



Bingöl Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi
Bingol University
Journal of Economics and Administrative Sciences

Cilt/Volume: 6, Sayı/Issue: 1
Yıl/Year: 2022, s. 561-579
DOI: 10.33399/biibfad.1053657
ISSN: 2651-3234/E-ISSN: 2651-3307



Bingöl/Türkiye

Makale Bilgisi /Article Info

Geliş/Received: 05.01.2022 Kabul/ Accepted: 06.06.2022

BIST GIDA ve İÇECEK ENDEKSİ İLE DÖVİZ KURU ARASINDAKİ ASİMETRİK İLİŞKİ: DOĞRUSAL OLMAYAN ARDL YAKLAŞIMI

*The Asymmetric Relationship between ISE Food and Beverage
Index and the Exchange Rate: Non-Linear ARDL Approach*

Yunus YILMAZ*

Öz

Bu çalışmada 2005:M1-2021:M10 dönemine ait aylık veriler kullanılarak Türkiye’de BIST Gıda ve İçecek Endeksi ile döviz kuru arasındaki asimetrik ilişki incelenmiştir. Bu kapsamda sanayi üretim endeksi ile döviz kurunun BIST Gıda ve İçecek Endeksi üzerindeki etkisi doğrusal olmayan ARDL yaklaşımı ile analiz edilmiştir. Yapılan sınır testi analizine göre, değişkenler arasında doğrusal olmayan eşbütünlüşme ilişkisi tespit edilmiştir. Elde edilen uzun dönem bulgularına göre, döviz kurunda meydana gelen artışların BIST Gıda ve İçecek Endeksi’nde meydana getirmiş olduğu etki, döviz kurunda meydana gelen azalışların BIST Gıda ve İçecek Endeksi üzerindeki etkisinden daha düşük çıkmıştır. Yani döviz kurunda meydana gelen herhangi bir azalma, BIST Gıda ve İçecek Endeksi’ni daha fazla etkilemektedir. Dolayısıyla, Gıda ve İçecek sektör endeksinin döviz kurundaki dalgalanmaların etkisi altında olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, yapılan Wald testi sonucuna göre, hem kısa hem de uzun dönemde döviz kuru ile BIST Gıda ve İçecek Endeksi arasında asimetrik bir ilişki tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: BIST gıda ve içecek endeksi, asimetri, doğrusal olmayan ARDL, BIST sınai endeksi, döviz kuru

JEL Kodları: G10; G17

*Dr. Öğr. Üyesi, Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İşletme Bölüm, yunus.yilmaz@dicle.edu.tr, ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6142-2923>

Abstract

In this study, the asymmetric relationship between the ISE Food and Beverage Index and Turkey's exchange rate was examined using monthly data for the period 2005:M1-2021:M10. In this context, the effect of the industrial production index and the exchange rate on the ISE Food and Beverage Index was analyzed with the non-linear ARDL approach. According to the boundary test analysis, a non-linear cointegration relationship was found between the variables. According to the long-term findings, the effect of the increases in the exchange rate on the ISE Food and Beverage Index is lower than the effect of the decreases in the exchange rate on the ISE Food and Beverage Index. In other words, any decrease in the exchange rate affects the ISE Food and Beverage Index more. Therefore, it has been concluded that the Food and Beverage sector index is influenced by fluctuations in the exchange rate. In addition, according to the results of the Wald test, an asymmetrical relationship was determined between the exchange rate and the ISE Food and Beverage Index in the short and long term.

Keywords: ISE food and beverage index, asymmetry, non-linear ARDL, ISE industry index, exchange rate

JEL Codes: G10; G17

1. Giriş

Günümüzde sahip olunan teknolojik imkânlar finansal sistemde para piyasaları ile sermaye piyasalarının hiç olmadığı kadar etkileşim içerisinde olmasını sağlamaktadır. Döviz kurlarındaki bir dalgalanma, borsa endeksleri veya diğer makroekonomik değişkenler üzerinde önemli etkilere sahiptir. Dahası, döviz kuru belli ekonomilerde değil bütün ülke ekonomilerindeki faaliyetleri etkileyen göstergelerin başında gelmektedir. Yerel paranın döviz karşısındaki istikrarsız bir hareket seyretmesi, fiyatlarda dalgalanmalara yol açarak ülke ekonomisinde istikrarsızlığa sebep olabilmektedir.

