

KIRILGAN BEŞLİDE GIDA FİYATLARININ ENFLASYONA GEÇİŞ ETKİSİ

Nimet VARLIK* & Eda YEŞİL BALIKÇIOĞLU**

Öz

Gıda fiyatları, yurtiçi enflasyon oranının kontrol altına alınmasına yönelik politika kararlarında önemli bir etkiye sahiptir. Bu doğrultuda çalışmada Kırılğan Beşli ülkelerinde gıda fiyatlarının tüketici fiyat endeksine geçiş etkisinin ölçülmesi amaçlanmaktadır. Hindistan, Endonezya, Brezilya, Güney Afrika ve Türkiye'den oluşan Kırılğan Beşli grubu; yüksek enflasyon oranına sahip, düşük büyüme performansı gösteren ve yüksek cari açık pozisyonları olan ülkeleri tanımlamaktadır. Bu ülkelerin kırılğan ekonomiler olarak tanımlanması, 2013 yılı Ağustos ayında Morgan Stanley'nin ekonomi raporuna dayanmaktadır. Amerikan Merkez Bankası (FED) 2013 yılı Mayıs ayında tahvil alımını azaltacağını duyurduktan sonra Morgan Stanley, aynı yılın Ağustos ayında FED'in bu açıklamalarından en fazla etkilenen ülkeleri kırılğan ekonomiler olarak adlandırmıştır. Bu doğrultuda bu çalışma 2013:08-2020:12 dönemini kapsamaktadır. Statik ve dinamik panel veri analizi (Genelleştirilmiş Moment Yöntemi; GMM)'nin kullanıldığı çalışmada aylık bazda yurtiçi genel fiyat eğilimini yansıtan FAO tüketici fiyat endeksi ve FAO gıda fiyat endeksi değişkenleri kullanılmaktadır. Elde edilen bulgular, Kırılğan Beşli ülkelerinde ilgili dönemde gıda fiyatlarının tüketici fiyat endeksini belirlemede önemli ve güçlü bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: FAO gıda fiyat endeksi, Tüketici fiyat endeksi, Dinamik Panel Veri Analizi, GMM

THE PASS-THROUGH EFFECT OF FOOD PRICES TO INFLATION IN FRAGILE FIVE

Abstract

Food prices have a significant impact on policy decisions to control the domestic inflation rate. In this direction, the present study aimed to measure the pass-through effect of food prices to consumer price index in Fragile Five countries. The Fragile Five, consisting of India, Indonesia, Brazil, South Africa and Turkey, is used to define countries with high inflation rates, low growth performance and high

* Dr. Öğr. Üyesi, Kırıkkale Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, nvarlik@kku.edu.tr,
<https://orcid.org/0000-0002-7280-306X>.

** Doç. Dr., Kırıkkale Üniversitesi, İ.İ.B.F., Maliye Bölümü, edabalikcioglu@kku.edu.tr,
<https://orcid.org/0000-0002-2525-6745>.

current account deficits. The definition of these countries as fragile economies is based on Morgan Stanley's economic report in August 2013. After the Federal Reserve (FED) announced that it would reduce its bond purchases in May 2013, Morgan Stanley named the countries most affected by the FED's statements as fragile economies in August of the same year. For that reason, this study covered the period between 2013M8 and 2020M12. Static and dynamic panel data analysis (Generalized Moment Method; GMM) is used in the study, and FAO consumer price index and FAO food price index variables, which reflect the domestic general price trend on a monthly basis, are used. The findings showed that food prices had a significant and strong effect on determining the consumer price index in the Fragile Five countries in the relevant period.

Keywords: FAO food price index, Consumer Price Index, Dynamic panel data, GMM

Giriş

2008 ve 2011 küresel gıda fiyatları krizleri, gelişmekte olan ülkelerde emtia fiyat şoklarının yoksulluk ve gıda güvenliği üzerindeki etkilerine dikkat çekmiştir (Dillon ve Barret, 2016). Bunun yanında, gıda fiyatları özellikle yükselen ve gelişmekte olan ekonomilerde yurtiçi enflasyon için önemli bir göstergedir. Gıda fiyatlarında meydana gelen şoklar gelişmekte olan ülkeleri, gelişmiş ülkelere göre çok daha fazla etkilemektedir. Dış şoklara karşı daha kırılgan olan bu ülkelerde, başta gıda fiyatları olmak üzere emtia fiyatlarında meydana gelen artışlar, politika yapıcılar için önemli bir gösterge niteliğindedir. Çok sayıda emtia fiyatları ekonominin genelini makroekonomik açıdan etkilemektedir. IMF'nin 2011 yılı raporunda (IMF, 2011), tüketici harcamaları içinde en çok gıda mallarının yoğunlukta olduğu ülkelerin makroekonomik açıdan etkilendiği ifade edilmektedir.

2006 yılı sonu ile Mart 2008 yılları arasında neredeyse tüm gıda fiyatları küresel düzeyde artmıştır. FAO (Food and Agriculture Organization) gıda fiyat endeksi verilerine göre, yükselen piyasa ekonomilerinde o tarihlerde tarımsal gıda fiyatları %71 düzeyinde yükselmiştir. Dünya gıda fiyatlarının 2008 yılında zirve yapması nedeniyle, yaşanan bu fiyat artışları iktisat yazınında "küresel gıda krizi" olarak adlandırılmıştır (Wahl, 2009; Headey ve Fan, 2010; Timmer, 2010; Baltzer, 2013). Bunun üzerine, 2008 yılında görülen küresel gıda fiyatlarındaki artışın altında yatan faktörler tartışılmaya başlanmıştır. Artan iklim değişiklikleri nedeniyle gıda stoklarının kullanımındaki artışlar, yükselen enerji fiyatları, gelişmekte olan ülkelerde artan et talebi, döviz kuru hareketleri ve düşük stok seviyesi beklentileri gibi çeşitli nedenler ileri sürülmüştür (Timmer, 2008; Gilbert ve Morgan, 2010; Ferrucci, 2010; Ray vd., 2015; Bekkers vd., 2017). Bernanke (2008) küresel gıda fiyatlarındaki hızlı artışlar, "...son yıllarda yaşanan görece yüksek enflasyon oranlarının temel kaynağını oluşturmakta ve hem emtialardaki fiyat değişikliklerini tahmin etmenin hem de bu değişiklikleri yönlendiren faktörleri anlamının önemini vurgulamaktadır" yorumunu yapmaktadır. Avrupa Merkez Bankası (2008) ise gıda fiyatlarındaki artışı, "...bu endişe verici enflasyon seviyesi,

