

TÜRKİYE’DE İŐLENMEMİŐ GIDA ENFLASYONUNU ETKİLEYEN FAKTÖRLERİN ANALİZİ: ARDL YAKLAŐIMI¹

Meryem AYTEKİN²
Prof. Dr. Selim Adem HATIRLI³

ÖZET

Türkiye ekonomisinde özellikle son dönemde tüketici enflasyonunda önemli artışlar gerçekleşmektedir. Bu artışın ve oynaklığın en önemli nedeni, enflasyon sepeti içinde %25,4’lük pay alan gıda grubu ve bu grupta yer alan işlenmemiş gıda grubundan kaynaklanmaktadır. İşlenmemiş gıda fiyatlarındaki gerçekleşen artış 2010 yılından sonra hem genel gıda enflasyonun hem de genel enflasyonun üzerinde seyretmiştir. Daha sonra, 2017 ile 2019 döneminde işlenmemiş gıda ürünleri yıllık ortalama %6,1 ile %27,1 gibi önemli bir aralıkta değişim göstermiştir. Bu çalışmada, 2016-2020 dönemi aylık veriler kullanılarak Türkiye’de işlenmemiş gıda enflasyonunu etkileyen faktörlerin analizi amaçlanmıştır. Bu amaçla, işlenmemiş gıda ürünleri fiyatları üzerine etkili olduğu düşünülen gıda ürünleri imalatı ithalat birim değeri, tarımsal girdi ve tarım ürünleri üretici fiyat endeksleri dahil edilerek geliştirilen model Vektör Otoregresif model (VAR) ve Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif model (ARDL) yöntemleriyle analiz edilmiştir. Model tahmin sonuçlarına göre modele dahil edilen değişkenlerin tamamının istatistiksel olarak anlamlı ve işlenmemiş gıda enflasyonu üzerine artırıcı yönde etkilerde buldukları belirlenmiştir. Modelden hesaplanan esneklik katsayılarına göre ise, en fazla etkinin %2,15 esneklik katsayısı ile gıda ürünleri imalatının ithalat birim değişkeninden kaynaklandığı ve bu değişkeni sırasıyla tarımsal girdi fiyat endeksi (2,04) ve tarım ürünleri üretici fiyat (1,04) değişkenlerinden kaynaklandığı belirlenmiştir.

Anahtar Kelimeler: İşlenmemiş Gıda Enflasyonu, TÜFE, ARDL modeli, VAR modeli.

¹ Bu makale 10-12 Nisan 2021 tarihleri arasında Antalya’da düzenlenen ASEAD 7. Uluslararası Sosyal Bilimler Sempozyumu’nda tebliğ olarak sunulmuştur.

² Süleyman Demirel Üniversitesi, Sosyal Bil. Enst., ORCID: 0000-0002-3560-7617, d1940202027@ogr.sdu.edu.tr

³ Süleyman Demirel Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, ORCID: 0000-0001-9632-3071, selimhatirli@sdu.edu.tr
Araştırma Makalesi/Research Article, Geliş Tarihi/Received:05/05/2021–Kabul Tarihi/Accepted: 01/07/2021

FACTORS AFFECTING UNPROCESSED FOOD INFLATION in TURKEY: ARDL APPROACH

ABSTRACT

Especially in recent years, significant increases in consumer price inflation have been realizing in Turkish economy. The most important reason for this increase and volatility is mainly due to the food group, which has a 25,4% share in the inflation basket, and the unprocessed food group in this group. After 2010, the increase in unprocessed food prices was higher than both general food inflation and general inflation. During the period 2017 to 2019, unprocessed food prices showed dramatic changes with an annual average of 6,1% to 27,1%. In this study, it is aimed to analyze the factors affecting unprocessed food inflation in Turkey using monthly data for the period 2016-2020. For this purpose, the import unit value of food products manufacturing, agricultural input and agricultural products producer price indexes were included as independent variables in the model that was estimated by Vector Autoregression and Autoregressive Distributed Lag methods. Based on the model estimation results, all the variables included in the model were found as statistically significant and had an increasing effect on unprocessed food inflation. According to the elasticity coefficients of the model, it was reached that import unit variable of food production with elasticity of 2,15% had most significant effect on unprocessed food price inflation. In addition to this, it was also determined that agricultural input price index and agricultural product producer price index are the other important variables with elasticities of 2,04 and 1,04, respectively.

Key Words: Unprocessed Food Inflation, CPI, ARDL model, VAR model.

