

## PETROL FİYATLARININ GIDA FİYATLARINA ASİMETRİK ETKİSİ: TÜRKİYE İÇİN NARDL MODELİ UYGULAMASI

Doç. Dr. Halil ALTINTAŞ\*

### ÖZ

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de 2000-2013 dönemi üç aylık verilerle petrol fiyatları ve gıda fiyatları arasındaki ilişkiyi doğrusal olmayan ARDL eşbütünleşme (NARDL) yöntemiyle incelemektir. NARDL modeli sonucunda gıda fiyatları, petrol fiyatları, enerji fiyatları ve reel gelir arasında asimetrik eşbütünleşme ilişkisinin varlığına ulaşılmıştır. Ayrıca, ampirik sonuçlar petrol fiyatlarından gıda fiyatlarına anlamlı asimetrik aktarımın mevcut olduğunu göstermiştir. Petrol fiyatlarının uzun dönemde gıda fiyatları üzerine hem pozitif hem de negatif değişimlerine ilişkin katsayıların anlamlı olduğu görülmüştür. Petrol fiyatlarındaki pozitif değişimlerdeki yüzde 1’lik artışın gıda fiyatlarında yüzde 0.47 artışa, buna karşılık petrol fiyatındaki negatif değişimlerdeki yüzde 1 azalmanın ise gıda fiyatlarında yüzde 0.19 azalışa neden olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Böylece Türkiye’de uzun dönemde petrol fiyatındaki pozitif değişimlerin negatif değişimlere göre gıda fiyatları üzerinde daha büyük etkiye neden olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Ayrıca model sonuçlarında reel gelir ve enerji fiyatlarına ilişkin katsayıların gıda fiyatları üzerinde beklediği gibi anlamlı ve pozitif olduğu, reel gelir ve enerji fiyatlarındaki yüzde 1 artışın sırasıyla gıda fiyatlarında yüzde 0.24 ve yüzde 0.19 artışa yol açtığı görülmüştür.

**Anahtar Kelimeler:** Q43, Q13, O13

**JEL Sınıflandırması:** Gıda Fiyatları, Petrol Fiyatları, Asimetrik Eşbütünleşme, Turkey

## THE ASYMMETRIC EFFECTS OF OIL PRICES ON FOOD PRICES: THE CASE OF NARDL MODELING FOR TURKEY

### ABSTRACT

The main purpose of this paper is to investigate the relationships between the crude oil price and food prices in Turkey for the quarterly period in 2000-2013 by using a nonlinear autoregressive distributed lags (NARDL) model. NARDL results suggest that asymmetric cointegration exists among the variables, namely, the food prices, oil prices, energy prices and real income. Furthermore, empirical findings show that there is also significant transmission of oil prices to food prices. The long-run coefficient is significant, due to both positive and negative changes of oil prices on food price. The effect of the positive changes in oil prices on food prices is as follows; an increase of 1% oil prices, result in a 0.47 % rise in food prices. Moreover, the effect of the negative changes in oil prices on food prices is smaller in magnitude, with a 1 % decrease of changes in oil prices resulting in a nearly 0.19 % decrease in food prices. Our results suggest that in the long-run, changes of the positive in oil prices have a considerably larger impact on the food prices compared to negative changes in oil prices in Turkey. As expected, the coefficients on real income and energy prices are found to be positive, which indicate that 1% increase of the real income and energy prices increase food prices by around 0.24% and 0.19%, respectively.

**Keywords:** Q43, Q13, O13,

**JEL Classification:** Food Prices, Oil Prices, Asymmetric Cointegration, Turkey

\* Erciyes Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, haltintas@erciyes.edu.tr

## 1. GİRİŞ

Son yıllarda dünyada hammadde, temel enerji ve tarımsal emtia ve ham petrol fiyatlarındaki değişimler ülkelerin sosyo-ekonomik gelişimini ve istikrarını önemli ölçüde etkileye başlamıştır. Bunlardan en yaygın tartışma konusu olanı, tarımsal emtia ve gıda fiyatlarındaki artışlardır. Özellikle 2007 yılının ikinci yarısındaki başlayan krizden sonra Merkez Bankalarının (MB) genişlemeci para politikaları izlemeleri, emtia piyasalarının artan şekilde finansal sisteme entegre olması ve bazı gelişmekte olan ülkelerin artan temel girdi talepleri, gıda ve emtia fiyatlarının artmasında önemli katkıda bulunmuştur. Gelişmiş ülkelerin ekonomik gelişmelerini sürdürebilmeleri için net emtia ithalatçısı olduğu, gelişmekte olan ülkelerin ise (Latin Amerika ülkeler gibi) emtia ihracatçısı olduğu herkes tarafından bilinmektedir. Gelişmiş ülkeler artan emtia fiyatları karşısında ekonomik büyümelerini sürdürme ve enflasyon baskısını hafifletmeye yönelik politikalar benimserken, gelişmekte olan ülkeler artan emtia fiyatlarını, bütçe ve dış dengelerini iyileştirmede önemli bir araç olarak görmektedirler (Avalos, 2014:254).

Literatürde uluslararası piyasalarda ticareti yapılan emtia grubu içerisinde yer alan gıda ürünlerinin fiyatları 2002 yılından sonra, özellikle 2006 yılı sonrasında keskin bir şekilde artmaya başlamıştır. Özellikle Avustralya'daki kuraklık ve Doğu Avrupa'daki elverişsiz hava koşulları, tarım ürünleri üretimini olumsuz etkilemiştir. Tahıl arz ve talebi arasındaki artan dengesizlik, gıda fiyatlarının petrol fiyatlarından daha fazla artmasına yol açacağı ve tarım ürünlerinin neden olduğu enflasyonun gelecekte gıda fiyatları üzerinde kalıcı olacağı ileri sürülmektedir. ABD Tarım Departmanı, bitkisel yağlar ve tahıllar gibi önemli gıdaların dünya piyasasındaki artışını, biyolojik yakıt üretiminde kullanılan birçok tarımsal ürünün talebine, tarımsal üretimdeki maliyet artışlarına ve gıda ürünleri ithal eden ülkelerin artan döviz rezervlerine bağlamaktadır. Ayrıca gıda fiyatlarındaki artışa enerji fiyatlarındaki artışlar ile bu artışla ilişkilendirilen gübre ve kimyasal ürünlerin fiyatlarındaki artışlar da önemli katkı sağlamaktadır. Gübre ve kimyasal ürünlerin üretim süreçlerinde ağırlıklı olarak enerji kullanılarak üretilmesi, gıda ürünlerinin üretim maliyetlerini artırmakta ve sonuçta artan maliyetler gıda fiyatlarına dolaylı olarak yansımaktadır (Mitchell, 2008).

Türkiye'de yurtiçi gıda fiyatlarındaki artışların önemli bir kısmı, gıda imalatında kullanılan tarımsal hammaddelerin ithalat fiyatındaki artıştan kaynaklanmaktadır. Diğer artış kanalları ise, başta petrol olmak üzere ithal enerji fiyatları ve yurtdışı ithal gıda ürünleri fiyatlarındaki artışlar koluyla gerçekleşmektedir. Dışa açık bir ekonomik yapıya sahip olan Türkiye'de, uluslararası gıda fiyatlarının artması, yurtiçi piyasalarda gıda fiyatlarının alternatif satış maliyeti yükselterek yerli üreticilerin yurt içi gıda fiyatlarını artırmalarına neden olmaktadır (Başkaya vd., 2008). Ayrıca Türkiye'nin yakın dönemde gösterdiği büyüme performansı ile birlikte artan milli gelir ve buna bağlı olarak artan yurtiçi konjonktür

genişlemesi, gıda ürünlerine yönelik talebin artmasını sağlamıştır. Nitekim Türkiye’de 2004-2015 dönemi arasında gıda fiyatlarında ortalama yıllık artış yüzde 9.51 iken aynı dönemde ortalama enflasyon artışı yüzde 8.31 olarak gerçekleşmiştir. 2007, 2014 ve 2015 yıllarında gıda fiyatları, enflasyonun yaklaşık 3 puan üzerinde artmıştır (TCMB, 2016).

Literatürde ham petrol fiyatlarının yayılma etkisini araştıran çok sayıda çalışma mevcuttur. Bazı araştırmacılar, petrol fiyatlarının makroekonomik değişkenleri nasıl etkilediğini incelemiş ve petrol fiyatları ile makroekonomik değişkenler arasında negatif ilişkinin varlığını kabul etmişlerdir (Balaz ve Londarev, 2006; Hamilton, 2005). Bazı araştırmacılar ise petrol fiyatlarındaki dalgalanmaların tarım sektörü, imalat sektörü ve sermaye piyasası gibi sektörler üzerindeki etkilerini analiz etmişlerdir (Du vd., 2011; Jimenez-Rodriguez, 2008; Cunado ve Perez De Gracia, 2014). Ancak bazı araştırmalardaki modellerde petrol fiyatlarının gıda veya tarımsal ürün fiyatları üzerinde doğrusal ilişki içinde oldukları kabul edilmektedirler (Örneğin Zhang vd., 2010; Imai vd, 2008). Ancak Hamilton (1983, 1996), Mork (1989) Ciner (2001) ve Balke v.d. (2002), Jimenez-Rodriguez ve Sanchez, (2005), Mohanty v.d. (2011) petrol fiyatlarının asimetrik özellik gösterdiğini ve simetrik etkilere sahip olduğu varsayımıyla kurulan modellerin geçerli olmayacağını öne sürmüşlerdir. Buna göre asimetrik etkiler, kaynak tahsisindeki maliyetlerden, belirsizliklerden, fiyat ve ücret katılıklarından, aksak rekabet piyasasının özelliklerinden, piyasalarda perakendecilerin stoklama alışkanlıklarından, hükümetlerin fiyat artışlarına gösterdikleri farklı müdahalelerden kaynaklanabilmektedir (Altıntaş ve Taşçı, 2015: 13; Utkulu ve Ekinci, 2015). Asimetrik etkinin varlığında, petrol fiyatlarındaki düşüşün ekonomi üzerindeki beklenen pozitif etkisinin büyüklüğünün, artışa göre daha az olacağı ileri sürülmektedir.

Çalışmada Türkiye’de 2000-2013 dönemi üç aylık verileriyle petrol fiyatları ile gıda fiyatları arasındaki ilişki, Shin, Yu, vd. (2014) tarafından geliştirilen kısa ve uzun dönem asimetleri test etmeye olanak sağlayan *NARDL (Nonlinear Autoregressive Distributed Lags)* yöntemiyle incelemeyi amaçlamaktadır. Ayrıca bu yöntem, uzun dönemde pozitif petrol fiyatı şoklarının gıda fiyatları üzerinde negatif şoklara göre daha güçlü olup olmadığının hipotezini test etmeye olanak sağlamaktadır. Çalışma, Türkiye’de petrol fiyatlarıyla gıda fiyatları arasında asimetrik ilişkiyi dikkate alan benzer çalışmanın olmaması ve doğrusal yöntemleri kullanan çalışmalara üstünlük sağlaması bakımından literatüre katkı sağlamaktadır.