Döviz kurundaki dalgalanmalar, makroekonomik etkiler görülmezden önce, en başta şirketleri etkilemektedir. İhracat ve ithalat yoluyla faaliyetlerini sürdüren şirketler, yabancı para cinsinden borç yükümlülüklerini ve alacak varlıklarını takip etmektedirler. Kurdaki değişim nedeniyle kâr etme ihtimali olduğu kadar zarar etme durumu da mevcuttur. Ayrıca kur riski, şirket maliyetlerinin artması ve dolayısıyla fiyatların olumsuz olarak etkilenmesine yol açmaktadırd. Ters bir durumda, kur riskini başarılı bir şekilde yöneten firmalar

daha baŐarılı olmakta ve rekabet gcn artırmaktadır. Kurdaki deđiŐimin etkisi kr ynnde veya zarar ynnde ortaya ıkabilmektedir (Acar Boyacıođlu ve rrk, 2016).

Pay senetleri ile dvız kurları arasındaki etkileŐimin varlıđı, finans yazınında bir ok alıŐmada kabul edilmektedir. Literatrde bu etkileŐim iki farklı teori ile aıklanmaktadır. Birinci teori, geleneksel teori olarak ifade edilir. Bu teori, nedensellik iliŐkisinin dvız kurundan hisse senetlerine dođru olduđunu kabul etmektedir. Bu teoriye gre, ithalat ađırlık bir lkede kurlardaki ykseliŐ, hisse senedi piyasasını olumsuz ynde etkilemektedir. İhracat ađırlıklı bir lkede ise kurlardaki ykseliŐ, dıŐ ticarete rekabet stnlđ sađlayacak ve lke ekonomisine olumlu yansıtacaktır (Belen ve Karamelikli, 2016). İkinici teori olan portfy teorisine gre ise, hisse senetlerinden dvız kurlarına dođru bir nedensellik iliŐkisi olduđu ileri srlmektedir (Obben, Pech ve Shakur, 2006).

Enerji ve gıda fiyatları, hisse senedi fiyatlarını etkileyen sz konusu faktrlerin baŐında gelmektedir. Gıda fiyatlarındaki dalgalanma ve istikrarsızlık, zellikle gıda sektrnde faaliyet gsteren iŐletmelerin finansal performansını yakından etkileyebilmektedir. Buna gre, gıda fiyatlarındaki artıŐlar, belirli rnlerde talebi ve tketimin azalmasına yol aarak firmaya olan nakit giriŐlerinin azalmasına ve bunun sonucunda firma deđerinin azalmasına neden olabilmektedir (Őahin ve Alaybeyođlu, 2018). Hisse senedi fiyatları, ekonomik ve politik geliŐmelere karŐı aŐırı duyarlı olduđundan, hem kurlardaki hem de diđer makroekonomik faktrlerdeki hareketlenmelerden etkilenmektedir (Bahmani-Oskooee ve Sohrabian, 1992).

alıŐmanın bir sonraki baŐlıđında literatr zeti sunulmuŐ, devam eden blmde ise ama, veri seti ve metodoloji verilerek kullanılan yntem tanıtılmıŐ, daha sonrasında analiz ve bulgular verilerek son blmde bu bulguların sonuları aktarılmıŐtır.

Literatre sunması beklenen katkı bakımından bu alıŐma, birka farklı noktadan ele alınabilir. Birincisi, literatrdeki alıŐmalar incelendiđinde Gıda Endeksi ile Dolar kuru ve Sanayi endeksi arasındaki iliŐkinin incelendiđi alıŐma sayısının olduđu az olduđu grlmektedir. Bu bakımdan alıŐmanın literatrdeki bu boŐluđun

doldurulmasına katkı sunması beklenmektedir. İkinci katkı ise, özellikle uzun dönem pozitif ve negatif katsayıların elde edilmesi ve hem simetrik hem de asimetrik eşbütünleşme ilişkisine izin veren NARDL yönteminin kullanılmış olmasıdır. Bu açıdan finans yazınına katkı sunacağı düşünülmektedir.

2. Literatür Özeti

Borsa endeksleri veya hisse senedi fiyatları ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi araştıran çok sayıda çalışma mevcuttur. Bu çalışmaların bir kısmı, döviz kurlarının hisse senedi fiyatlarını etkilediğini ve aralarında bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Ancak diğer bir kısmı ise hisse senedi fiyatları ile döviz kurları arasında bir ilişki olmadığını göstermektedir. Sonuç olarak, literatürdeki çalışmalarda ortak bir fikir birliğinin olmadığını söylemek mümkündür. Literatürde yer alan çalışmalardan bazıları şunlardır.