GİRİŞ

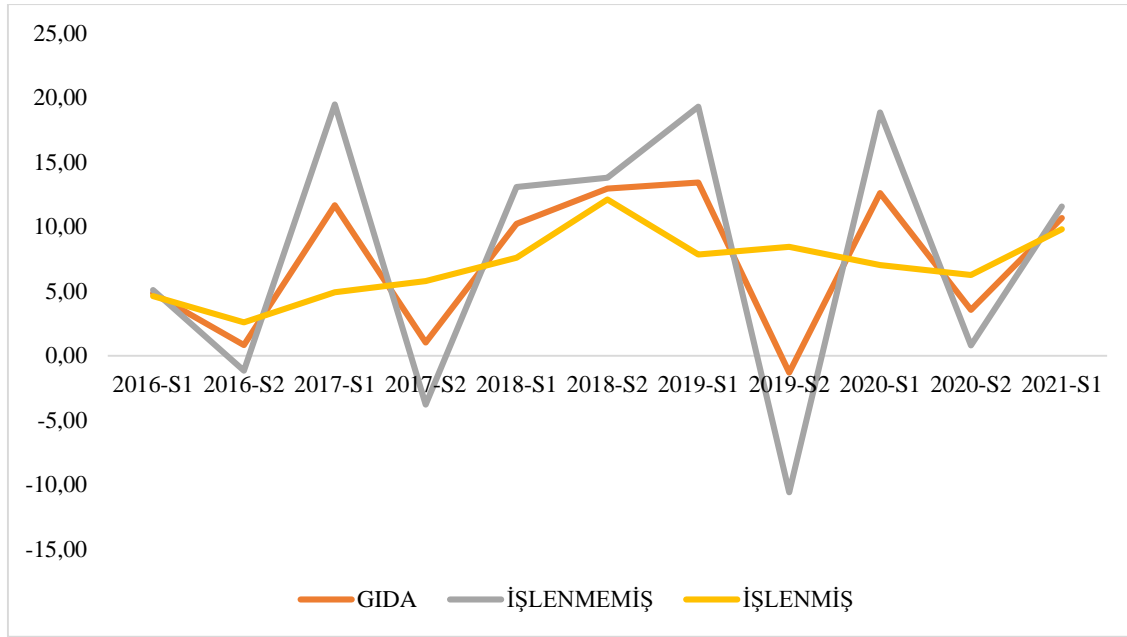
Özellikle 2000’li yılların başında dünya gıda fiyatlarında ortaya çıkan artışlar Covid-19 öncesi dönemde azalış eğilimine girmiştir. Gıda fiyatlarında özellikle küresel ekonomik kriz nedeniyle 2006’dan 2008 yılı ortalarına doğru önemli artışlar yaşanmıştır. Bu dönem, yüksek gıda fiyatları nedeniyle piyasalarda istikrarsızlığın en yoğun yaşandığı ve gıda krizi dönemi olarak bilinmektedir. Kriz sonrasında fiyatlar düşme eğilimi göstermiş olsa da 2010 yılından itibaren yeniden yükselişe geçmiştir. Gerçekleşen bu ani yükseliş dünya ekonomisinin geleceğe ve bugüne dair dünya nüfusu için yeterli gıda tedarik yeterliliği konusunda kaygıları artırmıştır (FAO, 2011). Ancak, 2015-2020 dönem ortalaması dikkate alındığında dünya gıda fiyat endeksinde reel olarak %3 azalış gerçekleşmiştir. Dünya gıda fiyatlarında gerilemenin yaşandığı bu dönemde ise Türkiye’de gıda fiyatları ortalama yaklaşık 5 kat artarak %14,7 seviyesine ulaşmıştır (FAO, 2021; TCMB, 2021).

Türkiye’de gıda enflasyonundaki artışlar, gıdaların tüketim harcamalarındaki önemi ve gıda-alkolsüz içeceklerin TÜFE’deki yüksek payı nedeniyle genel enflasyonun görünümünü olumsuz yönde etkilemektedir. Türkiye’de enflasyon sepeti içinde gıdaların %25,94 gibi önemli bir paya sahip olması, gıda enflasyonunda meydana gelen gelişmelerin bireylerin satın alım güçleri üzerinde doğrudan etkilerde bulunmasına neden olmaktadır. Ayrıca, gıda fiyatlarındaki gelişmeler genel enflasyonunun gidişatını belirleyerek makro ekonomi politikaların belirlenmesi ve toplumun refah düzeyi üzerinde önemli etkilerde bulunmaktadır (TCKB, 2014:1, <https://tr.sputniknews.com>, 2021). Bu nedenlerden dolayı, gıda enflasyonu özellikle son dönemde Türkiye ekonomisinde önemli bir iktisadi sorun haline gelmiştir.

Türkiye’de gıda fiyatlarındaki gelişmelere bakıldığında, işlenmemiş gıda ürünleri fiyatlarının işlenmiş gıda ürünlerine kıyasla yüksek bir oynaklık sergilediği ve son yıllarda bu oynaklığın bir miktar artış göstermesi, enflasyon öngörülerini üzerinde önemli bir belirsizlik kaynağı oluşturmaktadır (Başkaya, Gürgür ve Ögünç, 2008; Ögünç, 2010). 2016-2020 dönemi incelendiğinde, meyve, sebze, balık gibi işlem sürecinden geçmeyen işlenmemiş gıda enflasyonundaki gelişmelerin belli bir işlemden geçtikten sonra tüketime sunulan işlenmiş gıda fiyatlarına göre gıda enflasyonu üzerinde daha belirleyici olduğu görülmektedir.

Grafik 1’de görüldüğü üzere, işlenmemiş gıda enflasyonundaki gelişmeler işlenmiş gıda enflasyonuna kıyasla gıda enflasyonun görünümünde daha belirleyici bir etkiye sahiptir. Diğer bir ifadeyle, gıda enflasyonunda meydana gelen trend işlenmemiş gıda enflasyonundaki artış ve azalışları takip ederek aynı yönde hareket etmektedir. Daha spesifik olarak, işlenmemiş gıda enflasyonunda 2016, 2017, 2019 ve 2020 ikinci yarıyıllarına ait dönemlerde gerçekleşen azalışlar aynı şekilde gıda enflasyonunda ve TÜFE’de azalışlara neden olmuştur. Diğer taraftan, 2017, 2018, 2019 ve 2020 yıllarının ilk yarıyıl dönemlerinde işlenmemiş gıda enflasyonundaki artışlar gıda enflasyonunda da artışlara neden olmuştur. İşlenmiş gıda ürünleri enflasyonu da incelenen dönemde dalgalanmalar göstermekle birlikte, bu dalgalanmaların gıda enflasyonunun yönünü belirlemede işlenmemiş gıdalardaki kadar belirgin bir etkiye sahip olmadığı görülmektedir.