Araştırmanın ikinci bölümünde dünyada ve Türkiye’de gıda fiyatlarının gelişimi, üçüncü bölümde, bu konuda gelişen teorik ve ampirik literatür anlatılacaktır. Dördüncü bölümde *NARDL* yöntemi, beşinci bölümde ise ampirik uygulama ve sonuçlarına ilişkin bilgilere yer verilmektedir. Sonuç kısmında araştırmada elde edilen bulgular genel olarak değerlendirilmekte ve politika önerileri sunulmaktadır.

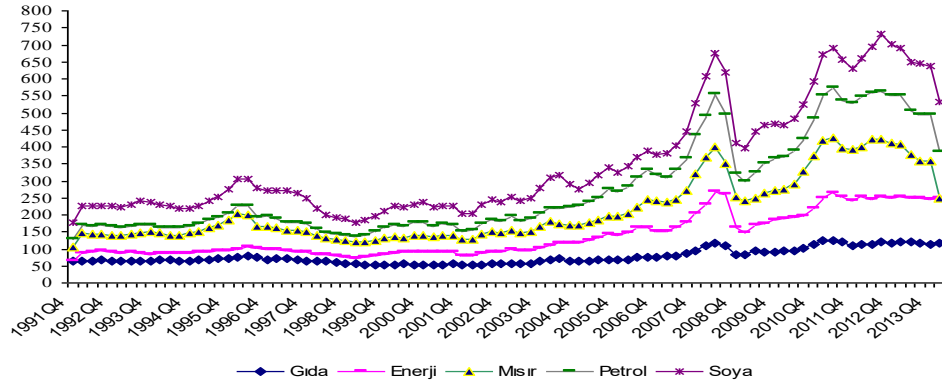
## 2. DÜNYA'DA VE TÜRKİYE'DE GIDA VE PETROL FİYATLARI

Dünyada tahıl üretimi 1996'dan sonra yaklaşık 2100 milyon ton civarında durağan bir üretim yapısına sahipken, dünya nüfusunun her yıl ilave ortalama 78 milyon büyümeye devam etmektedir. Sonuçta 1997-99 döneminde kişi başı tahıl üretimi 362 kg'dan 2005-2007 döneminde 336 kg'a gerilemiştir. Ayrıca, tropikal ve sıcak bölgelerdeki iklim değişikliği, küresel ısınmaya bağlı olarak su kaynaklarının azalmaya başlaması ve çeşitli bitki hastalıklarına bağlı olarak tarımsal üretimin gelecekte azalacağı bildirilmektedir. Örneğin 2080'e kadar tarımsal üretimin gelişmekte olan ülkelerde yüzde 9-22 arasında, Afrika'da 2030'a kadar belirli ürünlerde yüzde 30 ve Güney Asya'da yüzde 10 düşeceği tahmini yapılmaktadır (Bayramoğlu ve Yurtkur, 2015:64). FAO, dünya ülkelerini açlık ve yetersiz beslenme konusunda uyarabilmek ve tedbirler geliştirebilmek amacıyla, 2050 yılına kadar dünyada gıda üretiminin yüzde 70 oranında artırılması gerektiğini, aksi takdirde fiyat artışlarının kaçınılmaz olacağını ısrarla vurgulamaktadır\*. Diğer taraftan artan enerji fiyatları, ulaştırma maliyetlerini artırarak biyoyakıt üretimini teşvik etmekte ve bu yakıtın üretiminde kullanılan mısır ve soyanın talebindeki patlama, bu ürünlerin fiyatlarını artırmaktadır. Sonuçta diğer tarımsal ürünlerin (buğday, pirinç gibi) perakende fiyatları, diğer bahsi geçen tarım ürünleri fiyat artışlarından doğrudan veya dolaylı olarak etkilenebilmektedir (Mitchell, 2008:2).

Dünyada özellikle tahıllar ve yağlık tohumlar gibi başlıca ürünlerin fiyatı iki yıl içinde ikiye katlamıştır. IMF (2014)'in verilerine göre 2002 yılı Temmuz'undan ve 2008 Temmuz'una kadar gıda fiyatları yüzde 130 artarken, 2007 ve 2008 yılı Temmuz ayları arasında ise yüzde 56 artmıştır. Bu artışlar, birçok ülkede protestolara neden olurken, tahıl ve diğer gıda ürünlerinin ihracatının yasaklanması ve bu ürünlere yönelik gümrük tarifelerinin düşürülmesine yol açmıştır (Mitchell, 2008:2). Gıda ve Tarım Örgütü (FAO) verilerine göre 2000 ve 2011 dönemi arasında 12 yıllık dönemde gıda fiyatlarında ortalama yüzde 6.46'lık bir artış gerçekleşmiştir. Örneğin ilgili dönemde ortalama yıllık artış ise ette yüzde 5.70, tahılda yüzde 10.29, yağda yüzde 11.50 ve şekerde yüzde 15.30'dur. 2011 yılından sonra gıda ürünleri ve bileşenlerinin fiyatlarında nispi azalmalar gerçekleşmiştir (FAO, 2016). Aşağıdaki Grafikte bazı tarımsal ürünler (mısır, soya), gıda enerji ve ham petrol fiyatlarına ilişkin fiyat endekslerinin gelişimi gösterilmektedir. Grafikte 1'de soya, petrol, enerji ve gıda fiyatlarında 2004 yılından 2008 yılına kadar artış olduğu, 2008 yılından sonra fiyatlardaki azalmanın tekrar artış trendine girdiği ve son yıllarda ise fiyatların yeniden düşüş eğilimi içinde olduğu görülmektedir.

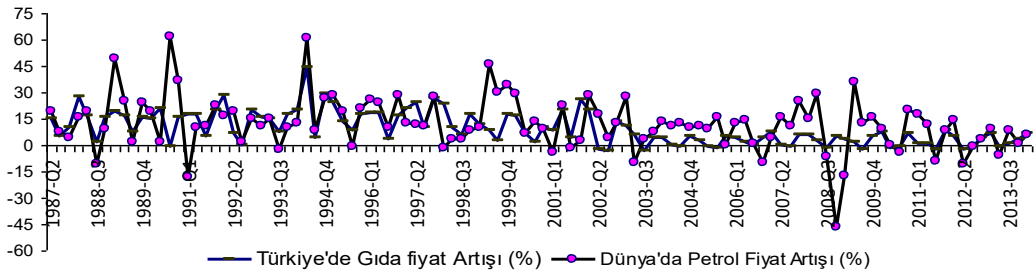
---

\* Gıdanın stratejik bir ürün olduğunu eski ABD Bakanı Henry Kissinger şu sözlerle ifade etmektedir: “Gıda arzını denetlersen insanları denetlersiniz, petrolü denetlerseniz tüm kıtaları denetlersiniz, parayı kontrol ederseniz dünyayı kontrol edersiniz. Gıda silahtır ve bizim müzakere çantamızdaki araçlardan biridir” (Henry Kissinger, 1973) (<https://www.youtube.com/watch?v=aA46wioVTv8>).

**Grafik 1: Dünyada Gıda, Enerji ve Ham Petrol Fiyatları Endeksi (2010=100)**

**Kaynak:** IMF (2014) International Financial Statistics, July 2014, CD\_ROM.

Türkiye’de 2000-2011 döneminde gıda fiyatları dünya gıda fiyatlarıyla karşılaştırıldığında, 2000-2011 dönemi arasında 12 yılda ortalama yıllık artış yüzde 20.33 iken son 5 yıldaki (2011-2015) ortalama artış yüzde 10.25 olarak gerçekleşmiştir (TCMB: 2016). Aşağıdaki Grafikte dünya petrol fiyat artışları ile Türkiye’deki gıda fiyat artışlarına ilişkin gelişmeler gösterilmektedir. 2000-2011 döneminde petrol fiyatlarında (her çeyrek dönemde) ortalama yüzde 4.23 artış olurken, Türkiye’de aynı dönemde gıda fiyatlarında yüzde 4.37 artış gerçekleşmiştir. Dolayısıyla Türkiye’de gıda fiyatları, petrol fiyatlarındaki artışa eşlik etmiştir. 2012-2014 döneminde ise değişkenler arasındaki ilişki zayıflamıştır. Bu dönemde petrolde çeyrek dönemdeki ortalama artış yüzde 0.203 iken gıda fiyatında artış yüzde 2.43 olarak gerçekleşmiştir.

**Grafik 2: Dünyada ve Türkiye’de Petrol ve Gıda Fiyatları Artışı (%)**

**Kaynak:** Dünya Petrol fiyatları artışı IMF (2014) International Financial Statistics verilerinden, Türkiye gıda fiyat artışı TCMB (2016) Elektronik Veri Dağıtım Sistemindeki (EVDS) Tüketici Fiyat Endeksi (2003=100) yer alan gıda fiyatları serisinden yararlanılarak hazırlanmıştır.

TÜİK verilerine göre, Türkiye’de tüketicilerin ana harcama grupları içinde gıda ürünlerinin payı son yıllarda kişi başı milli gelirdeki artışa bağlı olarak azalış gösterse de (örneğin tüketicilerin gelirden gıda ürünlerine yaptıkları harcama payı 2002’de yüzde 26.7’den 2014’de 19.7’ye gerilemiştir) gıda ürünlerinin tüketici fiyat endeksi hesaplanmasında endeks değişimine olan etkisi oldukça yüksektir

(2016 yılı itibariyle yüzde 23.68). Dolayısıyla gıda fiyatlarındaki değişimler tüketici fiyatları ve enflasyonu etkileyen en önemli unsurdur. Diğer taraftan Türkiye’de gıda ürünlerinin artışından en fazla etkilenen kesim, düşük gelir eden gruplardır. Nitekim nüfusun en düşük gelir eden yüzde 20’lik gelir grubunun tüketim harcaması içinde gıda harcamasının payının diğer gelir gruplarına göre oldukça yüksek olması (2014’de yüzde 19.7), bu kesimin gıda fiyatlarından en fazla olumsuz etkilenmesine neden olmaktadır (TÜİK, 2016). Gıda fiyatlarının artmasıyla düşük gelir elde eden hane halklarının reel gelirlerindeki azalış, beslenme maliyetlerini artırmakla birlikte, hem gıda ürünlerine hem de diğer ürünlere yönelik talebin azalmasına neden olmaktadır. Gıda fiyatlarında artış çok sayıda faktöre bağlı olsa da, petrol fiyatlarının genel olarak fiyat artışlarında önemli bir rol oynadığı kabul edilen bir gerçektir. Ham petrol varilinin fiyatının 1985’den önce yaklaşık 30 dolar seviyelerinde iken, 1985’den sonra 15 dolara kadar hızlı bir şekilde düşmüştür. Körfez Savaşı’ndan dolayı 1990’da petrol fiyatı yükselişe geçmiştir. Ayrıca ABD ve Çin’in artan petrol talebi, ABD dolarının zayıflaması ve ABD’nin 2003’de Irak’ı işgalinden dolayı petrol üretiminin yavaşlaması, petrol fiyatında ani bir artışın başlamasına neden olmuş ve bu artış trendi 2008 yılının ortalarına kadar sürmüştür. Petrol fiyatları, Irak Savaşı ve 2008 morgate krizi dönemleri arasında aşırı dalgalanma göstermiştir. Örneğin Brent petrolün spot fiyatı, varil başına 23 Eylül 2004’de 46.53 dolarken, 2004 Eylül’den 2008 Ağustos’a kadar global petrol fiyatları artışını sürdürmüştür. 3 Ağustos 2008’de varil fiyatı yüzde 209.37 artarak 143.95 dolarla en yüksek artışını gerçekleştirmiştir. Ancak olağanüstü zirve fiyat, uzun sürmemiş, 26 Aralık 2008’de Brent ham petrolün spot fiyatı yaklaşık yüzde 76.57’lik bir azalmayla varil başına 33.73 dolara düşmüştür. 2011 Şubat’dan 2014 Ağustos dönemi arasında Brent ham petrol fiyatının spot fiyatı varil başına 100 dolar civarında seyretmiştir. Ancak 2014 Ekim’inden sonra global petrol fiyatlarında dramatik azalmalar gerçekleşmiştir (Zhang ve Qu, 2015:354).