Koutmos ve Martin (2003), hisse senedi getirilerinin yaklaşık %40'ının kur etkisinde olduğunu ve getirilerin asimetrik bir şekilde etkilendiğini ortaya koymuşlardır. Kasman (2003), dolar kuru ile BIST100, sanayi, hizmet ve finans sektör endeksleri arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını göstermektedir. Çukur ve Topuz (2005) ise, döviz kuru ile BIST tekstil sektörü endeksi arasındaki ilişkiyi 1992-2001 dönemini ele alarak araştırmışlardır. Bulgulara göre, şirketlerin çoğunlukla döviz kurundan negatif etkilendiği ve sektörün reel döviz kuru riski taşıdığı belirlenmiştir.

Ayvaz (2006), döviz kuru ile borsa endeksi arasındaki ilişkiyi aylık veriler kullanarak zaman serisi analiziyle araştırmıştır. Döviz kuru ile endeksler arasında iki yönlü nedensellik ortaya çıkmıştır. Eşbütünleşme testi sonucu, döviz ile borsa endeksi, döviz kuru ile mali sektör endeksi ve sanayi sektörü endeksi arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu tespit etmiştir. Başka bir çalışmada Pekaya ve Bayramoğlu (2008) ise, BIST100, S&P500 endeksi ve döviz kuru arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Döviz kuru ile endeksler arasında uzun dönemli bir nedensellik ilişkisinin olmadığı sonucunu elde etmişlerdir.

Kapusuzođlu ve İbiciođlu (2010), dolar kuru ile İMKB-100 Endeksi arasındaki iliŐki ve ynn 2001:7-2010:2 dnemi iin test etmiŐlerdir. alıŐmada endeks ile dvız kuru arasında uzun dnemli bir iliŐkinin varlıđı ortaya ıkmıŐtır. Dvız kurunun, endeksin tek ynl nedeni olduđu nedensellik testi sonucu belirlenmiŐtir. Borsa İstanbul Sanayi Endeksi ile dvız kuru endeksi arasında denge iliŐkilerinin var olup olmadığını Akel ve Gazel (2014) alıŐmıŐlardır. ARDL Sınır Testi yaklaŐımı ve aylık verilerle 2005-2013 dneminde yapılan analizde, sanayi endeksi ile dolar kuru endeksi arasında uzun dnemde pozitif bir iliŐki tespit etmiŐlerdir.

Benli (2015), dolar kuru ile Borsa İstanbul'da bazı sektr endeksleri arasında kısa ve uzun dnemli iliŐkileri test etmiŐtir. DeđiŐkenler arasında uzun dnemli bir iliŐkinin tespit edilmediđi bu alıŐmada, kısa dnemli iliŐki testinde, dolar ile BIST100, teknoloji ve hizmet sektr endeksi arasında ift ynl nedensellik iliŐkisi tespit edilmiŐtir. Ayrıca dolar ile mali sektr endeksi arasındaki nedensellik iliŐkisinin de tek ynl olduđu tespit edilmiŐtir. CoŐkun ve Ümit (2016), Borsa İstanbul endeks getiri ile dvız kuru, altın fiyatı, faiz oranı ve reel konut fiyat endeksi arasındaki uzun dnemli iliŐkiyi 2000:01-2014:07 dneminde ait aylık veriler kullanarak araŐtırmıŐlardır. Sonular, finansal olan ve finansal olmayan sektrlerin hisse senedi piyasasının tamamlayıcısı olmayabileceđine ve kendine zg dinamiklerinin bulunabileceđine iŐaret etmektedirler.

Dvız kuru ile Borsa İstanbul endeksleri arasındaki iliŐki, 2011-2018 dnemi iin Eybođlu ve Eybođlu (2018) tarafından da analiz edilmiŐtir. Buna gre 23 sektr endeksi ve BIST100 endeksi ile dvız kuru gnlk verileri ARDL modeli ile analiz edilmiŐtir. Sonuta sadece, Tekstil-Deri endeksi ile euro kuru arasında, dolar kuru ile Ticaret ve Teknoloji Endeksleri arasında uzun dnem iliŐkisi olduđu belirtilmiŐtir. DeđiŐkenler arasında geleneksel teorinin geerli olduđu vurgulanmıŐtır.