büyük ölçüde küresel düzeyde enerji ve gıda fiyatlarındaki geçmiş dalgalanmaların hem doğrudan hem de dolaylı etkilerinin bir sonucudur” biçiminde yorumlamaktadır. Küresel gıda fiyatlarının yurt içi fiyatlara geçiş etkisini inceleyen Jalil ve Estaban (2011), küresel gıda fiyatlarındaki artışın, yurtiçi gıda ve ana tüketici fiyat endekslerine doğrudan yansıyan ithal gıda fiyatlarını etkilediğine dikkat çekmektedir. İthal gıda fiyatlarında meydana gelen artışlar, tüketicileri yurtiçinde üretilen benzer mallara yönelterek talep artışı yaratmakta ve dolayısıyla bu mal grubu için enflasyonist baskıları tetiklemektedir.

Yurt içi çekirdek enflasyon oranları hesaplanırken, genellikle gelişmiş ekonomilerde enflasyon oranını yukarıya çeken gıda ve enerji fiyatları hariç tutulmaktadır. Özellikle gelişmekte olan ekonomilerde merkez bankaları tüketici fiyat endeksi içinde gıda fiyatlarının büyük rolü olduğunu kabul etse de, gıda fiyatlarındaki değişimleri dışarıda bırakarak politika kararı alabilmektedir (Walsh, 2011). Ancak Cecchetti (2007), ana enflasyon hedefine odaklanan politika yapımcıları için gıda ve enerji fiyatlarını dışarıda bırakan bir enflasyon önleminin etkinliğinin düşük olabileceğini ileri sürmektedir. Nitekim, uluslararası yazında emtia fiyatlarındaki artışların, nihai tüketici fiyatlarına geçtiğine inanılmaktadır. Kalecki (1971) mark-up fiyatlama modeline dayanarak bunu belirli emtialar için bir örnekle açıklamaktadır. Örneğin kuraklık nedeniyle bir mahsulün arzının azalması ve böylece fiyatların yükselmesi gibi piyasalarda ortaya çıkan şokların rolünü vurgulamaktadır. Şayet fiyatı artan bu emtialar nihai tüketim malı için ara mal niteliğinde ise, ortaya çıkan şoklar nedeniyle, sonunda ara ve nihai mal fiyatlarına geçiş etkisi ortaya çıkacaktır. Sapsford ve Morgan (1994) ve Maizels (1994), birincil emtia piyasalarında esnek olmayan arz ve talebin etkileşiminden dolayı oynaklığın fazla olduğunu ve bu piyasaların patlama ve çöküş dönemlerine de eğilimli olduğunu ifade etmektedirler. Beckerman ve Jenkinson (1986), 1980'lerin başında İngiltere'de enflasyonun yavaşlamasında işsizlikten ziyade birincil emtia fiyatlarındaki düşüşün etkili olduğunu ileri sürmüşlerdir. Ferrucci (2010), emtialar içinde yer alan gıda fiyatlarındaki hareketlerin enflasyon oranı hakkında erken uyarı sinyali verdiğini ifade etmektedir. Bunun en iyi örneği, politika yapımcıların 2006 ile 2008 yılı ortalarına kadar olan dönemde birçok gelişmiş ve gelişmekte olan ekonomilerde gıda fiyatlarındaki artışı, nihai tüketici fiyatları üzerinden açıklamalarıdır. Walsh (2011), gıda fiyat şoklarının gıda dışı enflasyona neden olduğu mekanizmaya dikkat çekmekte ve Cecchetti ve Moessner (2008)'in ifade ettiği gibi gıda fiyatlarının gıda dışı fiyatları etkilediğini ileri sürmektedir. Cecchetti ve Moessner (2008) ve Jongwanich ve Park (2011), özellikle gelişmekte olan ülkelerde genel tüketici fiyat endeksi içinde gıda fiyatlarının ağırlığı fazla olduğu için bu etkinin daha fazla olacağını vurgulamaktadırlar. Çok sayıda alt kalemleri olan tüketici fiyat endeksinin alt kalemlerinden biri gıda fiyatlarıdır. Bu noktada Walsh (2011)'a göre, gıda fiyat şoklarının gıda dışı fiyatlara geçişi güçlü ise, özellikle gelişmekte olan ülkelerde merkez bankaları gıda fiyatlarının tüketici fiyatları üzerindeki

etkisini dikkate almalıdır. Çünkü gıda fiyatlarındaki artışın en büyük etkisi tüketici fiyatları üzerinde görülmektedir. De Gregorio vd. (2007)'nin ifadeleriyle, 2006-2008 yılları arasında gıda fiyatlarında görülen yüksek artışlar, enflasyon hedeflemesi uygulayan birçok ülkede hedeften aşırı sapmalara, gıda fiyatlarındaki düşüş ise enflasyonun hedef seviyenin altına düşmesine neden olmuştur.

Dünya ekonomisinde son yıllarda yaşanan ekonomik dalgalanmalar, belirsizlikler ve kuraklığın etkisi emtia fiyatlarına yansımıştır. IMF'nin 2020 raporunda, dünya gıda fiyat endeksinin pandemi döneminin neden olduğu talep ve arz koşullarındaki değişiklikleri yansıttığı belirtilmektedir. Buna göre, tarımsal emtiaya bağlı olarak dünya gıda fiyatları bir önceki döneme göre yüzde 0,7 düzeyinde artmıştır (IMF, 2020).