### 3. TEORİK VE AMPİRİK LİTERATÜR

Petrol fiyatlarında ortaya çıkan artışların gıda fiyatlarında ve tarımsal fiyatlarda artışa neden olması iki mekanizma ile açıklanmaktadır: Birinci mekanizma, girdi maliyetlerinde artışla ve ikinci mekanizma ise biyoyakıtlar gibi alternatif enerji kaynakları için girdi olarak kullanılan tarımsal ürünlere yönelik talep artışıyla açıklanmaktadır (Imai vd, 2008:4). Baffes (2007) ise ham petrol fiyatları en önemli tarımsal emtiaların toplam üretim fonksiyonuna enerji yoğun girdiler aracılığıyla dahil edilebileceğini, dolayısıyla dolaylı olarak petrol fiyatının gıda fiyatlarını etkileyebileceğini ifade etmektedir. Örneğin ham petrol fiyatlarından gübre, yakıt ve ulaştırma, doğrudan etkilenebilecek ve sonuçta gıda üretimi petrol fiyatı artışlarının etkisinde kalabilecektir. Tung Chen vd. (2010) arz cephesinden bakıldığında petrol fiyatları ve diğer petrol türevi girdilerin fiyatının artmasının ürünün (tarımsal mahsul) üretim maliyetlerini artırarak arz eğrisini sola kaydıracağını ve gıda fiyatlarında yükselişin ortaya çıkacağını ileri sürmektedir. Talep cephesinden bakıldığında, tahıllar ve bitkisel ürünlere yönelik talebin önemli bir kısmı biyoyakıt üretiminin artırılmasından kaynaklanmaktadır.

Hükümetler, çevre ve ekonomi üzerinde olumlu etkilere sahip olmasından dolayı biyoyakıtların üretilmesini sağlayan tarımsal ürünlerin üretimini teşvik etmekte ve böylece çevre dostu olan ve enerji üretimini sağlayan etanol gibi ürünlerin üretimi artmaktadır. Örneğin otomobiller ve diğer motorlu araçlarda, tek başına bir yakıt olarak ya da benzinle karıştırılarak kullanılan etanol yakıtının üretiminde kullanılan mısır üretiminin sübvansiyonu, petrol fiyatının yükseldiği dönemlerde artmaktadır. Etanol endüstrisinin büyümesi, mısır üretiminin giderek artması anlamına gelmekte ve petrol fiyatlarının yüksek düzeylerde kalmasıyla, biyoyakıt üreten firmalar, biyodizel ve etanol üretimlerini artırmaktadırlar. Bundan dolayı, artan petrol fiyatları mısır veya soya gibi ürünler için türeme talebi ortaya çıkarmaktadır (Runge ve Senauer, 2007). Böylece petrol fiyatlarındaki artış sadece mısır ve soya fiyatlarını etkilememekte, aynı zamanda buğday ve pirinç gibi diğer tarımsal ürünlerin fiyatlarını da etkilemektedir. Ekilebilir alanların sınırlı olmasından dolayı petrol fiyatları arttıkça, mısır ve soya ekimine tahsis edilen alanların genişlemesi, buğday ve pirinç gibi ürünlerin alanlarının daralmasıyla, bu ürünlerin arzı azalmakta ve sonuçta tarımsal ürünlerin fiyatları artmaktadır (Tung Chen vd., 2010). Bundan dolayı biyoyakıtlar, mısır, şeker, soya ve yağlı tohumlar gibi temel tarımsal girdi piyasalarının en önemli istikrarsızlık kaynağı olarak kabul edilmektedir (Avalos, 2014: 254).

Literatürde gıda fiyatlarıyla ilgili çalışmalara (Yanikkaya vd, 2015; Irz, 2013) rastlansa da, petrol fiyatlarının gıda fiyatları üzerine etkisini inceleyen çalışmalar az sayıdadır. Zhang vd., (2009) 1989-2007 dönemi için haftalık verilerle ABD’de etanol, mısır, soya, benzin ve petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme yöntemiyle incelemiş ve model sonucunda yakıt değişkenleri (etanol, petrol ve benzin) ile tarımsal ürün fiyatları arasında uzun dönem ilişkiye rastlamasa da, petrol fiyatlarından mısır, buğday ve pirinç gibi tarımsal ürün fiyatlarına doğru nedensel ilişkinin varlığı bulgusuna ulaşmışlardır. Imai vd. (2008) 1980-2007 dönemleri arasında Hindistan ve Çin’de petrol fiyatlarındaki artışın tarımsal ürünlerin fiyatları üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu göstermişlerdir. Balcombe ve Rapsomanikis (2008), 2000-2006 dönemi için Brezilya’da şeker, etanol ve petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi doğrusal olmayan Bayesian yöntemi kullanarak iki değişkenli modellerle araştırmışlardır. Yazarlar, petrol fiyatlarının uzun dönemde etanol ve şeker fiyatlarının önemli bir belirleyicisi olduğu bulgusuna ulaşmışlardır. Chaudhuri (2001) farklı emtia fiyatlarından oluşan bileşik endeksle petrol fiyatları arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunduğunu ve petrol fiyatlarından emtia endeksine doğru Granger nedensel ilişkinin var olduğu göstermiştir. Tung Chen vd., 2010) petrol fiyatları ile mısır, soya ve buğdayla petrol fiyatları arasındaki ilişkiyi 1983-2008 dönemi için ARDL yöntemiyle araştırmıştır. Tarımsal ürün fiyatlarındaki değişimin petrol fiyatlarındaki değişimden etkilendiğini, ayrıca biyoyakıt üretiminde kullanılan tarımsal ürünlerin fiyatlarının ise petrol fiyatlarının yüksek olduğu dönemlerde rekabet içinde olduklarını göstermişlerdir. Wang vd. (2014) Petrol fiyatı şoklarının tarım ürünleri üzerine etkisini farklı dönemler için incelemiştir. 2006-2008’deki gıda krizinden önce, petrol fiyatı şoklarının çeşitli tarımsal ürün fiyatları üzerinde çok düşük etkiye neden olduğunu, ancak krizden sonra petrol fiyatı şoklarının toplam talep şoklarından tarımsal ürün fiyatları üzerindeki dalgalanmaları

açıklamada daha belirleyici bir değişken olduğunu göstermiştir. Nazlıoğlu (2011) ise petrol piyasasında gerçekleşen fiyatlardan mısır ve soya piyasasındaki fiyatlara doğru doğrusal olmayan tek alternayönlü nedensel bir ilişkinin varlığını göstermiştir. Nazlıoğlu ve Soytaş (2011) Türkiye’de petrol fiyatı ve tarımsal emtia fiyatlarının birbirlerini etkilemediklerini ve nötralite hipotezinin geçerli olduğunu ifade etmişlerdir. Zhang ve Qu (2015: 363) petrol fiyatlarının birçok tarımsal emtia fiyatları üzerinde asimetric etkiye sahip olduğunu göstermiş ve özellikle bu etkinin buğday, baklagiller ve et gibi ürün fiyatları üzerinde negatif petrol fiyatı şoklarının pozitif petrol fiyatı şoklarından daha güçlü olduğunu ileri sürmüştür. Alghalith (2010) 1974-2007 döneminde Trinidad Tobago için yaptığı çalışmada artan petrol fiyatlarının gıda fiyatlarını artırdığını, ayrıca petrol fiyatı değişkenliğinin de gıda fiyatlarında artışa yol açtığını göstermiş ve petrol arzı artışının gıda fiyatlarını düşüreceği sonucuna ulaşmıştır.

Hao vd. (2013) biodizel, dizel yakıtı, ham petrol, mısır ve soya fiyatları arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme yöntemiyle incelemiş ve biyodizel ve petrol fiyatları arasında uzun dönem ilişkiyi belirlemiştir. Ayrıca mısır fiyatlarının diğer emtia fiyatlarının artışında önemli belirleyici olduğunu ve bu ürünün genel geçerli bir ekonomik gösterge olduğu hipotezini doğrulamıştır. Jongwanich ve Park (2011) 1996 ve 2008 dönemi için gelişmekte olan 9 ülkede VAR yöntemini kullanarak elde ettiği tahmin sonucunda, petrol fiyatlarındaki artışların gıda fiyatlarına geçiş etkisinin bu ülkelerde petrol ve gıdanın sübvansede edilmesi ve fiyat kontrolleri gibi kamusal tedbirlerden dolayı sınırlı olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ibrahim (2015) Malezya için 1971-2012 yıllık veriler kullanarak petrol fiyatlarının gıda fiyatlarına etkisini *NARDL* yöntemiyle incelemiş ve modelde reel milli gelir değişkenini kontrol değişkeni kullanmıştır. Tahmin sonucunda değişkenler arasında asimetric eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunu, reel milli gelirdeki yüzde 1’lik artışın gıda fiyatı enflasyonunu yaklaşık yüzde 0.50 artırdığını, petrol fiyatındaki yüzde 10 artışın ise yüzde 0.6-0.8 aralığında gıda fiyatları artışına eşlik ettiği sonucuna ulaşmıştır. Petrol fiyatındaki azalmaların ise gıda fiyatları üzerinde istatistikî olarak azaltıcı bir aktarım kanalı oluşturmadığını göstermiştir.

#### 4. EKONOMETRİK YÖNTEM: NARDL EŞBÜTÜNLEŞME MODELİ

Literatürde en sık kullanılan eşbütünleşme testleri, hata terimine dayalı iki aşamalı Engle-Granger (1987) yöntemi ile sistem yaklaşımına dayalı Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) yöntemidir. Bu yöntemlerin uygulanabilmesi için modelde yer alan tüm değişkenlerin düzeyde durağan olmaması  $I(0)$  ve birinci farkları alındığında durağan hale gelmesi gerekmektedir (Pesaran, Shin, vd. 2001). Eşbütünleşme dereceleri farklı olan serilere eşbütünleşme yönteminin uygulanamama sorununu Pesaran ve Shin (1995) ve Pesaran, Shin, vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL yaklaşımı ortadan kaldırmaktadır. Bu yaklaşımın avantajı değişkenlerin bütünleşme dereceleri dikkate alınmaksızın değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığının araştırmasıdır. Sınır testi, modeldeki serilerin  $I(2)$  olması dışında, bütünüyle  $I(0)$  ve  $I(1)$  veya hepsinin karşılıklı eşbütünleşik  $I(1)$  olup



olmadığına bakılmaksızın uygulanabilmektedir. Ayrıca sınır testi küçük veya sınırlı örnek kümeleri için oldukça etkindir.

Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran, Shin, vd. (2001) tarafından geliştirilmiş ve literatürde çok sık kullanılan doğrusal ARDL modeli, son yıllarda Shin, Yu, vd. (2014) tarafından asimetrik ilişkileri dikkate alacak şekilde daha da geliştirilmiş ve literatüre NARDL modeli olarak kazandırılmıştır<sup>1</sup>. NARDL yaklaşımı ilgili değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem asimetrisi dikkate alarak doğrusal olmayan ilişkiyi tespit etmeye yönelik yeni bir modelleme yaklaşımıdır. Bu yaklaşımda, değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem asimetrik ilişki üzerine odaklanılmakta ve açıklayıcı değişkenlerde meydana gelen “negatif” ve “pozitif” değişmelerin bağımlı değişken üzerinde oluşturduğu etkiler belirlenmektedir. Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran, Shin, vd. (2001)’nin geliştirdiği doğrusal ARDL eşbütünleşme modeli genel olarak aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$\Phi(L)y_t = \alpha_0 + \alpha_1 w_t + \beta'(L)x_{it} + u_t \quad (1)$$

Burada  $\Phi(L) = 1 - \sum_{i=1}^{\infty} \phi L^i$  ve  $\beta(L) = \sum_{k=1}^{\infty} \beta_k L^k$ ,  $(L)$  gecikme operatörü ve  $(w_t)$  ise deterministik değişkenleri [örneğin, sabit, mevsimsel kuklalar, trend veya diğer dışsal değişkenler (sabit gecikmeli)] içeren bir vektördür. Bu çalışmada kullanılan ve Schorderet (2003) ve Shin vd. (2014) baz alınarak oluşturulan asimetrik eşbütünleşme regresyonu ise aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$y = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t, \quad (2)$$

Burada  $\beta^+$  ve  $\beta^-$  uzun dönem parametreleri,  $x_t$   $k \times 1$  vektördür ve aşağıdaki unsurlara ayrılmaktadır:

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-, \quad (3)$$

$x_t^+$  ve  $x_t^-$ ,  $x_t$ 'deki pozitif ve negatif değişmelerin kısmi toplam süreçleri aşağıdaki gibi gösterilmektedir:

$$x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j^+, 0) \text{ ve } x_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j^-, 0) \quad (4)$$

(2) nolu denklem ARDL( $p$ ,  $q$ ) modeliyle ilişkilendirildiğinde aşağıdaki asimetrik hata düzeltme modeli (AECM) elde edilir.

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \phi \Delta y_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\pi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + e_t \quad j=1 \dots p \quad (5)$$

Burada  $\theta^+ = -\rho \beta^+$  ve  $\theta^- = -\rho \beta^-$ ,  $\pi_i^+ = -\beta^+ \varphi_i + \psi_{2i}$ ,  $\pi_i^- = -\beta^- \varphi_i + \psi_{2i}$ .

<sup>1</sup> Asimetrik ARDL yaklaşımı son dönem yapılan çalışmalarda sıkça kullanılmaktadır. Örneğin, Katrakilidis ve Trachanas (2012), El Bejaoui (2013), Choudhry vd. (2014), Ibrahim (2015), Utkulu ve Ekinci (2015), Altıntaş ve Taşçı (2015), Jammazi vd. (2015) gibi.

Model 4 ve 5'te, “*t*” zamanı, “*i*” serinin gecikmesini, “*j*” ise kümülatif toplamın hangi dönem için alındığını göstermektedir. Her ne kadar asimetric eşbütünlük ilişkisini dikkate alan NARDL yöntemi değişkenlerin  $I(2)$  olduğunda kullanılsa da, ARDL yaklaşımında olduğu gibi açıklayıcı değişkenlerin  $I(0)$  veya  $I(1)$  olmalarına bakılmaksızın eşbütünlük analizine imkân vermektedir (Shin, vd. 2014). Dolayısıyla, ilk aşamada modelde yer alan değişkenler için durağanlık analizleri yapılarak değişkenlerin hangi dereceden entegre olduklarına karar verilir. Durağanlık testlerinden sonra, NARDL eşbütünlük yaklaşımında kısaca şu aşamalar izlenmektedir. İlk olarak, (5) nolu denklem EKK ile tahmin edilir. Daha sonra, Pesaran, Shin, vd. (2001) ve Shin, vd. (2014) tarafından geliştirilen *F testi* ile denklem (5) için  $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$  boş hipotezi test edilir, böylelikle  $y_t, x_t^+, x_t^-$  değişkenlerinin seviyeleri arasında uzun dönem ilişkinin olup olmadığı araştırılmış olur. Bir sonraki aşamada, Wald testi kullanılarak uzun dönem simetri ( $\theta = \theta^+ = \theta^-$ ) ve kısa dönem simetri [(1)  $\pi_i^+ = \pi_i^-$  tüm  $i=1, 2, 3 \dots q$  için veya (2)  $\sum_{i=0}^q \pi_i^+ = \sum_{i=0}^q \pi_i^-$ ] olup olmadığı test edilir. Eğer simetri olmadığına karar verilir ise, son aşamada denklem (5) kullanılarak  $x_t^+$  ve  $x_t^-$  ‘deki bir birimlik değişimin bağımlı değişken  $y_t$  üzerindeki asimetric dinamik çarpan etkileri şu eşitlikler kullanılarak elde edilir:

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t-j}}{\partial x_t^+}, m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t-j}}{\partial x_t^-}, h=0,1,2 \dots \quad (6)^*$$

## 5. AMPİRİK UYGULAMA

### 5.1. Model ve Veri Seti

Çalışmada kullanılan ampirik model, petrol fiyatlarının gıda fiyatları üzerine etkisini inceleyen çalışmalarda (Wang vd., 2014; Zang vd., 2010; Beak ve Koo, 2009; Imai vd., 2008; Tung - Chen vd., 2010;) kullanılan modeller temel alınarak belirlenmiştir. Ayrıca petrol fiyatlarının dışında gıda fiyatlarını etkileyen arz ve talep koşullarını temsil eden kontrol değişkenleri de modele eklenmiştir. Modelde gıda fiyatlarını etkilemesi bakımından arz cephesini enerji fiyatları ve talep cephesini (toplam talep artışı veya konjonktür) ise reel milli gelir temsil etmektedir. NARDL modeline geçmeden önce değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi aşağıdaki lineer modelle gösterilebilir.

$$\ln FP_t = \beta_0 + \beta_1 \ln OP_t + \beta_2 \ln Y_t + \beta_3 EP_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Burada  $\varepsilon_t$  modelin hata terimini,  $FP_t$  gıda fiyatlarını,  $OP_t$  petrol fiyatını,  $Y_t$  reel milli geliri ve  $EP_t$  enerji fiyatı değişkenini göstermektedir. Modelde kullanılan değişkenlerden  $FP_t$  gıda fiyatlarını

\* Eğer  $h$  sonsuza yakınsarsa ( $h \rightarrow \infty$ ),  $m_h^+ \rightarrow \beta^+$  ve  $m_h^- \rightarrow \beta^-$  olur. Burada  $\beta^+$  ve  $\beta^-$  uzun dönem asimetric etki katsayılarıdır ve  $\beta^+ = -\theta^+ / \rho$  ve  $\beta^- = -\theta^- / \rho$  kullanılarak hesaplanır.

gösterdiğinden bu değişkeni temsil eden tüketici gıda fiyatları (consumer prices- food, 2010=100) kullanılmıştır. Modelde petrol fiyatını ( $OP_t$ ) TL cinsinden ortalama dünya petrol fiyatını göstermektedir. Bu değişken *IMF*'nin *IFS (2014)* veri tabanından alınan ortalama dünya petrol fiyatının (US\$/barrel) ABD tüketici fiyat endeksine (TUFE, 2005=100)] bölünmesiyle reel değere dönüştürülmüş ve TL/dolar kuru ile çarpılarak elde edilmiştir. Reel milli gelir ( $Y_t$ ) değişkeni, Türkiye nominal GSYİH'nın GSYİH deflatörüne (2010=100) bölünmesiyle elde edilmiştir ve veriler *IMF(2014)*'in *IFS* veri tabanından alınmıştır. Türkiye için gıda fiyatları ( $FP_t$ ) ve enerji fiyatları ( $EP_t$ ) tüketici gıda ve enerji fiyatlarını göstermekte ve OECD (2016a,b)'nin veri tabanından (consumer prices-energy, 2010=100) alınmıştır. Modeldeki tüm değişkenler üç aylık olduğundan troma-seats yöntemine göre mevsimsellikten arındırılmış ve logaritmaları alınarak esneklik değerlerinin elde edilmesi sağlanmıştır. Modelde  $\beta_0$  sabiti,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  ve  $\beta_3$  sırasıyla gıda fiyatına ilişkin petrol fiyatı, milli gelir ve enerji fiyatı elastikiyetlerini göstermektedir.

## 5.2. Metodoloji: NARDL Uygulaması

Literatürde en sık kullanılan eşbütünleşme testleri, hata terimine dayalı iki aşamalı Engle-Granger (1987) yöntemi ile sistem yaklaşımına dayalı Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) yöntemidir. Bu yöntemlerin uygulanabilmesi için modelde yer alan tüm değişkenlerin düzeyde durağan olmaması [ $I(0)$ ] ve birinci farkları alındığında durağan  $I(1)$  hale gelmesi gerekmektedir (Pesaran, Shin, vd. 2001). Eşbütünleşme dereceleri farklı olan serilere eşbütünleşme yönteminin uygulanamama sorununu Pesaran ve Shin (1995) ve Pesaran, Shin, vd. (2001) tarafından geliştirilen ARDL yaklaşımı ortadan kaldırmaktadır. Bu yaklaşımın avantajı değişkenlerin bütünleşme dereceleri dikkate alınmaksızın değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olup olmadığının araştırmasıdır. Sınır testi, modeldeki serilerin  $I(2)$  olması dışında, bütünüyle  $I(0)$  ve  $I(1)$  veya hepsinin karşılıklı eşbütünleşik  $I(1)$  olup olmadığına bakılmaksızın uygulanabilmektedir. Ayrıca sınır testi küçük veya sınırlı örnek kümeleri için oldukça etkindir.

Çalışmaya değişkenlerin birim kök testleri yapılarak başlanmış ve seviyelerinde durağan olmayan değişkenlerin belirlenmesinin ardından, değişkenlerin birinci farklarında durağan olduğunun anlaşılmasıyla ARDL yöntemiyle eşbütünleşme testine geçilmiştir.

