ ve $D3$ arasında uzun dönemli ilişki, kısa dönemde de $D3$ 'den $T\ddot{U}FE$ 'ye doğru nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Uzun dönem ilişki içinde bulunmayan $T\ddot{U}FE$ ve çekirdek enflasyon ikilileri arasındaki nedensel ilişkilerin araştırılması Granger (1989) nedensellik testi vasıtasıyla gerçekleştirilmiştir. Test sonuçlarına göre, $\Delta D4$ 'den $\Delta T\ddot{U}FE$ 'ye doğru tek yönlü, $\Delta D5$ 'den $\Delta T\ddot{U}FE$ 'ye doğru tek yönlü, $\Delta D6$ 'dan $\Delta T\ddot{U}FE$ 'ye doğru tek yönlü, $\Delta D7$ 'den $\Delta T\ddot{U}FE$ 'ye doğru tek yönlü, $\Delta D8$ 'den $\Delta T\ddot{U}FE$ 'ye doğru tek yönlü nedensel ilişki tespit edilmiştir. Bu sonuçlara göre, Marques v.d. ifade edilen uzun dönem ilişki özelliğine $D1$, $D2$, $D3$, dışsalılık özelliğine de $D1$, $D2$, $D3$, $D4$, $D5$, $D6$, $D7$, $D8$ göstergelerinin sahip olduğu görülmüştür. Çekirdek enflasyon ölçütlerinin enflasyon trendini tahmin edebilme performansı açısından ise sırasıyla $D1$, $D9$, $D8$, $D7$, $D4$ ve $D2$ 'nin performansının daha iyi olduğu tespit edilmiştir.

Üç özelliği dikkate alarak değerlendirdiğimizde, enflasyon trendinin tahmininde her ne kadar diğer çekirdek enflasyon ölçütleri ve diğer parasal göstergeler de bilgi içeriyor olsa da sırasıyla $D1$ ve $D2$ çekirdek enflasyon ölçütlerinin daha iyi performans gösterdiği tespit edilmiştir.

Kaynaklar

- Andıç, Selen B. (2014). “Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi Çekirdek Enflasyon Göstergeleri (No. 1406)”. *Research and Monetary Policy Department*, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Andrade, Isabel C. ve O'Brien, Raymond J. (2001). “A measure of core inflation in the UK”, Department of Economics, Institute for Economics and Business Administration (ISEG), *Technical University of Lisbon Working Paper, No. 2001/05*.
- Bakhshi, Hasan ve Yates, Anthony (1999). “To Trim or Not to Trim? An Application of a Trimmed Mean Inflation Estimator to the United Kingdom”. *Bank of England Working Paper 97*, Bank of England, London.

- Blix, Marten (1995). "Underlying Inflation: A Common Trends Approach". *Bnak of Sweden Working Paper No:23*.
- Blignaut, Zelda, Farrell, Greg N., Munyama, Victor, ve Rangasamy, Logan (2009). "A Note on the Trimmed Mean Measure of Core Inflation in South Africa". *South African Journal of Economics* 77(4), 538-552.
- Bryan, Michael F. ve Cecchetti, Stephen G. (1994). "Measuring Core Inflation". *In Monetary Policy The University of Chicago Press* 195-219.
- Ceylan, Servet (2006). "Türkiye Ekonomisi İçin Alternatif Çekirdek Enflasyon Ölçütleri". *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 20(2), 19-34*.
- Cihan, Cengiz (2002). "Measuring Core Inflation in Turkey", Yüksek Lisans Tezi, Orta Doğu Teknik Üniversitesi, Ankara.
- Clark, Todd E. (2001). "Comparing Measures of Core Inflation". *Economic Review-Federal Reserve Bank of Kansas City, 86(2), 5-32*.
- Çağlayan, Ebru, ve Saçaklı, İrem (2006). "Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Sıfır Frekansta Spektrum Tahmincisine Dayanan Birim Kök Testleri İle İncelenmesi", *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi 20.1, 121-137*.
- Dewachter, Hans ve Lustig, Hanno (1997). "A Cross-Country Comparison of CPI as a Measure of Inflation". *Discussion Paper Series 97.06*.
- Dickey, David A. ve Fuller, Wayne A. (1979). "Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root". *Journal of the American statistical association, 74(366a), 427-431*.
- Dickey, David A. ve Fuller, Wayne A. (1981). "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Econometrica: Journal of the Econometric Society,49(4), 1057-1072*.
- Eckstein, Otto (1981). *Core Inflation*. (New Jersey: Prentice-Hall, Inc.).
- Engle, Robert F. ve Granger, Clive W. (1987). "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica: Journal of the Econometric Society, 55(2), 251-276*.