Bu çalışma, Kırılgan Beşli ülkelerinde gıda fiyatlarından tüketici fiyat endeksinde (TÜFE) geçiş etkisini ölçmeyi amaçlamaktadır. Yurtiçi enflasyon oranının kontrol altına alınmasında gıda fiyat enflasyonunun düşürülmesinin veya hariç tutulmasının önemi dikkate alındığında çalışmada, Hindistan, Brezilya, Endonezya, Türkiye ve Güney Afrika ülkeleri için FAO gıda fiyat endeksi ile FAO tüketici fiyat endeksi arasındaki ilişkilerin incelenmesi önem taşımaktadır. 2013:08-2020:12 döneminin ele alındığı çalışmada, statik ve dinamik panel veri analizi (GMM) kullanılmaktadır. Elde edilen bulgular, Kırılgan Beşli ülkelerinde gıda fiyatlarının yurtiçi enflasyon oranı üzerindeki etkisinin güçlü olduğunu ortaya koymaktadır.

Çalışma üç bölümden oluşmaktadır. Konuya ilişkin teorik çerçeve ve literatür incelemesi giriş bölümünde açıklanmaktadır. Birinci bölümde, öncelikle modelde kullanılan değişkenler tanımlanmakta, ardından çalışmada kullanılan statik ve dinamik panel veri analizi açıklanmaktadır. İkinci bölümde modelden elde edilen bulgulara yer verilmekte ve son bölüm olan üçüncü bölümde sonuç ve yorumlar yer almaktadır.

1. VERİ VE MODEL

Amerikan Merkez Bankası 2013 yılı Mayıs ayında tahvil alımını azaltacağını duyurduktan sonra Morgan Stanley, aynı yılın Ağustos ayında FED'in bu açıklamalarından en fazla etkilenen ülkeleri (Hindistan, Endonezya, Brezilya, Güney Afrika, Türkiye) kırılgan ekonomiler olarak adlandırmıştır. Bu nedenle çalışmada ele alınan dönem 2013:08'de başlamakta ve 2020:12'de son bulmaktadır. Çalışmada, gıda fiyat endeksinin tüketici fiyat endeksinde geçiş etkisi Kırılgan Beşli ülkeleri için incelenmektedir. Bu amaçla çalışmada statik ve dinamik panel veri analizi (Genelleştirilmiş Moment Yöntemi; GMM) kullanılmaktadır. Panel veri analizleri, modeldeki katsayıların anlamlılık ve etkileme derecelerini göstermekte ve bu sayede değişkenler arasındaki ilişkileri yorumlamaya olanak sağlamaktadır. Ayrıca panel veri modelleri, yatay ve dikey kesit birimlerini modele dahil etmek, tahmin sapmasını azaltmak ve daha kapsamlı modeller oluşturmak açısından daha avantajlı olduğu için çalışmada panel veri modelinin kullanılması uygun görülmektedir.

Modelde kullanılan veri seti, Tablo 1’de açıklanmaktadır.

Tablo 1: Değişken Tanımları

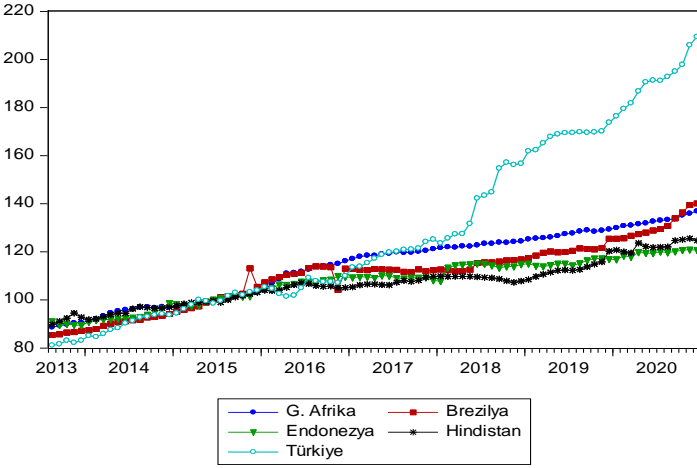
<i>Değişkenler</i>	<i>Tanımlar</i>
<i>tife</i>	Tüketici fiyat endeksi
<i>gfe</i>	Gıda fiyat endeksi
<i>fx</i>	Nominal Döviz kuru
<i>petrol</i>	Avrupa Brent ham petrol Fiyatı (varil/ABD doları)

FAO gıda fiyat endeksi uluslararası piyasalarda en çok işlem gören ve tarımsal gıda ürünlerindeki aylık fiyat değişikliklerinin izlenmesinde kullanılan bir endekstir. 5 adet tarımsal emtia grubuna ait fiyat endeksinden oluşmaktadır. Bu endeksler dünya et endeksi, süt endeksi, tahıl endeksi, bitkisel yağ endeksi ve şeker fiyatları endeksidir. FAO gıda fiyat endeksi ve tüketici fiyat endeksi serileri her bir kırılgan ülke için mevsimsel etkilerinden arındırılmış ve modelde logaritmik farkları alınarak kullanılmıştır. FAO gıda fiyat endeksi ve FAO tüketici fiyat endeksi değişkenleri, FAOSTAT’dan elde edilmiştir.