Belirtilen açıklamalardan görüldüğü üzere enflasyon sepeti içindeki gıda grubunda yer alan işlenmemiş gıdaların fiyatlarındaki değişimler TÜFE üzerinde doğrudan etkilerde bulunmaktadır. Bu bağlamda ilgili çalışmanın temel amacı, Türkiye’de genel enflasyonun görünümünü olumsuz etkileyen gıda sepeti içindeki işlenmemiş gıda enflasyonunu etkileyen faktörlerin geliştirilecek ekonometrik model ile tahmin edilmesidir. Bu amaçla çalışmada, işlenmemiş gıda enflasyonu üzerine etkili olduğu düşünülen gıda ürünleri imalatı ithalat birim değeri, tarımsal girdi ve tarım ürünleri üretici fiyatları modele dahil edilmiş ve model 2016:1-2020:10 dönemi aylık veriler kullanılarak Vektör Otoregresif Modeli (VAR) ve Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif (ARDL) modeli ile tahmin edilmiştir.

Grafik 1: Gıda, İşlenmiş ve İşlenmemiş Gıda Enflasyonunun Gelişimi (2016-2021)

Kaynak: TCMB (EVDS), 2021

1. LİTERATÜR ÖZETİ

Türkiye’de gıda fiyatlarındaki artışların ekonomiye etkileri ve gıda fiyatlarının belirleyicileri üzerine literatürde yapılan çalışmalar geniş bir yer tutmaktadır. Literatür oldukça zengin olduğundan bu bölümde özellikle son dönemde yapılan çalışmalar ve işlenmemiş gıda ile ilgili literatüre atıf yapılmıştır.

Bu çalışmalardan Erdem (2017), Türkiye ekonomisinde enflasyon belirsizliği ile gıda enflasyonu arasındaki nedensellik ilişkisini 2005-2017 dönemi aylık veriler kullanarak incelemiştir. Çalışmanın ekonometrik tahmin sonuçlarına göre, Türkiye ekonomisi için gıda enflasyonundan enflasyon belirsizliğine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu ancak enflasyon belirsizliğinden gıda enflasyonuna doğru herhangi bir nedensellik olmadığı belirlenmiştir. Bayramoğlu ve Yurtkur (2015) yaptıkları çalışmada, Türkiye’de tarımsal üretici fiyatları ve gıda sanayi ürünleri fiyatlarını etkileyen faktörleri, ulusal gıda sanayi fiyat endeksi ve tarımsal üretici fiyat endeksi ile dolar kuru gibi uluslararası ekonomik değişkenler ile incelemişlerdir. VAR yöntemiyle 1999:1-2014:6 dönemi için tahmin edilen çalışmanın bulgusu, Türkiye’de gıda sanayi ürünleri fiyatlarını etkileyen en önemli uluslararası faktörlerin kısa vadede euro kuru ve dolar kuru olduğudur. Uzun dönemde ise kısa dönemdeki faktörlere ek olarak uluslararası gıda fiyatı, petrol fiyatı ve tarımsal üretici fiyatının kısmen de olsa etkisi olduğu ortaya konmuştur.

Ulusoy ve Şahingöz (2020) gıda ürünleri fiyatlarında meydana gelen artışların tüketici fiyat endeksi üzerindeki etkisini 2006-2018 dönemi için ARDL ve Toda-Yamamoto nedensellik testi ile araştırdıkları analiz sonuçlarına göre, uzun dönemde serilerin eşbütünleşik oldukları ve kısa dönemde ise gıda ürünleri fiyat artışlarının enflasyonu artırdığını belirlemiştir.

Başkaya, Gürgür ve Ögünç (2008), 2003-2007 döneminde işlenmiş gıda fiyatlarını etkileyen faktörleri analiz ettikleri çalışmanın başlıca bulguları, işlenmiş gıda fiyatları enflasyonunda son yıllarda meydana gelen hızlanmaya yurt içi kuraklığın sebep olduğu, uluslararası gıda fiyatlarında gerçekleşen artışlardan ve arz yönlü şoklardan kaynaklandığını tespit etmişlerdir. Uluslararası fiyatların işlenmiş gıda ürünleri fiyatları üzerindeki etkisine bakıldığında ise işlenmiş gıda tüketim mallarından daha çok işlenmiş ara malı ithalatı kanalı üzerinde gerçekleşmekte olduğu ve ilk üç ayda döviz kurundan işlenmiş gıda fiyatlarına olan asimetric geçirgenlik daha hızlı gerçekleştiğini belirlemiştir. Bir diğer çalışmada, Ögünç ve Sarıkaya (2016) Türkiye’de işlenmemiş gıda grubundaki taze meyve, sebze ve diğer işlenmemiş gıda ürünleri için eğilime yakınsama modelleri ile işlenmemiş gıda fiyatlarının altı aya kadar tahminlerini gerçekleştirmişlerdir. Modellerin tahmin sonuçlarına göre, eğilime yakınsama modelinin, yargısal tahmin ve Mevsimsel ARIMA yaklaşımlarına göre, kısa dönemli tahminlerde daha iyi bir performans gösterdiği tespit edilmiştir. Ayrıca çalışmada, fiyat düzeltmelerinin ortalama beş ay ile en geç gözlemlendiği grubun taze meyve olduğu, fiyatlardaki düzeltmelerin bir ay gibi kısa bir sürede gerçekleştiği grubun ise sebze grubu olduğu sonucuna varılmıştır. Ögünç (2010) tarafından, Türkiye’deki işlenmemiş gıda fiyatlarındaki dalgalanmaları AB üyesi ülkelerle karşılaştırmalı olarak analiz edildiği çalışmada, işlenmemiş gıda fiyatlarındaki meydana gelen dalgalanmanın boyutunun Türkiye’de diğer ülkelere karşın önemli ölçüde yüksek olduğu ve bunun için fiyat istikrarına yönelik yapısal düzenlemelerin önemi vurgulanmıştır. Orman, Ögünç, Saygılı ve Yılmaz, (2010) Türkiye’de işlenmemiş gıda ürünleri fiyatlarındaki yüksek dalgalanmaya yol açan yapısal faktörlerin nedenlerini sektördeki bilirkişilerle gerçekleştirdikleri mülakatlara dayalı analiz ile ortaya koymuşlardır. Analizler sonucunda, başlıca yapısal faktörlerin; bilgi alt yapısının yetersizliği, üretimin iklim koşullarına bağımlı olması, tarımsal üretimin bazı bölgelerde yoğunlaşması, tarım sektörüne yönelik kamu desteklerine dair belirsizlikler, aracı sayısının fazla olması ve dış talepte meydana gelen dalgalanmalar olduğu tespit edilmiştir. Ganioglu (2017), birim kök testleri ile işlenmiş gıda ve enerji fiyatlarının çekirdek enflasyondan saptığı dönemlerin tarihlerini belirleyerek enflasyon beklentilerini sabitleme bakımından etkilerini analiz etmiştir. Analiz sonucunda, aşırı sapmanın Ocak 2003-Mart 2017 döneminde gerçekleştiği ve ayrıca hem normal hem de aşırı sapma dönemlerinde tüketicilerin enflasyon beklentilerini makroekonomik değişkenlere ve geçmiş enflasyona güvenerek hareket ettikleri belirlenmiştir. Chadwick ve Baştan (2017), tek değişkenli simetrik ve asimetric GARCH modellerini kullanarak Türkiye için üretici sığır eti fiyatlarındaki aylık oynaklığı ve sığır eti ithalatının sığır eti piyasasındaki oynaklığın yüksek enflasyon seviyesini stabilize edip edemeyeceğini araştırmışlardır. Araştırma sonuçlarına göre, tek değişkenli GARCH modellerinin ithalat politikasının üretici ve tüketici sığır eti enflasyonu üzerindeki etkisinin başarılı olmadığı, çok değişkenli modelin ise ithalat politikasının sığır eti enflasyonu üzerinde etkisinin daha üstün olduğu belirlenmiştir.