Uygulamada serilerin durağanlık düzeyinin test edilmesinde en çok kullanılan yöntemler Dickey ve Fuller (1979), Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF) (1981), Phillips ve Perron (PP) (1988), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) (1992) ve Ng-Perron (2001) testleridir. ADF ve PP testi temel hipotezinde serinin durağan olduğu alternatif hipotezine karşı, birim kökün temel hipotezi olduğu ileri sürülmektedir. Ancak son yıllarda bazı yazarlar temel ve alternatif hipotez arasındaki ayırımı Dickey-Fuller testlerinin gücünün zayıf olduğunu ileri sürmüşlerdir. Bu çalışmalarda zaman serisi verilerinin durağanlığının tespiti için, birim kök alternatif hipotezine karşı durağan temel hipotezi

biçimindeki testlerin daha uygun olduğu ileri sürülmüştür. Bu nedenle KPSS (1992) birim kök testi, serinin durağan olmadığı alternatif hipotezine karşın, durağan olduğu temel hipotezinin testi için Lagrange Multiplier (LM) istatistiğini önermiştir. Ng-Perron birim kök testinde hesaplanan  $MZ_\alpha$  ve  $MZ_t$  testleri ile  $MSB$  ve  $MPT$  testleri birim kökün varlığının sınanması aşamasında temel hipotezler bakımından farklılık göstermektedir.  $MZ_\alpha$  ve  $MZ_t$  testlerinde sıfır hipotez birim kökün varlığını ifade ederken  $MSB$  ve  $MPT$  testlerinde ise sıfır hipotez birim kökün yokluğunu ifade etmektedir. Buna göre  $MZ_\alpha$  ve  $MZ_t$  test istatistiklerinin Ng-Perron (2001) tarafından hesaplanan kritik değerlerden küçük olması, temel hipotezin reddedilememesini, büyük olması temel hipotezin kabul edilmesini (birim kökün reddedilmesini) sağlamaktadır. Ancak  $MSB$  ve  $MPT$  test istatistiklerinin kritik değerlerden küçük olması durumunda temel hipotez reddedilmektedir. Bu çalışmada serilerin durağan olup olmadıklarının belirlenmesinde KPSS ve Ng-Perron birim kök testinden yararlanılmıştır. Tablo 1 birim kök test sonuçlarını göstermektedir.

**Tablo 1: ADF, PP ve KPSS Birim Kök Test Sonuçları**

Değişkenler	KPSS LM Test istatistiği	Ng-Perron Birim Kök Testi			
		$MZ_\alpha$	$MZ_t$	$MSB$	$MPT$
$\ln FP$	0.938	0.921	1.004	1.089	80.071
$\ln OP$	0.716	-6.915	-1.734	0.250	3.974
$\ln Y$	0.829	1.012	0.791	0.781	45.316
$\ln EP$	0.939	0.288	0.199	0.689	32.058
$\Delta \ln FP$	0.511**	-2.203***	-0.974***	0.442***	10.533***
$\Delta \ln OP$	0.275***	-25.822***	-3.591***	0.139***	0.953***
$\Delta \ln Y$	0.064***	-22.160***	-3.327***	0.150***	1.111***
$\Delta \ln EP$	0.428**	-18.932***	-3.041***	0.160***	1.420***

**Not:** Ng-Perron birim kök testi maksimum gecikme uzunluğu 10 alınmış ve gecikme uzunluğu Akaike Bilgi (AIC) kriteri kullanılarak belirlenmiştir. Birim kök testlerine ait kritik değerler Ng ve Perron (2001) Tablo 1'den alınmıştır. KPSS testinde optimal gecikme uzunluğu, *Bartlett kernel* (default) yöntemi ve *Newey-West Bandwidth* (automatic selection) kriterlerinden yararlanılmıştır. \*\*\* ve \*\* sırasıyla %1 ve % 5 anlamlılık düzeyinde birim kökün yokluğunu ifade etmektedir.

KPSS ve Ng-Perron testlerinde seriler için birim kök testi uygulandığında tüm serilerin birim köke sahip olduğu veya durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Dolayısıyla düzeyde durağan olmayan serilerin birinci farkı alınarak yeniden birim kök testi uygulandığında serilerin durağanlaştığı veya birim kök olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Sonuç olarak tüm serilerin bütünleşme derecesinin I(1) olduğu görülmektedir.

Seriler arasında uzun dönemli bir ilişki araştırılmadan önce yapısal bir kırılmanın olabileceği dikkate alınarak yapısal kırılmayı dikkate alan Zivot ve Andrews (ZA) (1992) testi ile serilerin durağanlığı araştırılmıştır. Birçok yazar standart birim kök testlerinin yapısal değişimlere maruz kalacak değişkenler için uygun olmadığını belirtmektedir. Örneğin Perron (1989) yapısal değişimlerin varlığında standart ADF gibi testlerin birim kök hipotezini reddedememe eğilimi taşıdığını göstermiştir. Dolayısıyla, değişkenlerin durağan olmadığına, yalnızca standart birim kök test sonuçlarına dayalı

olarak karar vermek yanıltıcı olabilir. Aşağıda tüm değişkenlere Zivot ve Andrews birim kök testi uygulanmış ve test sonuçları Tablo 2’de verilmiştir.

**Tablo 2: Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler	Model	Kırılma Dönemi	Gecikme Uzunluğu (k)	Minimum Test İst.
<i>lnFP</i>	A	2005:2	0	-3.563
	C	2002:1	0	-4.242
$\Delta lnFP$	A	2003:2	4	-4.681
	C	2003:3	4	-5.382***
<i>lnOP</i>	A	2010:4	1	-4.394
	C	2004:2	1	-4.701
$\Delta lnOP$	A	2004:1	1	-6.318***
	C	2010:1	1	-6.366***
<i>lnY</i>	A	2008:2	1	-5.058**
	C	2008:2	1	-4.973
$\Delta lnY$	A	2008:1	0	-5.933***
	C	2008:1	0	-5.947**
<i>lnEP</i>	A	2009:1	1	-3.703
	C	2002:2	1	-6.804**
$\Delta lnEP$	A	2002:1	0	5.276**
	C	2003:1	0	-5.334**

Not: Model A, trend durağan alternatif hipotez altında, trend fonksiyonunun kesim katsayısında (sabitte) bir değişim olduğunu, Model C ise sabit ve trendde değişimin aynı anda gerçekleştiğini kabul eder. k, Akaike bilgi kriterine (AIC) göre (4 gecikme uzunluğuna göre) belirlenen uygun gecikme sayısıdır. Modeller için Zivot ve Andrews (1992)’den alınan kritik değerler: Model A: % 1 ve %5 için sırasıyla -5.34 ve -4.93, Model C: % 1 ve %5 için %1 -5.57 ve %5 -5.08’dir. \*\*\*, \*\* sırasıyla %1 ve %5 düzeyde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 2, yapısal kırılmalı ZA (1992) sonuçlarına göre genel olarak Türkiye’de gıda fiyatlarında 2002, 2003 ve 2005, petrol fiyatında 2004 ve 2010, reel gelirden 2008 ve enerji fiyatlarında ise 2002, 2003 ve 2009 yıllarının farklı çeyrek dönemlerinde kırılma tarihleri belirlenmiştir. Ancak gıda fiyatları ve petrol fiyatı değişkeni serilerinde yapısal kırılmalar olmasına rağmen serilerin birim kök içerdiği ve dolayısıyla serilerin yüzde 5 anlamlılık düzeyinde durağan olmadıkları sonucu değişmemiştir. Ancak reel gelir serisi Model A için yüzde 5 anlamlılık düzeyinde, enerji fiyatları serisi Model C için yüzde 1 anlamlılık düzeyinde serilerin durağan olduğunu sonucuna ulaşılmıştır. Ancak tüm serilerin birinci farkları alındığında KPSS ve Ng-Perron birim kök testlerinde olduğu gibi tüm serilerin durağan I(1) olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Böylece birinci farkı alındığında durağan olan seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin belirlenmesi amacıyla ilk aşamada denklem 1 kullanılarak türetilen üç bağımsız değişkene sahip aşağıdaki kısıtlanmamış hata düzeltme (unrestricted error correction) modeliyle (ECM) eşbütünlüşme testi yapılmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 3’de gösterilmiştir.

$$\Delta \ln FP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p b_i \Delta \ln FP_{t-i} + \sum_{i=0}^p b_i \Delta \ln OP_{t-i} + \sum_{i=0}^q c_i \Delta \ln Y_t + \sum_{i=0}^q c_i \Delta \ln EP_t$$

$$+\phi_1 \ln FP_{t-1} + \phi_2 \ln OP_{t-1} + \phi_3 \ln Y_{t-1} + \phi_4 \ln EP_{t-1} + e_t \quad (8)$$

**Tablo 3: Doğrusal ve Doğrusal Olmayan ARDL Modeli Eşbütünleşme Testi Sonuçları**

Bağımlı Değişken $\Delta \ln FP$	F-istatistiği	Asimptotik Kritik Değerler				Sonuç
		% 1		% 5		
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	
Doğrusal ARDL (1,0,0,5) Modeli	$F_{PSS-Doğrusal}=3.097$	4.29	5.61	3.23	4.35	Eşbütünleşme Yok
NARDL Modeli	$F_{PSS-NARDL}=27.159$					Eşbütünleşme Var

Tablo 3’de doğrusal ARDL modeli tahmini sonucu,  $F$ -değerinin (3.097) % 1 ve %5 düzeyde Pesaran, Shin, vd. (2001)’nin üst kritik sınır değerinin altında olduğundan, bağımlı değişken ile tahminciler arasında eşbütünleşmenin olmadığı şeklinde kurulan sıfır hipotez reddedilememektedir. Modelde uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin olmamasının olası nedenlerinden biri, değişkenler arasında doğrusallığın mevcut olmamasından kaynaklanabilir. Granger ve Yoon (2002) gizli eşbütünleşme (hidden cointegration) terimini geliştirmişlerdir ve iki zaman serisinin pozitif ve negatif unsurları birbirleriyle eşbütünleşik olduğunda seriler arasında gizli eşbütünleşmenin var olduğunu ileri sürmüşlerdir. Shin, Yu vd. (2014)’nin NARDL modeli, petrol fiyatı, reel gelir ve enerji fiyatlarının her birinin hisse senedi fiyatlarına kısa dönem ve uzun dönem tepkisinin incelenmesine ve değişkenler arasında gizli eşbütünleşmenin bulunabileceğine imkân vermektedir. Bu metodolojiyle dışsal değişken  $OP$ ’nin pozitif ve negatif kısmi toplamları (yani  $\ln OP_t^+$  ve  $\ln OP_t^-$ ) artışlar ve azalışlar şeklinde ayrıştırılmakta ve aşağıdaki eşitlik kullanılarak elde edilmektedir.

$$\ln OP_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta \ln OP_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta \ln OP_j, 0) \text{ ve } \ln OP_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta \ln OP_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta \ln OP_j, 0) \quad (9)$$

Shin, Yu, vd. (2014) tarafından denklem 8’de gösterilen doğrusal ECM modeline kısa dönem ve uzun dönem asimetri eklenerek genişletildiğinde aşağıdaki NARDL modeli elde edilecektir.

$$\Delta \ln FP_t = c_0 + \rho \ln FP_{t-1} + \theta_1^+ \ln OP_{t-1}^+ + \theta_1^- \ln OP_{t-1}^- + \phi \ln Y_{t-1} + \psi \ln EP_{t-1} \\ + \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i \Delta \ln FP_{t-i} + \sum_{i=0}^q \pi_{1,i}^+ \Delta \ln OP_{t-i}^+ + \sum_{i=0}^q \pi_{1,i}^- \Delta \ln OP_{t-i}^- + \sum_{i=0}^q \phi_i \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \psi_i \Delta \ln EP_{t-i} + t + e_t \quad (10)$$