Başlıca emtia fiyatlarından biri olan petrol fiyatları, enflasyon oranını etkileyen önemli bir değişkendir (Hooker, 2002; Hamilton, 2003; Galesi ve Lombardi, 2013; Sek ve Lim, 2016). Bu nedenle gıda fiyatlarından tüketici fiyatlarına geçiş etkisi incelenirken modele kontrol değişken olarak Avrupa Brent ham petrol fiyatı (varil/ Amerikan doları) dahil edilmiştir. Petrol fiyatı değişkeni, Mo vd. (2019) ve Varlık ve Berument (2020)’den hareketle modele logaritmik farkı alınarak eklenmiştir. Bunun yanında, nominal döviz kuru yurtiçi enflasyon oranını doğrudan etkilemektedir (Gilbert, 2010; Baek ve Koo, 2010; Davidson vd., 2011; Jalil ve Estaban, 2011). Nominal döviz kurunda meydana gelen artışlar (düşüşler), ulusal para biriminin değerinin düştüğüne (arttığına) işaret ederken, yurtiçinde ithal gıda ve gıda dışı malların fiyatlarında artış (düşüş) anlamına gelmektedir. Gıda fiyat şokları için döviz kurunu önemli bir kanal olarak gören Khan ve Ahmed (2011)’den hareketle çalışmada, her bir Kırılgan Beşli için nominal döviz kuru değişkeni, logaritmik farkı alınarak modele kontrol değişken olarak dahil edilmiştir. Petrol fiyatı ve döviz kuru değişkenlerine ait veriler Federal Reserve Economic Data’dan elde edilmiştir.

Grafik 1, ele alınan dönem itibariyle Kırılgan Beşli’de gıda fiyat endeksinin seyrini göstermektedir (mevsimsel etkilerinden arındırılmış).

Grafik 1. Kırılğan Beşli Ülkelerinde Gıda Fiyat Endeksi

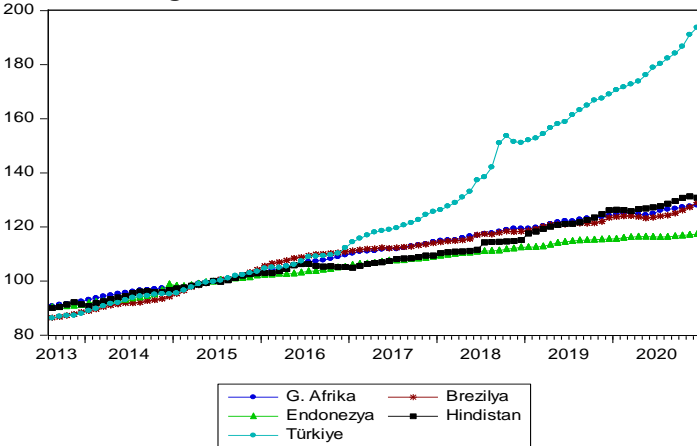


Kaynak: FAOSTAT

Kırılğan beşli ülkelerinde 2013 yılından itibaren 2020 yılı sonuna kadar gıda fiyat endeksindeki sürekli yükseliş dikkat çekmektedir. Türkiye’de 2016 yılının ikinci yarısında başlayan yükseliş, 2020 yılında zirve yapmaktadır. Diğer dört kırılğan ekonomide de, Güney Afrika ve Brezilya başta olmak üzere, gıda fiyatları sürekli yükselme eğilimindedir. 2020 yılında diğer yıllara göre dikkat çeken artışlar, pandemi döneminin ve dünyada yaşanan kuraklığın etkisini yansıtmaktadır.

Grafik 2, ele alınan dönem itibariyle Kırılğan Beşli’de TÜFE’nin seyrini göstermektedir (mevsimsel etiklerinden arındırılmış).

Grafik 2. Kırılğan Beşli Ülkelerinde TÜFE



Kaynak: FAOSTAT

Grafik 2 incelendiğinde, Kırılğan Beşli ülkelerinde TÜFE'nin seyrinin Grafik 1'de gösterilen gıda fiyat endeksinin seyrine paralel olduğu görülmektedir. Burada özellikle 2016 yılına kadar tüm kırılğan ekonomilerin iç fiyatlarının birbirine oldukça yakın bir eğilimde olduğu, 2016 yılından itibaren ise özellikle Türkiye'nin iç fiyatlarının diğer kırılğan ekonomilere göre oldukça yüksek olduğu dikkat çekmektedir. Bu görünümde, Türkiye'nin ithalat politikasının ve bu nedenle üretimde son yıllarda yaşanan büyük düşüşün etkisi olduğu düşünülmektedir.

Panel veri analizleri sabit katsayı ve eğim katsayısına ilişkin yapılan varsayımlara bağlı olarak gerçekleştirilmektedir. Bunlardan ilki, Havuzlanmış En Küçük Kareler Yöntemidir (EKK). Bu yöntemde verilerin birim ve zaman boyutunun etkilerinin olmadığı ve sabit ve eğim parametrelerinin sabit olduğu düşünülerek tahminler yapılmaktadır. Ancak Harris ve Sevestre (2008)'in de belirttikleri üzere, modelde açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli değerleri var ise EKK modeli etkin çalışmamaktadır. Sabit etkiler modelinde, sabit terim katsayıları farklı, eğim katsayıları ise aynıdır. Bu varsayımda bu etkilerin açıklayıcı değişkenlerle korelasyonlu olduğu varsayılır. Rassal etkiler modelinde ise, sabit terim katsayıları yatay kesit birimlerden bağımsız olarak rassal biçimde dağılmaktadır. Rassal etkiler modelinde gözlemlenemeyen etki ile açıklayıcı değişkenler arasında korelasyon olmadığı varsayılır. Panel sabit ve panel rassal etkiler regresyon modelleri arasında tercihte bulunurken, açıklayıcı değişkenler ile sabit terim katsayıları arasında korelasyon olmadığı boş hipotezini içeren Hausman testi uygulanmaktadır (Hsiao, 2003:33). Bunun yanında modelin genel olarak uyumluluğunu göstermek amacıyla heteroskedastisite ve otokorelasyon sorunları olup olmadığı, Berush-Pagan ve Wooldridge otokorelasyon testleriyle analiz edilmektedir. Panel veri analizleri dinamik bir yapıda olduğundan, havuzlanmış EKK yöntemi kullanıldığında parametre tahminleri yukarı veya aşağı yönlü sapmalara neden olabilmektedir. Nickell Sapması (Nickell Bias) olarak adlandırılan bu durumun önüne geçebilmek için çoğunlukla Arellano ve Bond (1991)'un geliştirdikleri dinamik panel veri tahmincisi olan GMM yöntemi kullanılmaktadır.