2. MATERYAL VE YÖNTEM

Türkiye’de işlenmemiş gıda enflasyonunu etkileyen faktörlerin analizinin amaçlandığı bu çalışmada 2016:1-2020:10 dönemini kapsayan aylık zaman serisi verileri kullanılmıştır. Modelde dikkate alınan değişkenler çeşitli ulusal kaynaklardan temin edilmiştir. İşlenmemiş gıda fiyat endeksi (2003=100, yeni seri) ile gıda ürünleri imalatı ithalat birim değer endeksi (2010=100; ISIC-REV.4) verileri Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden (EVDS)’den temin edilmiştir. Tarımsal girdi fiyat endeksi (2015=100) ile Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi (2015=100) verileri ise Türkiye İstatistik Kurumun (TÜİK)’dan temin edilmiştir. Modelde kullanılan değişkenler ve tanımlamaları Tablo 1’de verilmiştir.

Tablo 1: Modelde Kullanılan Değişkenler ve Tanımlamalar

| Bağımlı Değişken | |
|----------------------|--|
| ISLG | İşlenmemiş Gıda Fiyat Endeksi (2003=100) |
| Bağımsız Değişkenler | |
| ITHG | Gıda Ürünleri İmalatı İthalat Birim Değer Endeksi (2010=100) |
| TARGIR | Tarımsal Girdi Fiyat Endeksi (2015=100) |
| TARUR | Tarım Ürünleri Üretici Fiyat Endeksi (2015=100) |

Ekonometrik modelin matematiksel fonksiyonel kalıbı için çeşitli fonksiyonlar denenmiş ve değişkenlerin teorik olarak beklenen işaretleri, istatistiksel anlamlılıkları ve belirlilik katsayısı gibi kriterlere göre en uygun fonksiyonun doğrusal-logaritmik formda olduğu belirlenmiştir. Buna göre, çalışmada kullanılan ilgili ekonometrik model aşağıdaki eşitlikte belirtilmiştir:

$$ISLG_t = \beta_1 + \beta_2 \text{LOGITHG} + \beta_3 \text{LOGTARGIR} + \beta_4 \text{LOGTARUR} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Literatürde uzun ve kısa dönem denge ilişkilerinin analizinde zaman serisi analiz yöntemleri geniş bir uygulama alanına sahiptir (Karahan ve Çolak, 2020; Lim ve Sek, 2015; Obradović, vd., 2017). Zaman serisi verileri kullanıldığı çalışmalarda öncelikle veri setinin durağan olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir. Şayet bir zaman serisinin, ortalaması ile varyansı zaman içinde değişmiyor ve iki dönem arasındaki ortak varyansı ve bu varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı ise ilgili seri durağandır (Gujarati, 1999: 53-67). Durağan olmayan zaman serilerinin kullanılması sahte regresyon problemine yol açarak model tahmin sonuçlarının şüpheli hale gelmesine neden olur (Granger ve Newbold, 1974, 111-120). Zaman serisi analizlerinde serilerin durağanlığını test etmek için farklı birim kök testleri kullanılmaktadır. Bu çalışmada serilerin durağanlık düzeyleri literatürde yaygın olarak kullanılan Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri ile araştırılmıştır. Durağan olmayan zaman serileri ile yapılan regresyon analizleri, yalnızca bu seriler arasında bir eşbütünlüşme ilişkisi varsa gerçek ilişkiyi yansıtabilmektedir (Gujarati, 1999: 726).