Denklem 10’de gösterilen + ve – üst simgeler denklem 9’deki ayrıştırma metoduyla hesaplanan pozitif ve negatif kısmi toplamları göstermektedir. Model 10 gıda fiyatları ile petrol fiyatı büyüklüğünün pozitif ve negatif unsurları, reel gelir ve enerji fiyatları arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test etmektedir. Ayrıca Denklem 10, hem kısa dönemde hem de uzun dönemde, ya da sadece uzun dönemde veya kısa dönemde asimetri varlığını göstermektedir. Bu modele uygulanan uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, değişkenlerin gecikmeli düzey katsayılarının topluca sıfıra eşit olduğu

şeklinde kurulan boş hipotezin test edilmesiyle belirlenmektedir. Kısaca,  $FP_t, OP_t^+, OP_t^-, Y_t$  ve  $EP_t$  değişkenlerinin önünde yer alan tahmincilerin sıfıra eşit olduğu boş hipotezi  $\rho = \theta_1^+ = \theta_1^- = \phi = \psi = 0$   $F$ -testiyle sınanmaktadır. Pesaran, Shin, vd. (2001)'nin sınır testini değerlendirmede kullandığımız Denklem 10'da birinci satır uzun dönem ilişkiyi göstermektedir. İkinci satır ise birinci farklarında asimetrik petrol fiyatı terimlerinin gecikmelerini içermektedir ve bu kısım kısa dönem asimetriyi test etmede kullanılmaktadır. Kısa dönem asimetri, hem güçlü formda (strong form) hem de daha zayıf formda (weaker form) test edilmektedir. Güçlü formdaki kısa dönem asimetri, gecikmelerden gelen gerek pozitif gerekse negatif unsurların katsayılarının tamamıyla birbirine eşit olduğu boş hipotezinin test edilmesiyle araştırılmaktadır. Kısaca, tüm  $i$ 'ler için petrol fiyatında  $\pi_{1,i}^+ = \pi_{1,i}^-$  boş hipotezi test edilmektedir. Zayıf formdaki kısa dönem asimetri, tüm gecikmelerden gelen pozitif unsur katsayılarının toplamının negatif unsur katsayılarının toplamına eşit olduğu boş hipotezi test edilerek araştırılmaktadır. Burada boş hipotez petrol fiyatı için  $\sum_{i=0}^p \pi_{1,i}^+ = \sum_{i=0}^p \pi_{1,i}^-$  şeklindedir.

NARDL modeli (Denklem 10) tahmin edilerek  $OP_t^+$  ve  $OP_t^-$  'deki bir birimlik değişimin bağımlı değişken  $FP_t$  üzerindeki asimetrik dinamik çarpan etkileri (uzun dönem katsayıları) aşağıda tanımlanan eşitliklerle elde edilmektedir.

$$L_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial FP_{t-j}}{\partial OP_t^+}, L_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial FP_{t-j}}{\partial OP_t^-}, \text{ ve } h=0, 1, 2, \dots \quad (11)$$

Daha sonra Wald testi yardımıyla asimetrik etkinin olup olmadığı petrol fiyatları için  $L_h^+$  ve  $L_h^-$  'nin birbirine eşit olduğu boş hipotezi ile araştırılmaktadır. Boş hipotezin reddedilmesi uzun dönemde asimetrik etkinin varlığını göstermektedir.

Denklem 10'daki NARDL modeline uygulanan eşbütünleşme testi sonucunda, değişkenlerin gecikmeli düzey katsayılarının topluca sıfır olduğu hipotezinin  $F$ -istatistiği değerinin 27.159 olduğundan reddedildiği ve böylece incelenen değişkenler arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin varlığı istatistiksel olarak elde edilmiştir (Tablo 3). Kısıtlanmamış NARDL modeli (Denklem 10) tahmin sonuçları aşağıdaki Tablo 3'de gösterilmektedir. En uygun (nihai) ARDL modelini seçmek için maksimum gecikme düzeyi  $p=q=12$  alınarak başlanmış ve istatistiksel olarak anlamlı olmayan değişkenler modelden çıkartılarak aşağıdaki (Tablo 4) NARDL modeli elde edilmiştir.

**Tablo 4: NARDL Tahmin Sonuçları**

Bağımlı Değişken: $\Delta \ln FP_t$			
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği (olasılık)
$C_0$	-0.2824	0.8721	-0.33(0.741)
$\ln FP_{t-1}$	-0.6874***	0.0929	-7.40 (0.000)
$\ln OP_{t-1}^+$	0.3269**	0.1371	2.38(0.023)
$\ln OP_{t-1}^-$	-0.1346***	0.0382	-3.52(0.001)
$\Delta \ln FP_{t-1}$	-0.0218*	0.0923	-0.24(0.815)
$\Delta \ln FP_{t-8}$	0.2344**	0.0106	2.20(0.035)
$\Delta \ln OP_t^+$	-0.0345**	0.0472	0.73(0.469)
$\Delta \ln OP_{t-1}^+$	-0.3313***	0.1226	-2.70(0.010)
$\Delta \ln OP_{t-2}^+$	-0.3097***	0.1053	-2.94(0.006)
$\Delta \ln OP_{t-3}^+$	-0.3041***	0.9571	-3.18(0.003)
$\Delta \ln OP_{t-4}^+$	-0.2652***	0.0820	-3.23(0.003)
$\Delta \ln OP_{t-5}^+$	-0.2153***	0.0733	-2.94(0.006)
$\Delta \ln OP_{t-6}^+$	-0.1815***	0.0586	-3.10(0.004)
$\Delta \ln OP_{t-7}^+$	-0.2003***	0.0533	-3.75(0.001)
$\Delta \ln OP_t^-$	-0.0859**	0.0344	-2.49(0.018)
TREND	-0.0262***	0.00087	-3.00(0.005)
$\ln Y_t$	<b>0.2423**</b>	<b>0.1197</b>	<b>2.02(0.050)</b>
$\ln EP_t$	<b>0.3488***</b>	<b>0.0835</b>	<b>4.18(0.000)</b>
$L_{\ln OP}^+$	<b>0.476***</b>	$W_{LR,OP}$	<b>9.911***</b>
$L_{\ln OP}^-$	<b>0.196***</b>	$W_{SR,OP}$	<b>10.41***</b>
$F_{PSS}$	<b>27.159***</b>	$t_{BDM}$	<b>-7.396**</b>
$R^2$	0.3049	$\bar{R}^2$	0.2023
$\chi_{SC}^2$	29.2	$\chi_{Re.set}^2$	3.94**
$\chi_{NORM}^2$	0.271	$\chi_{Het}^2$	1.334

Not: \*\*\*, \*\* sırasıyla %1 ve %5 anlamlılığı göstermektedir.  $L_{\ln OP}^+$  ve  $L_{\ln OP}^-$  sırasıyla petrol fiyatlarında pozitif ve negatif,  $L_{\ln M}^+$  ve  $L_{\ln M}^-$  ise pozitif ve negatif değişmeye ilişkin uzun dönem katsayıları göstermektedir ve  $\beta^+ = -\theta^+ / \rho$  ve  $\beta^- = -\theta^- / \rho$  kullanılarak hesaplanmaktadır.  $W_{LR}$  ve  $W_{SR}$  sırasıyla uzun dönem ve kısa dönem simetriye ilişkin Wald istatistiğini göstermektedir.  $W_{LR,OP}$  ve  $W_{SR,OP}$  petrol fiyatına ilişkin uzun ve kısa dönem petrol fiyatına ilişkin simetriyi göstermektedir. Wald istatistiğinin anlamlı olması, değişkenler arasında simetri olduğu sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir.  $F_{PSS}$  Pesaran, Shin vd. (2001) F-istatistiğini göstermekte ve sıfır hipotez  $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$  'dır. Pesaran, Shin vd. (2001) tarafından sunulan [(Tablo CI(v))] %5 anlamlılık düzeyinde  $k=3$  ve  $k=4$  için,  $F_{PSS}$  testi için verilen kritik değerler sırasıyla 5.07 ve 4.57'dir, Aynı boş hipotezi test etmede kullanılan  $t_{BDM}$  için ise kritik değerler, sırasıyla, -4.16 ve -4.36. En uygun NARDL modelinin elde edilmesinde maksimum gecikme uzunluğu 12 alınmış ve Shin, Yu, vd. (2014)'ün çalışmasına uygun olarak genelden-özele yaklaşımı benimsenmiştir. Modelde istatistikî olarak anlamlı olmayan değişkenler çıkarıldığında yukarıdaki model elde edilmiştir.



Tablo 4’de NARDL modelinde uzun dönem tahmin edilen dinamik etkiler incelendiğinde, petrol fiyatının uzun dönem pozitif katsayısının ( $L_{lnOP}^+$ ) ve uzun dönem negatif katsayısının ( $L_{lnOP}^-$ ) istatistiki olarak anlamlı ve pozitif oldukları görülmektedir. Uzun dönemde pozitif petrol fiyatı katsayısı 0.476 iken, uzun dönem negatif katsayısı 0.196’dır. Bu sonuç, petrol fiyatındaki yüzde 1’lik artışın gıda fiyatlarında yüzde 0.476 artışa yol açtığını, petrol fiyatındaki yüzde 1’lik azalmanın ise gıda fiyatlarında yüzde 0.196 azalışa yol açmaktadır. Böylece incelenen dönemde, Türkiye’de petrol fiyatlarındaki pozitif değişimlere (artışlara) gıda fiyatları artarak tepki verirken, petrol fiyatındaki negatif değişimlere (azalışlar) ise gıda fiyatları azalma şeklinde etki vermektedir. Diğer taraftan bu sonuçla gıda fiyatları üzerinde petrol fiyatlarındaki artışın petrol fiyatlarındaki azalış etkisinden daha büyük olduğu görülmektedir. Bu sonuç, Türkiye’de petrol fiyatlarının gıda üretiminde önemli girdi olmasından dolayı fiyat artışlarının gübre, yakıt ve ulaştırmayı doğrudan etkileyeceğini ve sonuçta gıda üretim maliyetlerinin artmasıyla arz eğrisinin sola kaydıracağını ve gıda fiyatlarında yükselişin ortaya çıkacağını ileri sürmektedir.

Tablo 4’de gıda fiyatlarına ilişkin reel gelir esnekliği 0.24’dür. Bu sonuç talep cephesini temsil eden reel gelirdeki yüzde 1’lik artışın gıda fiyatlarında yüzde 0.24 artışa neden olacağını göstermektedir. Modelde reel gelir değişkeninin toplam talep veya konjonktürü temsil etmesinden dolayı, reel gelir artışının gıda fiyatları üzerinde beklentilere uygun artışa yol açtığı sonucu doğrulanmaktadır. Türkiye için elde ettiğimiz bu sonuç, Seale vd. (2003)’nin gelişmekte olan ülkelerde gıda ürünlerinin gelir esnekliğinin düşük olduğu ve gelir artışının gıda fiyatları üzerinde önemli bir talep baskısı oluşturacağı bulgularına uygunluk göstermektedir. Türkiye’de 2001 krizi sonrası dönemde uygulanan yapısal reform uygulamaları, uluslararası likidite bolluğu ve siyasi istikrar gibi faktörlerin etkisiyle makroekonomik yapıda gözlenen iyileşmeyi, kişi başı gelirin artmasını sağlayarak konjonktürün canlanmasına ve sonuçta gıda ürünlerine yönelik toplam talebin artmasını sağlamış ve gıda fiyatlarında artışlar görülmüştür. Elde edilen sonuçlar bu gelişmeleri doğrulamaktadır. Ayrıca Tablo 4’deki sonuçlarda üretim girdisi olarak arz cephesini temsil eden enerji fiyatları değişkeninin katsayısı 0.348 bulunmuştur. Bu sonuçla enerji fiyatlarındaki yüzde 1’lik artış gıda fiyatlarında yaklaşık yüzde 0.35 artışa neden olmaktadır. Bu sonuç, Türkiye’de enerji fiyatlarının artmasının gıda malları üreticilerinin maliyetlerini artırdığını ve maliyet artışlarını gıda fiyatlarına doğrudan yansıttıklarını göstermektedir. Ayrıca elde edilen bulgu, Baek ve Koo (2010)’nun ABD’de enerji fiyatlarının tarımsal gıda fiyatları üzerinde önemli etkiye neden olduğu sonucuyla tutarlılık göstermektedir.