Yukarıda belirtildiği üzere, EKK tahmincisinin etkinliğinin düşük olması nedeniyle GMM panel yöntemi tercih edilmektedir. Arellano ve Bond (1991), Arellano ve Bover (1995) ve Blundell ve Bond (1998) tarafından geliştirilen GMM yöntemi, EKK tahmincisine göre daha üstün bir yöntemdir. GMM yönteminde yatay ve kesit olarak zaman ve ülke sabit etkileri kontrol etmek mümkündür. Ayrıca, bu yöntem, modelde kullanılan bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin kullanılmasına olanak sağlamaktadır.

Aşağıda yer alan (1) numaralı denklem, yatay ile dikey kesit birimleri aynı anda analize dahil eden panel modeli göstermektedir;

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta_i + \epsilon_{it} \quad (1)$$

Burada, i birim etkileri yani her biri birimin özelliğini gösteren değişmeyen zaman göstergelerini ($i=1,\dots,N$), t ise zamanı ($t=1,\dots, T$) göstermektedir. Denklem (1)'de yer alan panel veri modelinin genel formunun model biçiminde gösterimi 2 numaralı denklemdeki gibidir;

$$tüfe_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 gfe + \beta_2 fx + \beta_3 petrol + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Enflasyon serileri bir önceki dönemden etkilendiği için dinamik bir yapı taşımaktadır. Bu çerçevede, ikinci aşamada, statik analize ek olarak dinamik panel veri analizi kullanılmaktadır. Dinamik panel veri yöntemi, doğrusal ya da doğrusal olmayan modellerin parametrelerinin tahmini için kullanılan genel bir yöntemdir” (Stock ve Watson, 2011: 746). Statik panel veri analizi modellerinde gecikmeli bağımlı değişkenin kullanılması sapmalı ve tutarsız katsayı tahminlerine yol açmaktadır. Bu amaçla hata terimiyle korelasyonsuz olan ve bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin araç değişken olarak regresyona dahil edildiği, Arellano ve Bond (1991) tarafından önerilen model, gıda fiyatları endeksinin etki düzeyini göstermek amacıyla kullanılmaktadır. Arellano ve Bond (1991) tarafından önerilen GMM dinamik panel modeli aşağıda 3 numaralı denklemde yer almaktadır;

$$Y_{it} = \alpha Y_{it-1} + \beta_x + \epsilon_{it} \quad (3)$$

Burada Y_{it} bağımlı değişkeni, x açıklayıcı değişkenler vektörünü, ϵ ise hata terimini göstermektedir. Bu tahmin yöntemi aynı zamanda içsellik problemlerini de engellediğinden tercih edilmektedir.

Dinamik panel veri analizlerinde gecikmeli bağımlı değişkenlerin kullanılması durumunda, gecikmeli bağımlı değişken ile hata terimi arasında korelasyon olduğu için önemli problemlerle karşılaşılabilir (Greene, 1997:23). Bu nedenle GMM yönteminde, fark-GMM ve sistem-GMM olmak üzere iki temel GMM tahmincisine başvurulmaktadır. Sistem-GMM tahmincisi, denklemlerin birinci farkının tahmin edilmesine olanak vermekte ve açıklayıcı değişkenlerin bir gecikmeli düzey değerlerinin kullanılmasına imkan sağlamaktadır. Bu da tahmin bulgularından daha fazla sonuç elde edilmesine ve heteroskedastisite ve otokorelasyon olması durumunda tahminlerin daha tutarlı olmasına imkan vermektedir. Bu nedenle, dinamik modellerde birinci farkın kullanılarak birim etkinin dışlanabileceği ileri sürülmektedir. Birim etkiyi dışlayan birinci fark değeri söz konusu olduğunda, açıklayıcı değişkenle hata terimi arasındaki korelasyonu yorumlamak anlamlı olacaktır (Baltagi, 2005:147–148; Arı ve Özcan, 2011:108). Dolayısıyla sistem-GMM kullanılarak elde edilen katsayılar güçlü ve sağlam katsayılardır. GMM tahmincilerinin tutarlılığı için güçlü varsayımlarda bulunmaya gerek yoktur (Hansen, 1982:5). Ülke sayısının görece az olduğu tahminlerde sistem-GMM tahmincisinin fark-GMM tahmincisinden daha iyi işlediği dikkate alınarak, bu çalışmada, veri kaybını minimize eden Arellano Bond (1991)'un geliştirmesi ile elde edilen ve Arellano ve Bover (1995)'in önerdikleri sistem-GMM modeli ile analiz yapılmaktadır.

Sistem-GMM tahmin yöntemine ilişkin denklem sistemi 4 numaralı eşitlikte gösterildiği gibidir;

$$Y_{it} = (\alpha - 1)\gamma_{it} + \beta_{xt} + \epsilon_{it} \quad (4)$$

Bu doğrultuda çalışmanın izleyen kısmında, statik ve dinamik panel veri modellerinin uygulama sonuçları ve bulguları yer almaktadır.

2. AMPİRİK BULGULAR

Çalışmanın amacı doğrultusunda yapılan analizler sonucunda elde edilen bulgulara aşağıda yer verilmektedir. Tablo 2’de en küçük kareler ve hausman testi sonucu üzerine seçilen rassal etkilere göre gerçekleştirilen tahminler, Hausman testi, Berush-Pagan ve Wooldridge otokorelasyon testleri bulguları gösterilmektedir.