Çalışmada bir eşbütünleşme metodu olan “ARDL Sınır Testi Yaklaşımı” kullanılmıştır. ARDL testi, klasik Johansen Eşbütünleşme ve Engle-Granger Eşbütünleşme metodlarına göre önemli avantajlara sahiptir. Klasik eşbütünleşme metodlarında serilerin aynı düzeyde veya aynı fark seviyesinde durağan olmaları durumunda VAR yöntemi kullanılabilir. Ancak kullanılan değişkenlerin farklı derecelerde durağan olması durumunda klasik eşbütünleşme metodları doğru tahmin sonuçları vermemektedir. Söz konusu probleme karşı, Pesaran ve Shin (1997) tarafından zaman serilerinin durağanlık problemleri için ARDL veya Sınır Testi Yaklaşımı olarak bilinen metod geliştirilmiştir. Bu yöntemin en önemli avantajı, serilerden bazıları düzey değerinde ve diğerleri ise birinci farkta durağan olsa bile seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılabilir. Bu metod aynı zamanda klasik eşbütünleşme yöntemlerinin uygulanabildiği aynı dereceden durağan olan serilere de uygulanabilmektedir.

ARDL metodunda öncelikle aşağıdaki eşitlikte ifade edilen kısıtlanmamış hata düzeltme modelinin (UECM) oluşturulması gerekmektedir:

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_1 \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_2 \Delta x_{1t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_3 \Delta y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

Yukarıdaki eşitlikte seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi $H_0: \beta_3 = \beta_4 = 0$ (Eşbütünleşme yoktur) $H_a: \beta_3 \neq \beta_4 \neq 0$ hipotezi ile sınanmaktadır. Serilerin her biri için bilgi kriterleriyle bulunacak gecikme sayısı (m) ile oluşturulan modelde, otokorelasyon sorununun olup olmadığına karar verildikten sonra, Pesaran vd., 2001 tarafından tablolaştırılan kritik değerlere göre karar verilir. Analiz sonucunda hesaplanan F istatistik değeri alt sınır değerinin altında ise seriler arasından uzun dönemli ilişkinin yani eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına, bu değer üst sınır değerinin üzerinde ise seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu kanaatine varılır. Ancak F istatistik değeri, alt ve üst sınır kritik değerlerinin arasında ise herhangi bir karar verilememektedir. Böyle bir durumda klasik eşbütünleşme metodlarının kullanılması önerilmektedir. Eğer hipotez testi sonucunda eşbütünleşme ilişkisine karar verilmesi durumunda uzun ve kısa dönem katsayılarının hesaplanması mümkündür. Uzun dönem katsayılarının tahmini için kurulan örnek model genel olarak aşağıdaki eşitlikte ifade edilmiştir:

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_1 y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_2 x_{1t-i} + e_i \quad (3)$$

Yukarıdaki eşitlikte belirtilen uzun dönem denklemi tahmin edildikten sonra modelin tanısal (diagnostik) sonuçlarına bakılarak modelin güvenilirliğinin tespit edilmesi gerekmektedir. Çalışmada ayrıca, seriler arasındaki uzun dönem ve kısa dönem arasındaki ilişki aşağıdaki eşitlik yardımıyla araştırılmıştır:

$$\Delta y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \lambda_{1i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \lambda_{2i} \Delta x_{1t-i} + \sum_{i=1}^m \lambda_{3i} ECM_{t-i} + e_i \quad (4)$$

Yukarıdaki (4) nolu eşitlikte ECM_{t-1} ile belirtilen değişken uzun dönem denkleminin (3) nolu kalıntılarının bir gecikmeli değeridir ve modelde hata düzeltme terimi olarak kullanılmaktadır. (4) nolu eşitlikteki ECM_{t-1} 'nin katsayısından hareket edilerek kısa dönemde meydana gelebilecek bir dengesizliğin uzun dönemde ne kadar sürede düzeleceğini ortaya koymaktadır. Konusu edilen mekanizmanın çalışabilmesi için bu hata düzeltme teriminin katsayısının negatif ve anlamlı olması gerekmektedir. Yukarıda açıklanan tüm modeller ve testler, Eviews 9 ekonometrik paket programında analiz edilmiştir.

3. AMPİRİK SONUÇLAR

Türkiye’de işlenmemiş gıda fiyat enflasyonunu etkileyen faktörlerin analizinin amaçlandığı bu çalışmada zaman serisi aylık veriler (2016:01-2020:10) kullanıldığı için öncelikle serilerin durağanlığı test edilmiştir. ADF ve PP testlerine göre gerçekleştirilen serilerin durağanlık analizleri Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2: ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

| | Augmented Dickey-Fuller (ADF) Test İstatistiği | | Phillips-Perron (PP) Test İstatistiği | |
|----------------------|---|--------------|--|--------------|
| | Düzye | Birinci Fark | Düzye | Birinci Fark |
| ISLG | 0.9591 | 0.0001 | 0.8754 | 0.0001 |
| LOGITH | 0.7568 | 0.0000 | 0.6906 | 0.0000 |
| LOGTARGIR | 0.9752 | 0.0006 | 0.9849 | 0.0007 |
| LOGTARUR | 0.9491 | 0.0007 | 0.9800 | 0.0008 |
| Anlamlılık Düzeyi | 0.9992 | 0.0000 | 0.9977 | 0.0000 |

Not: ADF ve PP test istatistik tablo değerine göre %1 önem düzeyinde anlamlıdır.

Test sonuçlarına göre, serilerin düzeyde birim köke sahip olduğu yani durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu nedenle düzeyde durağan olmayan serilerin birinci farkı alınarak tekrar birim kök testi uygulanmış ve uygulanan testler sonucunda serilerin tamamının durağan hale geldiği belirlenmiştir. Seriler aynı düzeyde durağan olduğundan dolayı seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi test edilmiştir. Serilerin aynı eşbütünleşme düzeylerinde olduğuna karar verildikten sonra, değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin olup olmadığını test etmek amacıyla modele sınır F-testi uygulanmıştır. Sınır testinin uygulanabilmesi için öncelikle VAR modeli oluşturularak optimum gecikme uzunluğu belirlenmiştir. Bu amaçla Likelihood Ratio (LR) ile Akaike (AIC) testleri uygulanmış ve testler sonucunda optimum gecikme uzunluğunun altıncı gecikmede olduğu tespit edilmiştir (Tablo 3). Ayrıca, altıncı gecikme seviyesinde Lagrange Multiplier (LM) test istatistiği değerine (18,67) göre modelde %5 önem düzeyinde otokorelasyon sorunu olmadığına karar verilmiştir.