Tablo 4’deki kısıtlanmamış NARDL modelinde hem kısa dönem hem de uzun dönem simetriye ilişkin Wald testi sonuçları incelendiğinde, uzun dönem petrol fiyatı simetri test istatistiği ( $W_{LR,OP}$ ) 9.911’ olup, istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu sonuçlarla uzun dönemde petrol fiyatı unsurlarının gıda fiyatlarıyla simetrik ilişki içinde olduğu sıfır hipotezi reddedilmektedir. Böylece uzun dönemde petrol fiyatı değişkeninin gıda fiyatları ile asimetrik ilişkiye sahip olduğu ve sonuçta doğrusal

ARDL modeli kurularak tahmin yapılmasının spesifikasyon hatasına neden olacağı sonucuna varılabilir. Kısa dönem petrol fiyatı simetrisine ( $W_{SR,OP}$ ) ilişkin Wald testi sonucuna göre petrol fiyatı simetrisinin de anlamlı olduğu görülmektedir. Bu sonuçla petrol fiyatı gecikmelerinden gelen pozitif unsur katsayılarının toplamının negatif unsur katsayılarının toplamına eşit olduğu boş hipotezinin reddedilmekte, dolayısıyla petrol fiyatının kısa ve uzun dönem etkisinin simetri olmadığı, aksine asimetrik etki gösterdiği kabul edilmiştir. Ayrıca bu sonuç, kısa ve uzun dönemde petrol fiyatı değişkeninin gıda fiyatları üzerinde simetrik etki gösterdiği hipotezinin reddedilmesini, dolayısıyla asimetrik etkinin geçerli olduğunun kabul edilmesini sağlamıştır. Literatürde Meyer ve Cramon-Taubadel (2004) asimetrisinin kaynağını rekabetçi olmayan piyasa yapısına, ayarlama ve menü maliyetlerine, kamusal müdahalelere ve asimetrik bilgiye dayandırmaktadır. Ayarlama ve menü maliyetlerinin kısa dönem asimetrisinin, piyasa gücünün ise uzun dönem asimetrisinin kaynağı olduğunu ifade etmişlerdir. Petrol fiyatlarının gıda fiyatlarıyla doğrudan ilişkili olmasından dolayı ayarlama ve menü maliyetlerine bağlı olarak gıda fiyatlarının artış göstereceğini ve uzun dönemde azalmayacağını, buna karşılık piyasa gücüne sahip olan gıda arz edenlerin petrol fiyatındaki kısa dönem azalmalara karşı tepkisinin sınırlı olacağını belirtmişlerdir. Bu değerlendirmelere göre Türkiye’de petrol fiyatlarının gıda fiyatları üzerinde asimetrik etkisinin ayarlama ve menü maliyetlerinin varlığına bağlı olarak ortaya çıkabileceğini göstermektedir. Model sonuçlarına göre, gıda arz edenler Türkiye’de petrol fiyatındaki artışın küçük olması halinde, piyasa paylarını korumak ve müşteri kaybetmemek için gıda fiyatlarında sınırlı oranda artışı tercih ettikleri, aksi halde artışın büyük olması durumunda maliyet artışını gıda fiyatlarına daha büyük oranda yansıttıkları söylenebilir. Bunun yanında bazı tarım ürünlerine yönelik devlet destekleri ve kamusal müdahaleler gibi uygulamalar da asimetriye neden olabilecek nedenler arasındadır.

## 6. SONUÇ

Petrol fiyatlarının gıda fiyatlarına aktarım mekanizması iki kanalla açıklanmaktadır. Birincisi, petrol fiyatının artmasıyla gıda üretiminin girdi maliyetlerini artırmasıyla (arz cephesi) ve ikinci kanal ise biyoyakıtlar gibi alternatif enerji kaynakları için girdi olarak kullanılan tarımsal ürünlere yönelik talep artışıyla (talep cephesi) gerçekleşmektedir. Birinci mekanizma, ham petrol fiyatlarının en önemli tarımsal emtiaların toplam üretim fonksiyonuna enerji yoğun girdiler aracılığıyla girdiğini, özellikle gübre, yakıt ve ulaştırmanın doğrudan etkilenebileceğini ve sonuçta gıda üretim maliyetlerinin artmasıyla arz eğrisinin sola kaydıracağını ve gıda fiyatlarında yükselişin ortaya çıkacağını ileri sürmektedir. İkinci mekanizmaya talep cephesinden bakıldığından, tahıllar ve bitkisel ürünlere yönelik talebin önemli bir kısmı biyoyakıt üretiminin artırılmasından kaynaklanmaktadır. Biyoyakıtların üretilmesini sağlayan tarımsal ürünlerin üretiminin teşvik edilmesi özellikle petrol fiyatının yükseldiği dönemlerde artmaktadır. Örneğin otomobiller ve diğer motorlu araçlarda, tek başına bir yakıt olarak ya da benzinle karıştırılarak kullanılan etanol yakıtının üretiminde kullanılan mısır üretiminin

sübvansiyonu, biyoyakıt üreten firmaların büyümesine, biyodizel ve etanol üretimlerinin artmasına neden olmaktadır. Böylece artan petrol fiyatları, mısır veya soya gibi ürünler için türeme talep ortaya çıkarırken, buğday ve pirinç gibi diğer tarımsal ürünlerin ekim alanlarının daralmasıyla bu ürünlerin fiyatları da artmaktadır.

Bu çalışmada teorik yaklaşımlara uygun olarak 2000-2013 dönemi için Türkiye’de petrol fiyatlarının gıda fiyatları üzerine etkisi NARDL eşbütünleşme yöntemiyle araştırılmıştır. Bu yöntem hem uzun hem de kısa dönemde olası asimetric etkileri araştırmaya olanak vermesi ve ayrıca petrol fiyatı bağımsız değişkeninin pozitif ve negatif değişmelerinin gıda fiyatı bağımlı değişkeni üzerindeki etkisinin birbirlerinden nasıl farklılaştığının anlaşılmasına imkân vermesi bakımından diğer doğrusal eşbütünleşme yöntemlerinden üstündür.

NARDL kısa dönem hem de uzun dönem simetriye ilişkin Wald testi sonuçları incelendiğinde, hem uzun hem de kısa dönem petrol fiyatı simetri istatistiklerinin anlamlı oldukları görülmektedir. Böylece uzun ve kısa dönemde petrol fiyatı unsurlarının Türkiye’de gıda fiyatlarıyla simetrik ilişki içinde olduğu sıfır hipotezi reddedilmekte ve petrol fiyatı değişkeninin gıda fiyatları ile asimetric ilişkiye sahip olduğu sonucuna varılmaktadır. Bu sonuç doğrusal ARDL modeli ile tahmin yapılmasının spesifikasyon hatasına neden olacağı anlamına gelmektedir.

NARDL modeline ait petrol fiyatlarının gıda fiyatlarına aktarım etkisini gösteren uzun dönem dinamik etki katsayı tahminleri incelendiğinde, petrol fiyatının hem uzun dönem hem de kısa dönem pozitif ve negatif değişime ait katsayılarının istatistiki olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Uzun dönemde petrol fiyatı pozitif-değişim katsayısının 0.476 ve petrol fiyatı negatif-değişim katsayısının ise 0.196 olarak elde edilmesi, Türkiye’de petrol fiyatındaki yüzde 1’lik artışın gıda fiyatlarında yüzde 0.476 artışa yol açarken, petrol fiyatındaki azalmaların ise gıda fiyatlarında yüzde 0.196 azalışa neden olmaktadır. Böylece incelenen dönemde Türkiye’de petrol fiyatlarındaki pozitif artışların gıda fiyatları üzerine etkisinin petrol fiyatındaki azalışa göre daha büyük olduğu sonucu ortaya çıkmıştır. Bu sonuçla, petrol fiyatının yükselmesiyle Türkiye’de gıda üretiminin girdi maliyetleri hem gıda üretiminde kullanılan enerji yoğun girdiler, gübre, yakıt ve ulaştırmanın doğrudan etkilenmesiyle artmaktadır. Artan maliyetler, gıda üretiminin arz eğrisinin sola kaymasıyla gıda fiyatları yükselmektedir. Ayrıca bu sonucun ortaya çıkmasında, dışa açık bir ekonomiye sahip olan Türkiye’de, artan uluslararası gıda fiyatlarına bağlı olarak yurtiçi piyasalarda alternatif satış maliyetinin yükselmesiyle, yerli üreticilerin gıda fiyatlarını artırarak tepki vermelerinin etkili olduğu söylenebilir.

Modelde kontrol değişken olarak reel gelir ve enerji fiyatları değişkenleri kullanılmıştır. İlk değişken toplam talep veya konjonktürü, ikinci değişken üretim ve maliyeti temsil etmektedir. Tahmin sonucunda gıda fiyatlarının gelir esnekliği 0.242’dir ve istatistiki olarak anlamlıdır. Bu sonuç Türkiye’de diğer faktörlerin değişmediğinde, reel gelirdeki yüzde 1’lik artışın gıda fiyatlarında yüzde 0.24 artışa neden olacağını göstermektedir. Gıda fiyatlarının enerji fiyatı esnekliği ise 0.348’dir ve

anlamlıdır. Enerji fiyatlarındaki yüzde 1 artışın gıda fiyatlarında yaklaşık yüzde 0.35 artışa yol açacağını göstermektedir.

Elde edilen sonuçlara politika önerileri şunlardır:

-Petrol fiyatlarının gıda fiyatları üzerinde artışı sınırlaması için devletin gıda ürünleri üreticilerine yönelik ucuz gübre, ucuz enerji, düşük faizli kredi, girdilerde düşük vergi gibi mali destekleri veya destekleme ödemelerini artırması yararlı olacaktır

-Tarım sektöründe yatırımlar artırılmalı ve tarım arazilerinin başka amaçlar için kullanılması önlenmelidir. Toprak Mahsulleri Ofisi, Süt Kurumu, Et ve Balık Kurumu gibi kurumlar, bitkisel ve hayvansal üretimin artırılmasına daha fazla katkı sağlamalı, gerekirse bazı ürünlerde fiyat artışına müdahale etmelidir.

Yukarıdaki önlemlerin alınmasıyla petrol fiyatlarının gıda fiyatları üzerindeki etkileri, gıda üretiminin artırılmasıyla sınırlı kalacaktır. Böylece açlık-yetersiz beslenme ve gıda güvenliği gibi sorunlar gündem maddesi olmaktan büyük ölçüde çıkacaktır.