Tablo 2: Statik Panel Veri Sonuçları

	EKK	Rassal Etki
gfe	0.2250*** (13.19)	0.2146*** (12.78)
fx	0.0265*** (3.67)	0.0242*** (3.42)
petrol	0.0061*** (3.67)	0.0059*** (3.65)
Sabit	0.0035*** (14.97)	0.0036*** (12.16)
N	5	5
Gözlem	445	445
Prob	0.0000	0.0000
Hausman	-	27.71
Breusch-Pagan	-	0.0000
Lagrange p değeri		
Wooldridge	-	0.0495
otokorelasyon p değeri		

Not: ***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 istatistiksel anlamlılık düzeylerini, N gözlem sayısını göstermektedir. Parantez içerisinde ise z-istatistikleri yer almaktadır.

Statik panel veri sonuçlarına göre gıda fiyatlarının tüketici fiyatları üzerine etkisi en küçük kareler yöntemiyle yaklaşık olarak %23’e yakinken, hausman testi sonucuna göre seçilen rassal etkiler modeline göre %22’ye yaklaşmaktadır. Statik panel tahmin sonuçları, gıda fiyatları etkisinin beklenildiği şekilde tüketici fiyatları endeksine geçiş etkisinin yüksek olduğunu göstermektedir. Model için kullanılan diğer kontrol değişkenleri de modelde anlamlı çıkmıştır. Ayrıca modelde otokorelasyon ve heteroskedastisite sorunları görülmemiştir.

Table 3: Arellano-Bold Dinamik Panel Tahmin Sonuçları

Bağımlı değişken = tüfe	
	GMM
Tüfe(-1)	0.2986*** (7.56)
gfe	0.1806***

	(11.39)
fx	0.0243*** (3.67)
petrol	0.0058*** (3.86)
N	5
Prob	0.0000
Wald chi2	234.82
Sargan Test	0.3995
2.derece otokorelasyon	-1.1384
Örneklem	435

Not: ***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 istatistiksel anlamlılık düzeylerini, N gözlem sayısını göstermektedir. Parantez içerisinde ise z-istatistikleri yer almaktadır.

Tablo 3 Arellano-Bond(1991) dinamik panel tahmin sonuçlarını göstermektedir. Dinamik panel sonuçlarına göre gıda fiyatları endeksi tüketici fiyat endeksini %18 oranında etkilemektedir. Ayrıca diğer kontrol değişkenler olan döviz kuru ve petrol fiyatlarının da modelde anlamlı çalıştığı gözlenmektedir. Tablonun son iki sütununda yer alan Sargan ve otokorelasyon test istatistikleri sırasıyla kullanılan araçların uygun olduğunu ve “2. derece otokorelasyon yoktur” boş hipotezinin reddedilmediğini göstermektedir.

Table 4: Arellano-Bover ve Blundell-Bold Dinamik Panel Tahmin Sonuçları

<i>Bağımlı değişken = tüfe</i>	
	GMM
Tüfe(-1)	0.2986*** (7.56)
gfe	0.2097*** (13.81)
fx	0.0309*** (4.85)
petrol	0.0066*** (4.66)
N	5
Prob	0.0000
Wald chi2	471.31
Sargan Test	0.4131
2.derece otokorelasyon	-1.1172
Örneklem	440

Not: ***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 istatistiksel anlamlılık düzeylerini, N gözlem sayısını göstermektedir. Parantez içerisinde ise z-istatistikleri yer almaktadır.

Arellano-Bover (1995) sonuçlarına göre gıda fiyatları endeksi tüketici fiyat endeksini yaklaşık olarak %21 oranında etkilemektedir. Ayrıca diğer kontrol değişkenler olan döviz kuru ve petrol fiyatlarının da modelde istatistiksel olarak anlamlı sonuç verdiği görülmektedir. Tablonun son iki sütununda yer alan Sargan ve otokorelasyon test istatistikleri sırasıyla kullanılan araçların uygun olduğunu ve “2. derece otokorelasyon yoktur” boş hipotezinin reddedilmediğini göstermektedir.

Sonuç

Çalışmada, Hindistan, Endonezya, Brezilya, Güney Afrika ve Türkiye'den oluşan Kırılğan Beşli ülkelerinde gıda fiyat endeksinden tüketici fiyat endeksine geçiş etkisi incelenmiştir. Bu amaçla 2013:08-2020:12 dönemi ele alınmış ve statik ve dinamik Panel GMM yöntemi kullanılmıştır.

Enflasyon serileri bir önceki dönemlerden etkilendiği için dinamik bir yapı taşımaktadır. Statik panel veri analizlerinde gecikmeli bağımlı değişkenin kullanılması sapmalı ve tutarsız katsayı tahminlerine yol açabilmektedir. Bu çerçevede çalışmada, gıda fiyatlarından TÜFE'ye geçiş etkisi incelenirken statik analize ek olarak dinamik panel veri analizi uygulanmıştır. Modelde, FAOSTAT'tan elde edilen FAO gıda fiyat endeksi ve tüketici fiyat endeksi serileri kullanılmıştır. Emtia fiyatlarından biri olan petrol fiyatları, enflasyon oranını etkileyen önemli bir değişken olduğundan, modele Avrupa Brent ham petrol fiyatı (varil/ Amerikan doları) kontrol değişkeni olarak dahil edilmiştir. Ayrıca, nominal döviz kuru yurtiçi enflasyon oranını doğrudan etkileyen önemli bir gösterge olduğu için modelde ikinci kontrol değişkeni olarak kullanılmıştır.

Statik panel veri bulguları, Kırılğan Beşli ülkelerinde FAO gıda fiyat endeksinden FAO tüketici fiyat endeksine geçiş etkisinin en küçük kareler yöntemine göre yaklaşık olarak %23, hausman testi sonucuna göre seçilen rassal etkiler modeline göre ise %22 olduğunu göstermektedir. Bunun yanında modelde kullanılan kontrol değişkenler, istatistiksel olarak anlamlı sonuç vermiştir. Arellano-Bond (1991) dinamik panel bulguları ise, gıda fiyat endeksindeki geçiş etkisinin %18 oranında olduğunu göstermektedir. Ayrıca kontrol değişkenler olan döviz kuru ve petrol fiyatlarının da modelde yine anlamlı çalıştığı gözlenmektedir. Arellano ve Bover (1995) dinamik panel bulguları ise gıda fiyat endeksinden tüketici fiyat endeksine geçiş etkisinin yaklaşık %21 düzeyinde olduğunu göstermektedir. Bu oran, statik panel veri analizinde kullanılan hausman testi bulgularına oldukça yakındır.