- Engle, Robert F. ve Byung S. Yoo (1987). "Forecasting and Testing in Cointegrated Systems," *Journal of Econometrics*, 35, 143-159.
- Gartner, Christine ve Wehinger, Gert D. (1998). "Core Inflation in Selected European Union Countries". *Oestreichische Nationalbank Working Paper Series, No. 33*.
- Granger, Clive W. (1969). "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods". *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 37(3), 424-438.
- Granger, Clive W. (1988). "Some Recent Development in a Concept of Causality". *Journal of Econometrics* 39(1), 199-211.
- International Labour Organization (ILO), Eurostat, IMF, OECD, World Bank, and the UN. 2004. Consumer Price Index manual: Theory and practice, ed. Peter Hill. Geneva: International Labour Organization. Available at <http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/guides/cpi/index.htm#manual>
- Gujarati, Damodar N. (2001). *Temel Ekonometri*. Çev. Ümit Şenesen ve Göktürk Şenesen. 2. Literatür Yayıncılık.
- Holden, Rachel (2006). "Measuring Core Inflation". *Reserve Bank of New Zealand Bulletin*, 69(4), 5-11.
- Kearns, Jonathan (1998). "The Distribution and Measurement of Inflation". *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper 9810 (September)*. Reserve Bank of Australia, Sydney, Australia.
- MacKinnon, James G. (1991) "Critical Values for Cointegration Tests". *San Diego: Department of Economics, University of California* 267-276.
- Marques, Carlos R., Neves, Pedro D. ve da Silva, Afonso G. (2002). "Why should Central Banks avoid the use of the underlying inflation indicator?". *Economics Letters*, 75(1), 17-23.
- Miller, Stephan M. ve Russek, Frank S. (1990). "Co-integration and error-correction models: The temporal causality between government taxes and spending". *Southern Economic Journal*, 221-229.
- Morana, Claudio (2000). "Measuring Core Inflation in the Euro Area". *Working Paper 36, European Central Bank*.

- Morón, Eduardo A. ve Zegarra, Luis F. (1999). "Predictability of Competing Measures of Core Inflation: an Application for Peru". *Revista de Análisis Económico, 14(2), 3-21.*
- Pesaran, M. Hashem, Shin, Yongcheol, Smith, Richard J. (2001). "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics, 16(3), 289-326.*
- Phillips, Peter C. ve Perron, Pierre (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression". *Biometrika, 75(2), 335-346.*
- Roger, Scott (1998). "Core Inflation: Concepts, Uses and Measurement". *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper, 9, 1-29*
- Quah, Danny ve Vahey, Shain P. (1995). "Measuring Core Inflation". *The Economic Journal, 105(432), 1130-1144.*
- Özatat, Fatih (2009). "Türkiye'de 2000-2008 Döneminde Para Politikası". *İktisat İşletme ve Finans, 24(275), 37-65.*
- Smith, Julie K. (2001). "Weighted Median Inflation: Is This Core Inflation?". *Journal of Money, Credit and Banking 36(2), 253-263.*
- Serel, Alpaslan (2014). *Enflasyon Hedeflemesi Rejimi (Teorik Tartışmalar ve Ülke Uygulamaları Çerçevesinde)*. Ezgi Kitabevi Yayınları.
- TCMB (2001). "Çekirdek Enflasyon Teknik Komite Çalışma Raporu".
- Wynne, Mark (1999). "Core Inflation: A Review of Some Conceptual Issues". *European Central Bank, Working Paper No.5.*
- Vega, Juan L. ve Wynne, Mark A. (2003). "A First Assessment of Some Measures of Core Inflation for the Euro Area". *German Economic Review, 4(3), 269-306.*
- Yiğit, Özlem ve Gökçe, Atilla (2012). "Türkiye'de Çekirdek Enflasyon: Ekonometrik Bir Yaklaşım". *Central Bank Review, 12(1), 37-51.*