## KAYNAKÇA

- Alghalith, M. (2010) "The Interaction Between Food Prices And Oil Prices", *Energy Economics* 32(6): 1520-1522.
- Altıntaş, H. ve Taşçı, H. M., (2015) "Petrol Fiyatları ve Parasal Şokların Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi Türkiye İçin Asimetrik Eşbütünleşme Analizi", *BDDK Finansal Piyasalar Dergisi*, 9(2):9-44.
- Avalos, F. (2014) "Do Oil Prices Drive Food Prices? The Tale of a Structural Break", *Journal of International Money and Finance*, 42: 253–271.
- Baek, J. ve Koo, W. W. (2010) "Analyzing Factors Affecting U.S. Food Price Inflation", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 58: 303–320.
- Baffes J. (2007), Oil Spills on Other Commodities, *Resources Policy*, 32(30): 126–34.
- Balaz, P. ve Londarev, A. (2006). "Oil And Its Position In The Process Of Globalization of The World Economy", *Politicka Ekonomie*, 54(4): 508-528.
- Balcombe, K. ve Rapsomanikis, G., (2008) Bayesian Estimation And Selection Of Nonlinear Vector Error Correction Models The Case of The Sugar-Ethanol-Oil Nexus In Brazil, *American Journal of Agricultural Economics* 90(3): 658-668.
- Balke, N.S., Brown, S.P. ve Yucel, M.K. (2002) "Oil Price Shocks and the US Economy: Where Does the Asymmetry Originate?", *The Energy Journal*, 23(3): 27-52.
- Başkaya Y. 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: 1-32.



- Bayramoğlu, A. T. ve Yurtkur, A. K. (2015) “Türkiye’de Gıda ve Tarımsal Ürün Fiyatlarını Uluslararası Belirleyicileri”, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(2): 63-73.
- Chaudhuri, K. (2001), “Long-Run Prices of Primary Commodities and Oil Prices, *Applied Economics*, 33: 531-538.
- Choudhry, T., Hassan, S.S. ve Papadimitriou, F.I.. (2014). UK Imports, the Third Country Effect and the Global Financial Crisis: Evidence from the Asymmetric ARDL Method. *International Review of Financial Analysis*, 32:199–208
- Ciner, C.. (2001) “Energy Shocks and Financial Markets: Nonlinear Linkages”, *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 5:203-212.
- Cunado, J.ve Perez De Gracia, F., (2014). “Oil Price Shocks And Stock Market Returns: Evidence For Some European Countries”, *Energy Economic*, 42: 365–377.
- Dickey, D. A., ve Fuller, W. A., (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root., *Journal of the American Statistical Association*, 74:427-431.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A.. (1981).Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49:1057–1072.
- Du, X., Yu, C. L. ve Hayes, D. J. (2011). “Speculation and Volatility Spillover in The Crude Oil And” *Agricultural Commodity Markets: a Bayesian Analysis*”, *Energy Economics*, 33: 497–503.
- El Bejaoui, H. J. (2013), Asymmetric Effects of Exchange Rate Variations: An Empirical Analysis For Four Advanced Countries, *International Economics*, 135-136: 29-46
- Engle, R.F. ve Granger, C.W.J.. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55:251-276.
- FAO, (2016) The FAO Food Price Index Starts The New Year with Another Decline, <http://www.fao.org/worldfoodsituation/foodpricesindex/en/> ( 17.02.2016).
- Granger, C.W. ve Yoon, G. (2002). Hidden Cointegration, Department of Economics Working Paper, University of California. San Diego.
- Hamilton, J. D., (1983). Oil and the Macroeconomy Since World War II., *Journal of Political Economy*, 91:228–248.
- Hamilton, J.D.. (1996), This Is What Happened to The Oil Price–Macroeconomy Relationship? *Journal of Monetary Economics*, 38:195–213.
- Hamilton, J. D., (2005), Oil and The Macroeconomy, *The New Palgrave Dictionary of Economics* Palgrave Macmillan, London. Jiménez Rodríguez, Rebeca and Marcelo Sánchez, 201–228.
- Hamilton, J.D.. (1996). “This Is What Happened to The Oil Price–Macroeconomy Relationship?”, *Journal of Monetary Economics*, 38:195–213.



- Hao, N., Colson. G., Karali, B., Wetzstein, M. (2013), “Food before Biodiesel Fuel?”, Selected Paper prepared for presentation at the Southern Agricultural Economics Association (SAEA) Annual Meeting, Orlando, Florida, 3-5 February 2013.
- Hamilton, J.D.. (2003). What is an Oil Shock?, *Journal of Econometrics*, 113: 363–398.
- Ibrahim, M. H., (2015), “Oil And Food Prices In Malaysia: A Nonlinear ARDL Analysis”, *Agricultural and Food Economics*, 3(2): 1-14.
- IMF (2014), *International Financial Statistics, Database and Browser*, July 2014, CD-ROM.
- Imai, K. Gaiha, R. ve Thapa, G., (2008), *Food and Oil Prices*, University Of Manchester, Economics Discussion Paper Series Edp-0801.
- Irz X., Niemi, J. ve Liu, X. (2013) “Determinants of Food Price Inflation In Finland - The Role of Energy”, *Energy Policy*, 63, 656–663.
- Jammazi, R., Lahiani A. Ve Nguyen D. K. (2015), *Wavelet-Based Nonlinear ARDL Model For Assessing The Exchange Rate Pass-Through To Crude Oil Prices*, *International. Finance markets, Institutions and Money* 34: 173–187
- Jimenez-Rodriguez, R. ve Sanchez, M. (2005). *Oil Price Shocks and Real GDP Growth: Empirical Evidence for Some OECD Countries*”, *Applied Economics*, 37(2):201–228.
- Jimenez-Rodriguez, R., (2008), *The Impact of Oil Price Shocks: Evidence From The Industries Of Six OECD Countries*, *Energy Economics*, 30: 3095-3108.
- Johansen, S., (1988). *Statistical Analysis of Cointegration Vectors*, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231-254.
- Johansen, S. ve Juselius, K.. (1990). *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration–with Applications to the Demand for Money*, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2):169–210.
- Jongwanich, J. ve Park, D. (2011), “Inflation in Developing Asia: Pass-Through From Global Food And Oil Price Shocks”, *Asian Pacific Economic Literature*, 25(1):79-92.
- Katrakilidis, C. ve Trachanas, E.. (2012) *What Drives Housing Price Dynamics in Greece: New Evidence from Asymmetric ARDL Cointegration*, *Economic Modelling*, 29(4):1064-1069.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., ve Shin, Y., (1992), *Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?* *Journal of Econometrics*, 54(1):159–178.
- Mitchell, D. (2008), *A Note On Rising Food Prices*, The World Bank Development Prospects Group, Policy Research Working Paper 4682.

- Mohanty, S.K., Nandha, M., Turkistani, A.Q., Alaitani, M.Y. (2011). Oil Price Movements and Stock Market Returns: Evidence from Gulf Cooperation Council (GCC) Countries, *Global Finance Journal*, 22:42–55.
- Mork, K.A. (1989), “Oil and The Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton’s Results”, *Journal of Political Economy*, 91:740-744.
- Nazlıoğlu, S. ve Soytas, U., (2011), “World Oil Prices And Agricultural Commodity Prices: Evidence From An Emerging Market”, *Energy Economics*, 33(3): 488-496.
- Nazlıoğlu, Ş., (2011), ”World Oil And Agricultural Commodity Prices: Evidence From Nonlinear Causality”, *Energy Policy*, 39(5): 2935–2943.
- Ng, S.ve Perron, P. (2001), Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power, *Econometrica*, 69(6): 1519-1554.
- OECD (2016a), Consumer Prices - Annual Inflation, Food, <http://stats.oecd.org/> (05.03.2016).
- OECD (2016b), Total Consumer Prices-Energy, <http://stats.oecd.org/> (05.03.2016).
- Perron, P. (1989) “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis,” *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Pesaran, M.H. ve Shin, Y., (1995), Long-Run Structural Modelling, Unpublished Manuscript, University of Cambridge.
- Pesaran M.H. ve Shin Y.. (1999) “An autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis”, İçinde: Storm S (edit.) *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Bölüm: 11. Cambridge University Press, Cambridge.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., ve Smith, R. J.. (2001). “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3):289–326.
- Phillips, P.C.B. ve Peron, P. (1988). “Testing For A Unit Root In Time Series Regression”, *Biometrika* 75: 335.346.
- Runge CF ve Senauer B. (2007), “How Biofuels Could Starve The Poor”, *Foreign Affair*, 6(3):41-53.
- Shin, Y., Yu, B. ve Greenwood -Nimmo, M., (2014) “Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in an ARDL Framework”, İçinde: Horrace, W.C., Sickles, R.C. (Eds.), *Festschrift in Honor of Peter Schmidt: Econometric Methods and Applications*, Springer Science & Business Media, New York.
- Schorderet, Y. (2003). Asymmetric Cointegration. Unpublished Manuscript, University of Geneva.



- Seale, J., Regmi, A. ve J. Bernstein (2003) “International Evidence on Food Consumption Patterns”, United States Department of Agriculture, Washington, DC.
- TCMB (2016) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS).
- Tung Chen S., Kuo, Hsiao-I ve Chung Chen C. (2010) “Modeling The Relationship Between The Oil Price And Global Food Prices” *Applied Energy*, 87:2517–2525.
- TÜİK, (2016) Tüketici Fiyat Endeksi (2003=100) Ana Grup ve Alt Gruplara Göre Endeks Rakamları, [http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt\\_id=1014](http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1014), Erişim, 05.03.2016.
- Utkulu, U. ve Ekinci R. (2015), “Uluslararası Emtiya Fiyatlarından İç Fiyatlara Asimetrik ve Doğrusal Olmayan Fiyat Geçişkenliği: Türkiye İçin NARDL Modeli Bulguları, Türkiye Ekonomi Kurumu Discussion Paper 2015/15, [http://tek.org.tr/dosyalar/utkulu-ekinci\\_2015.pdf](http://tek.org.tr/dosyalar/utkulu-ekinci_2015.pdf), Erişim Tarihi 22.02.2016.
- Wang, Y.; Wu, C. ve Yang, L. (2014) “Oil Price Shocks And Agricultural Commodity Prices, *Energy Economics*, 44, 22–35.
- Yanikkaya, H.; Kaya, H. ve Akgül, D. (2015) “Petrol Fiyatlarının Enflasyona Geçişkenliği Değişti mi?”, *Central Bank Review*, 15:75-88.
- Zhang, C. ve Qu, X., (2015), “The Effect of Global Oil Price Shocks on China's Agricultural Commodities”, *Energy Economics*, 51: 354–364.
- Zhang, Z., Lohr, L., Escalante, C., Wetzstein, M., (2009). “Ethanol, Corn, and Soybean Price Relations in a Volatile Vehicle-Fuels Market”, *Energies*, 2: 320–339.
- Zhang, Zibin; Lohr, Luanne, Escalante Cesar ve Michael Wetzstein (2010), “Food Versus Fuel: What Do Prices Tell Us?”, *Energy Policy*, 38: 445–451.
- Zivot, E. ve Andrews, K.. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(10):251-70.