Panel veri analizinden elde edilen bulgular bütünüyle değerlendirildiğinde, Kırılğan Beşli ülkelerinde ele alınan dönemde gıda fiyatları endeksinden tüketici fiyat endeksine geçiş etkisinin, literatürü destekler nitelikte ve beklenildiği gibi, oldukça yüksek olduğu görülmektedir. Bu doğrultuda, Kırılğan Beşli ülkelerinde merkez bankalarının enflasyon hedeflemesi rejimine dayalı bir para politikası stratejisi benimsemiş olmaları, gıda fiyatlarındaki artışların önemini ortaya koymaktadır. 2006-2008 yıllarında gıda fiyatlarındaki artışların, enflasyon hedeflemesi uygulayan çok sayıda ülkede hedeften aşırı sapmalara neden olması buna örnek teşkil etmektedir. Dolayısıyla, merkez bankaları uygulayacakları para politikası kararlarında, gıda fiyatlarının tüketici fiyatları üzerindeki etkisini dikkate almalıdır.

Kaynakça

- Arellano, M., ve Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Arellano, M. ve Bover, O. (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- Arı, A. ve Özcan, B. (2011). İşçi Gelirleri ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Dinamik Panel Veri Analizi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (38), 101-117.
- Avrupa Merkez Bankası (2008). Editorial of the September 2008 Issue of the Monthly Bulletin of the European Central Bank.
- Baek, J., ve Koo, W. W. (2010). Analyzing factors affecting US food price inflation. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, 58(3), 303-320.
- Baltagi H. B. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*, Third Edition, West Sussex England, John Wiley and Sons, 2005.
- Baltzer, K. (2013). International to Domestic Price Transmission in Fourteen Developing Countries During the 2007-08 Food Crisis (No. 2013/031). WIDER Working Paper.
- Beckerman, W. ve Jenkinson, T (1986), "What Stopped the Inflation? Unemployment or Commodity Prices?", *Economic Journal*, 96, 39-54.
- Bernanke, B. S. (2008). "Outstanding Issues in the Analysis of Inflation", Speech for the Federal Reserve Bank of Boston's 53rd Annual Economic Conference, Chatham, Massachusetts, June 9.
- Bloch, H., Dockery, A. M., ve Sapsford, D. (2004). Commodity Prices, Wages, and US Inflation in the Twentieth Century. *Journal of Post Keynesian Economics*, 26(3), 523-545.
- Blundell, R. and Bond, S. (1998). "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 87: 115-143.

- Breusch, Trevor; Pagan, Adrian (1979), “A simple Test For Heteroscedasticity And Random Coefficient Variation”, *Econometrica*, 47, 1287–1294.
- Cecchetti, Stephen G. and Moessner, Richhild, 2008. “Commodity Prices and Inflation Dynamics,” *BIS Quarterly Review*, pp. 55-66, December 2008.
- Davidson, J., Halunga, A., Lloyd, T., McCorriston, S., ve Morgan, C. W. (2011). Explaining UK food price inflation. *Transparency of Food Pricing*. EU.
- Dillon, B. M., and Barrett, C. B. (2016). Global oil prices and Local Food Prices: Evidence from East Africa. *American Journal of Agricultural Economics*, 98(1), 154-171.
- FAO, Food and Agriculture Organization (2021). <http://www.fao.org/faostat/en/#home>, Erişim Tarihi 02.02.2021.
- Ferrucci, G., Jiménez-Rodríguez, R., & Onorante, L. (2010). Food Price Pass-Through in the Euro Area-The Role of Asymmetries and Non-Linearities.
- Galesi, A. and Lombardi, M. J. (2013) “External Shocks and International Inflation Linkages: A Global VAR Analysis” ECB Working Paper No: 1062.
- Green, H. W., (1997), *Econometric Analysis*, Third Edition, USA, Prentice-Hall.
- Gilbert, C. L. (2010). How to Understand High Food Prices. *Journal of Agricultural Economics*, 61(2), 398-425.
- Hansen, P. L.(1982), “Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators”, *Econometrica*, 50(4), s.1029-1054.
- Harris, M. N. ve Sevestre, P. (2008). *Dynamic Models for Short Panels*. In *the Econometrics of Panel Data* (pp. 249-278). Springer, Berlin, Heidelberg.
- Hsio, C., (2003), *Analyses of Panel Data*, Cambridge University Press.
- Hamilton, J. D. (2003). What is an Oil Shock?. *Journal of Econometrics*, 113(2), 363-398.

- Headey, D., & Fan, S. (2010). Reflections on the Global Food Crisis: How did it happen? How has it hurt? And how can we prevent the next one? (Vol. 165). Intl Food Policy Res Inst.
- Hooker, M. A. (2002). Are oil shocks inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications Versus Changes in Regime. *Journal of Money, Credit And Banking*, 540-561.
- International Monetary Fund (2011). “World Economic Outlook” October (Washington: International Monetary Fund), <https://www.imf.org/en/publications/weo?page=3>, Erişim tarihi: 04.04.2021.
- International Monetary Fund (2020). World Economic Outlook” October, <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2020/09/30/world-economic-outlook-october-2020>, Erişim tarihi: 04.04.2021.
- Jalil, M., & Esteban, T. Z. (2011). Pass-through of International Food Prices to Domestic Inflation During and after the Great Recession: Evidence From A Set Of Latin American Economies. *Revista Desarrollo y Sociedad*, (67), 135-179.
- 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.
- Kalecki, M. (1971). Selected essays on the dynamics of the capitalist economy 1933-1970. CUP Archive.
- Khan, M. A., ve Ahmed, A. (2011). Macroeconomic Effects of Global Food and Oil Price Shocks to the Pakistan Economy: A Structural Vector Autoregressive (SVAR) analysis. *The Pakistan Development Review*, 491-511.
- Maizels, A. (1994). Commodities in crisis (pp. 9-29). Edward Elgar Publishing Ltd.
- Mo, B., Chen, C., Nie, H., & Jiang, Y. (2019). Visiting Effects of Crude Oil Price on Economic Growth in BRICS Countries: Fresh Evidence from Wavelet-Based Quantile-On-Quantile Tests. *Energy*, 178, 234-251.
- Ray, D. K., Gerber, J. S., MacDonald, G. K., ve West, P. C. (2015). Climate Variation Explains a Third of Global Crop Yield Variability. *Nature Communications*, 6(1), 1-9.