Tablo 3: Gecikme Uzunluğunun Tespiti

| Gecikme (m) | LR | AIC |
|-------------|-----------|------------|
| 1 | 492.7913 | -14.35550 |
| 2 | 40.13815 | -14.67357 |
| 3 | 13.33992 | -14.40023 |
| 4 | 47.55240 | -15.14349 |
| 5 | 8.532435 | -14.80334 |
| 6 | 28.87606* | -15.25744* |

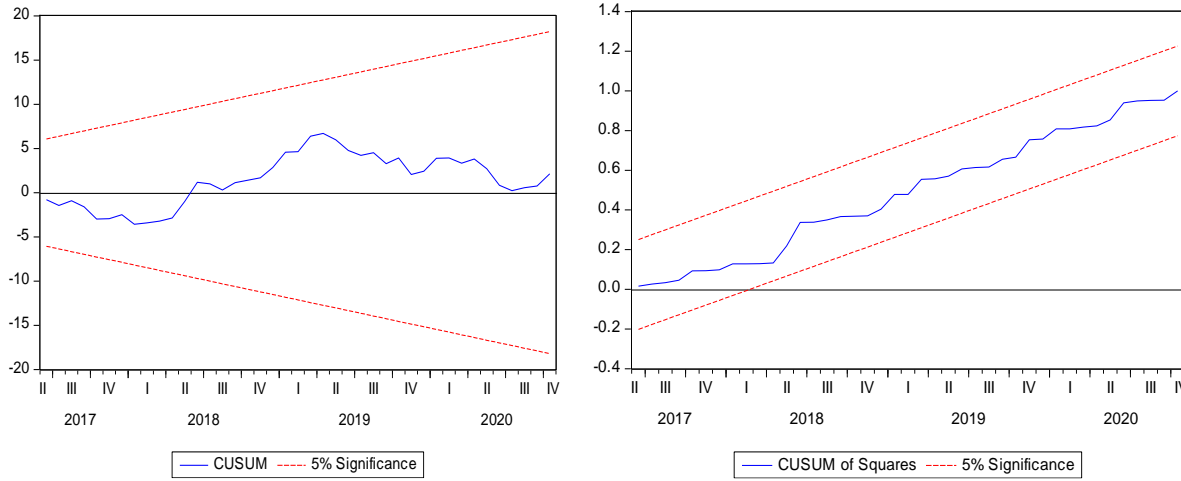
Modelde uygun olan gecikme sayısının tespiti ve tespit edilen gecikmede otokorelasyon sorununun olmadığı belirlendikten sonra ARDL yaklaşımı ile eşbütünleşme ilişkisini araştırmak üzere F testi uygulanmıştır. Bu test ile $\beta_3 = \beta_4 = 0$ hipotezi sınanmış ve değişkenler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı araştırılmıştır. Eş bütünleşme testine geçmeden önce modelde; hata terimlerinin normal dağılıp dağılmadığı, değişen varyans sorunu, otokorelasyon sorunu, modelde spesifikasyon hatasının olup olmadığı ve parametrelerin istikrar koşulunu sağlayıp sağlamadıklarının testleri gerçekleştirilmiştir.

Jargua Bera test istatistik değerine (0.04) göre modelde hata terimlerinin normal dağılım gösterdiği, Breusch Pagan Godfrey test istatistiği (0.98) değerine göre modelde değişen varyans sorunu olmadığı ve ayrıca Breusch Pagan Godfrey LM test istatistik değerine (1,75) göre de modelde otokorelasyon sorununun olmadığı belirlenmiştir. Model de spesifikasyon hatasının olup olmadığı Ramsey testi ile araştırılmış ve hesaplanan F istatistik değerine (1,33) göre spesifikasyon hatası sorunu olmadığı görülmüştür (Tablo 4).

Tablo 4: Breusch Godfrey ve Ramsey Reset Testi

| Breusch-Godfrey LM Test | | | |
|--------------------------------|----------|--------------------|-------------|
| F-istatistik | 1.749074 | Prob. F(2,39) | 0.1873 |
| R ² | 4.774150 | Prob. χ^2 (2) | 0.0919 |
| Ramsey RESET Test | | | |
| | Value | df | Probability |
| t-istatistik | 1.156392 | 40 | 0.2544 |
| F-istatistik | 1.337242 | (1, 40) | 0.2544 |

Ayrıca, modelde tahmin edilen tüm parametrelerin istikrarlı olup olmadığı Cusum ve Cusum Kare testleri ile araştırılmıştır. Testler sonucunda modelin artıkları %5 önem düzeyinde güven sınırları içinde yer aldığından, parametrelerin istikrar koşulunu sağladıkları ve yapısal bir değişim olmadığı sonucuna ulaşılmıştır (Grafik 2).

Grafik 2: Cusum ve Cusum Kare Testleri

Seriler arasında eş bütünleşme ilişkisi sınır testi ile analiz edilmiş, test sonucunda hesaplanan F istatistik değeri (7.531) Pesaran'ın üst kritik değerini aştığından dolayı seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu tespit edilmiştir (Tablo 5).

Tablo 5: Sınır Testi Sonuçları

| K | F istatistiği | %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerler | |
|---|---------------|---|-----------|
| | | Alt Sınır | Üst Sınır |
| 3 | 7.531 | 3.23 | 4.35 |

Not: k, (1) numaralı denklemdeki bağımsız değişkenlerdir. Kritik değerler Pesaran vd. (2001:300)'deki Tablo CI (V)'ten alınmıştır.

Seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğundan uzun ve kısa dönem ilişkileri ARDL (Autoregressive Distribution Lag) modeli ile araştırılmıştır. Buna göre, uzun dönem analizi, yukarıdaki (3) nolu eşitliğin tahmini ortaya konmuştur. Tahmin edilen ARDL uzun dönem modeli sonucunda seçilen ARDL (4,4,4,1) ve ISLG, LOGITHG, LOGTARGIR ve LOGTARUR değişkenlerinin sırasıyla 4,4,4,1 gecikme uzunluklarına ait model tahmin sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6: ARDL (4, 4, 4, 1) Eşitliği Tahmin Sonuçları ve Uzun Dönem Sonuçları

| Bağımlı Değişken: ISLG | Hata düzeltme | | | |
|------------------------|---------------|---------------|---------------|----------|
| | Katsayı | Standart Hata | t istatistiği | Olasılık |
| D(ISLG(-1)) | 0,45 | 0,09 | 5,18 | 0,00* |
| D(ISLG(-2)) | -0,07 | 0,09 | -0,75 | 0,45* |
| D(ISLG(-3)) | 0,54 | 0,09 | 6,01 | 0,00* |
| D(LOGITHG) | 506,58 | 232,28 | 2,18 | 0,04* |
| D(LOGITHG(-1)) | -438,97 | 261,33 | -1,68 | 0,10* |
| D(LOGITHG(-2)) | 442,37 | 262,11 | 1,69 | 0,10* |
| D(LOGITHG(-3)) | -1031,46 | 254,11 | -4,06 | 0,00* |
| D(LOGTARGIR) | -340,95 | 377,84 | -0,90 | 0,37* |
| D(LOGTARGIR(-1)) | -423,63 | 419,57 | -1,01 | 0,32* |
| D(LOGTARGIR(-2)) | -192,33 | 421,63 | -0,46 | 0,65* |
| D(LOGTARGIR(-3)) | -1058,65 | 374,53 | -2,83 | 0,01* |

| | | | | |
|-----------------------------|----------|---------|-------|-------|
| D(LOGTARUR) | 1049,92 | 160,24 | 6,55 | 0,00* |
| CointEq(-1) | -0,43 | 0,07 | -5,93 | 0,00* |
| Uzun Dönem Sonuçları | | | | |
| LOGITHG | 982.39 | 572.30 | 1.71 | 0.09* |
| LOGTARGIR | 932.98 | 292.45 | 3.19 | 0.00* |
| LOGTARUR | 473.74 | 251.09 | 1.88 | 0.06* |
| C | -4478.26 | 1426.94 | -3.13 | 0.00* |

Model tahmini sonucunda hata düzeltme (CointEq(-1)) katsayısının negatif ve istatistiksel olarak anlamlılığı teorik olarak tutarlıdır. Bu durumda model tahmin sonuçları, kısa dönemde oluşacak bir dengeden sapmanın 2,34 ay sonra düzelerek uzun dönem dengesine ulaşacağını ifade etmektedir. Model tahmin sonuçlarına göre gıda ürünleri imalatı, tarımsal girdi fiyat endeksi ve tarım ürünleri üretici fiyatları değişkenlerinin tamamının katsayıları istatistiksel olarak %10 önem düzeyinde anlamlı ve ayrıca pozitif olması nedeniyle iktisat teorisi ile tutarlıdır. Tahmin edilen katsayılardan hesaplanan esneklik değerleri dikkate alındığında, uzun dönemde işlenmemiş gıda enflasyonunu etkileyen en önemli değişkenin gıda ürünleri imalatının ithalat birim (LOGITH) değeri olduğu belirlenmiştir. İlgili değişkenin 2,15 olarak hesaplanan esneklik değerine göre gıda ürünleri imalatının ithalat birim değerindeki %1’lik artış işlenmemiş gıda enflasyonunda %2,15 artışa neden olmaktadır. Modele dahil edilen bir diğer değişken olan tarımsal girdi fiyatlarındaki (LOGTARGIR) artışların işlenmemiş gıda enflasyonu üzerine olan etkisini açıklayan esneklik katsayısı 2,04 olarak hesaplanmıştır. Buna göre, tarımsal girdi fiyatlarında meydana gelen %1’lik artış işlenmemiş gıda enflasyonunu %2,04 artırmaktadır. Modele dahil edilen tarım ürünleri üretici fiyatları (LOGTARUR) da beklentiyle uyumlu olarak işlenmemiş gıda enflasyonu üzerinde pozitif yönde etki etmektedir. Bu değişkenin hesaplanan esneklik katsayısına göre, tarım ürünleri üretici fiyatlarındaki %1’lik artışın işlenmemiş gıda enflasyonunu %1,04 artırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Türkiye’de gıda enflasyonu içindeki ana alt gruplardan işlenmemiş gıda enflasyonunu etkileyen faktörlerin analizinin amaçlandığı bu çalışmada, 2016:1-2020:10 dönemi aylık verileri kullanılarak geliştirilen modelin tahmini VAR ve ARDL yöntemleri ile gerçekleştirilmiştir. Ayrıca analizlerde sınır ve Cusum testi gibi testler ile çeşitli hipotezler test edilmiştir. Sınır testi sonuçlarına göre; gıda ürünleri imalatı, tarımsal girdi fiyatı, tarım ürünleri üretici ve işlenmemiş gıda fiyat değişkenleri arasında istatistiksel olarak anlamlı bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu belirlenmiştir.

Modelin ARDL yöntemi tahmini sonucunda, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu ve ilgili değişkenlerin uzun dönemde işlenmemiş gıda enflasyon oranını anlamlı olarak artırdıkları sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, model tahmin sonuçlarına göre kısa dönemde oluşacak bir dengeden sapmanın 2,34 ay sonra uzun dönem dengesine ulaşacağı belirlenmiştir.