- Sapsford, D., & Morgan, W. (1994). *The Economics of Primary Commodities*. Edward Elgar Publishing.
- Sek, S. K., ve Lim, H. S. (2016,). An Investigation on the Impacts of Oil Price Shocks on Domestic Inflation: A SVAR Approach. In AIP Conference Proceedings (Vol. 1750, No. 1, p. 060002). AIP Publishing LLC.
- Stock H. J. ve Watson, W. M. (2011). *Ekonometriye Giriş*, çev. Bedriye Saraçoğlu, Ankara, Efil Yayınevi, 2011.
- Timmer, C. P. (2008). *Causes of High Food Prices* (No. 128). ADB Economics Working Paper Series.
- Timmer, C. P. (2010). Reflections on Food Crises Past. *Food Policy*, 35(1), 1-11.
- Varlık, S., ve Berument, M. H. (2020). Oil Price Shocks and the Composition of Current Account Balance. *Central Bank Review*, 20(1), 1-8.
- Wahl, P. (2009). Food Speculation: The Main Factor of the Price Bubble in 2008. WEED–Weltwirtschaft, Ökologie & Entwicklung, Briefing Paper. Berlin (Germany) WEED. Retrieved May, 20, 2011.
- Walsh, M. J. P. (2011). *Reconsidering the Role of Food Prices in Inflation*. International Monetary Fund.
- Wooldridge, J. M. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, Cambridge.

Extended Abstract

After the Federal Reserve announced that it would reduce its bond purchases in May 2013, Morgan Stanley named the countries most affected by these FED statements as fragile economies in August 2013. These countries, known as the Fragile Five, are India, Indonesia, Brazil, South Africa, and Turkey. The Fragile Five identifies the countries with high inflation rates, low growth performance, and high current account deficits. It is essential to examine the relationships between the FAO food price index and the FAO consumer price index for India, Brazil, Indonesia, Turkey, and South Africa, considering the effect of food price inflation in controlling the domestic inflation rate. In this direction, it is aimed in the present study to measure the pass-through effect of food prices to consumer price index in Fragile Five countries. To do this static and dynamic panel data analysis

(GMM) was used in this study which covered the period between 2013:08 and 2020:12.

The FAO food price index used in model estimation is an index that is most traded in international markets and used to monitor monthly changes in prices of agricultural food products. It consists of the price index of 5 agricultural commodity groups as the world meat index, dairy index, grain index, vegetable oil index, and sugar price index. Oil prices and exchange rate indicators are essential variables that affect the domestic inflation rate. For this reason, European Brent crude oil price (barrel/US dollar) and nominal exchange rate for each country were added to the model as control variables while examining the pass-through effect from food prices to consumer prices in the study. FAO food price index and consumer price index series were seasonally adjusted for each fragile country and used in the model by taking their logarithmic differences.

The inflation series have a dynamic structure as they are affected by the previous period. The use of the lagged dependent variable in static panel data analysis can lead to biased and inconsistent coefficient estimates. One method based on the assumptions made regarding the constant-coefficient and the slope coefficient is the Pooled Least Squares Method (LSM). However, if the explanatory variables in the model have lagged values, the LSM model does not work effectively. In this framework, dynamic panel data analysis was applied in the study and static analysis while examining the pass-through effect from food prices to CPI. Two basic GMM estimators are used, namely difference-GMM and system-GMM, in dynamic panel data analysis. The system-GMM estimator allows the estimation of the first difference of the equations and the use of single lagged level values of the explanatory variables. In addition, the system-GMM estimator works better than the difference-GMM estimator in model estimations where the number of countries is less. In consideration of these, the system-GMM model, which minimizes data loss, developed by Arellano Bond (1991) and suggested by Arellano and Bover (1995), was used in this study.

The static panel data findings indicated that the pass-through effect from FAO food price index to FAO consumer price index in Fragile Five countries was approximately 23% according to the least-squares method and 22% according to the random effects model selected according to the hausman test result. Oil prices and nominal exchange rate variables used as control variables in the model were statistically significant. Arellano-Bond (1991) dynamic panel findings indicated that the transition effect in the food price index was 18%. In addition, it was observed that the exchange rate and oil prices, which were the control variables, also worked significantly in the model. Arellano and Bover (1995) dynamic panel findings, on the other hand, indicated that the pass-through effect from the food price index to the consumer price index was approximately 21%. This rate was very close to the hausman test findings used in static panel data analysis.

The overall examination of the findings obtained from the panel data analyses applied in the study revealed that the pass-through effect from the food price index to the consumer price index in the Fragile Five countries during the period of 2013:08-2020:12 was 20% on average. This rate was relatively high in terms of indicating the weight of food prices amongst consumer prices. This finding, obtained from panel data analysis, is expected and supports the literature. In this regard, the fact that the central banks of the Fragile Five countries conduct monetary policies based on the inflation targeting regime reveals the importance of the increases in food prices in these countries. Considering that increases in food prices may cause deviations from the inflation target, the central banks should draw attention to the importance of this in their monetary policy decisions, especially in fragile economies.