Tahmin edilen model sonucunda, gıda ürünleri imalatı, tarımsal girdi fiyat endeksi ve tarım ürünleri üretici fiyatları değişkenlerinin incelenen dönemde işlenmemiş gıda fiyat endeksi üzerine artırıcı etkilerde bulunduğu belirlenmiştir. Nitekim hesaplanan esneklik katsayılarına göre, işlenmemiş gıda enflasyonu üzerine en önemli etkinin 2,15 esnekliğe sahip gıda ürünleri imalatının ithalat birim değişkeninden kaynaklandığı dikkate alındığında, ithalat birim değerindeki azalmaların işlenmemiş gıda enflasyonu azaltıcı yönde etki yapacağı açıktır. Bu nedenle ilgili değişkenin etkisini azaltmak için döviz kurları, ithalattan alınan vergilere yönelik politikaların geliştirilmesi önemlidir. Ayrıca, ithalatı gerçekleştirilen ürünlerin mümkünse ülke içinde üretilmesine yönelik politikaların uygulanması da işlenmemiş gıda enflasyonunu azaltıcı yönde katkılar sağlayabilecektir. Bu değişkenin yanı sıra tarımsal girdi fiyatlarını azaltıcı politikaların uygulanması tarım ürünleri üretici fiyatlarında azalışlara neden olacaktır. Bunun için özellikle tarım ürünlerinin verimliliğini artırmada etkili olan gübre, ilaç, yem vb. temel tarımsal girdilerde desteklerin artırılması ve girdi piyasalarında fiyat oluşumlarının dikkatlice izlenmesi önem arz etmektedir.

KAYNAKÇA

- Başkaya, S., Gürgür, T. ve Ögünç, F. (2008). Küresel Isınma, Küreselleşme ve Gıda Krizi-Türkiye'de İşlenmiş Gıda Fiyatları Üzerine Ampirik Bir Çalışma. *Central Bank Review*, 2 (2008) 1-32.
- Başkaya, Y. S., Gürgür, T., & Ögünç, F. (2008). İşlenmiş Gıda Fiyatlarını Belirleyen Faktörler (No. 0809).
- Bayramoğlu, A. T., & Yurtkur, A. K. (2015). Türkiye'de Gıda ve Tarımsal Ürün Fiyatlarını Uluslararası Belirleyicileri. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2), 63-73.
- Chadwick, M. G., & Baştan, E. M. (2017). Beef Price Volatility in Turkey: Can Import Policy Affect the Price and Its Uncertainty? (No. 1709).
- Erdem, H. F. (2017). Gıda Enflasyonunun Enflasyon Belirsizliği Üzerine Etkisi. *Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(14), 425-436.
- FAO (2021). World Food Situation. Erişim Tarihi: 07.03.2021, <http://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/>
- FAO (2011). *Recent Trends in World Food Commodity Prices: Costs and Benefits*, Rome.
- Ganioglu, A. (2017). Evidence for the Explosive Behavior of Food and Energy Prices: Implications in Terms of Inflation Expectations (No. 1717).
- Granger, C.W.J. ve Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics* 2 (2), 111-120.
- Gujarati, D.N. (1999). *Temel Ekonometri*. (Çev. Ü. Şenesen & G.G. Şenesen). Literatür Yayınları: İstanbul.

- Karahan, Ö., & Çolak, O. (2020). Inflation and Economic Growth in Turkey: Evidence from a Nonlinear ARDL Approach. In *Economic and Financial Challenges for Balkan and Eastern European Countries* (pp. 33-45). Springer, Cham.
- Lim, Y. C., & Sek, S. K. (2015). An Examination on The Determinants of Inflation. *Journal of Economics, Business and Management*, 3(7), 678-682.
- Obradović, S., Šapić, S., Furtula, S., & Lojanica, N. (2017). Linkages Between Inflation and Economic Growth in Serbia: An ARDL Bounds Testing Approach. *Engineering Economics*, 28(4), 401-410.
- Orman, C., Ögünç, F., Saygılı, S., & Yılmaz, G. (2010). İşlenmemiş Gıda Fiyatlarında Oynaklığa Yol Açan Yapısal Faktörler (No. 1016). Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Ögünç, F., & Sarıkaya, C. (2016). İşlenmemiş Gıda Enflasyonu Kısa Vadeli Tahminine Alternatif Bir Bakış (No. 1613). Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Ögünç, F. (2010). Türkiye’de İşlenmemiş Gıda Enflasyonunda Oynaklık: Durum Tespiti, TCMB Ekonomi Notları (No: 10/05). Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey.
- Pesaran, M.H. & Shin, Y. (1997). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, Symposium at the Centennial of Ragnar Frisch.
- Pesaran, M.H. & Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds Testing Approach to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- TCKB (Türkiye Cumhuriyeti Kalkınma Bakanlığı) (2014). Tarım ve Gıda Alanında Mevcut Gelişmeler ve 2014 Yılı Beklentileri, İktisadi Sektörler ve Koordinasyon Genel Müdürlüğü Tarım Dairesi Başkanlığı, Ankara.
- TCMB (2021). Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) Erişim tarihi: 07.03.2021, <https://evds2.tcmb.gov.tr/>
- TCMB, (2021). Enflasyon Raporu-1, Erişim tarihi: 07.03.2021, <https://www.tcmb.gov.tr/>
- Ulusoy, A., & Şahingöz, B. (2020). Gıda Ürünleri Fiyatlarının Enflasyon Üzerindeki Etkisi. *Maliye Araştırmaları Dergisi*, 6(2).
<https://tr.sputniknews.com/ekonomi/202102031043720389-enflasyon-sepeti-guncellendi-gidanin-agirligi-artirildi-alkollu-icecekler-giyim-gibi-maddelerin/>, 07.03.2021