3. Ama, Veri Seti ve Metodoloji

Bu alıŐmanın amacı, Trkiye zeline 2005:M1 - 2021:M10 dneminde ait aylık verilerden hareketle, dolar kuru ve BIST Sanayi Endeksi ile BIST Gıda ve İecek Endeksi arasında asimetrik bir

etkileşimin bulunup bulunmadığını doğrusal olmayan ARDL modeli kullanılarak test etmektir. Çalışmada döviz kuru olarak dolar kuru esas alınmıştır.

Tablo 1’de analizde kullanılan değişkenlere ait ayrıntılı bilgiler yer almaktadır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin esneklik olarak yorumlanabilmesi için, değişkenlerin doğal logaritması alınarak modele eklenmiştir. Uygulamada analizleri yapmak için “EViews 10” analiz programından yararlanılmıştır.

Tablo 1: Analizde Kullanılan Değişkenlere Ait Bilgiler

Değişkenler	Açıklama	Kaynak
XGIDA	Gıda ve İçecek Endeksi Aylık Doğal Logaritması	https://tr.investing.com/indices
USD/TL	ABD Doları'nın Doğal Logaritması (Alış Fiyatı)	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)
XUSIN	Sanayi Üretim Endeksi (2015=100) (Aylık) Doğal Logaritması	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)

Çalışmada kullanılan değişkenlere ait açıklayıcı bilgiler verildikten sonra kullanılan model hakkında bilgi verilecektir. Bağımlı değişken XGIDA endeksi, bağımsız değişkenlerin ise USD/TL kuru ve XUSIN endeksinin olduğu doğrusal regresyon modeli aşağıda (1) nolu denklemde belirtilmiştir:

$$XGIDA_t = \beta_0 + \beta_1 USD_t + \beta_2 XUSIN_t + e_t \quad (1)$$

Döviz kurunun kısa ve uzun dönemli etkilerini ayırtmak için, hata düzeltme modelinden faydalanılmıştır. Bu çerçevede (1) nolu denklem Pesaran vd. (2001)'nin geliştirdiği ARDL modeli olarak yeniden düzenlenerek aşağıdaki (2) nolu denklem elde edilmiştir:

$$\begin{aligned} \Delta XGIDA_t = & a_0 + a_1 trend + a_2 XGIDA_{t-1} + a_3 USD_{t-1} + \\ & a_4 XUSIN_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_{1,i} \Delta XGIDA_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2,i} \Delta USD_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^r \beta_{3,i} \Delta XUSIN_{t-i} + e_t \end{aligned} \quad (2)$$

(2) nolu denklemde a_0 sabit terimi, a_2, a_3, a_4 parametreleri uzun dönem katsayılarını ve $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ parametreleri ise kısa dönem katsayılarını, t deterministik trendi, (p, q, r) uygun gecikme uzunluğunu, Δ fark operatörünü, e_t hata terimini ifade etmektedir. Anlamli uzun dönem tahminleri için deęişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin olması gerekmektedir. Pesaran vd. (2001) çalışmasında deęişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini tespit etmek için iki test önermişlerdir. İlk test alt ve üst kritik deęerlere sahip F-sınır testidir. Burada Pesaran vd. (2001) çalışmasında elde edilen kritik tablo deęerleri, hesaplanan test istatistięi ile karşılaştırılır; eęer hesaplanan deęer üst kritik deęerden büyükse, deęişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığını ileri süren null hipotezi reddedilmektedir. Böylece deęişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğu sonucuna ulaşılır. İkinci testte, hata düzeltme modelinde deęişkenlerin uzun dönem denge deęerlerine yaklaşması beklenmektedir. Bundan dolayı aşağıdaki (3) nolu denklem tahmin edilmektedir. Modelde yer alan hata düzeltme katsayısının (λ) negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkması beklenmektedir.

$$\Delta XGIDA_t = a_0 + a_1 trend + \sum_{i=1}^p \beta_{1,i} \Delta XGIDA_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_{2,i} \Delta USD_{t-i} + \sum_{i=0}^r \beta_{3,i} \Delta XUSIN_{t-i} + \lambda ECM_{t-1} + e_t \quad (3)$$

(3) nolu denklemde yar alan $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ katsayıları modelin dengeye yakınsamasını saęlayan kısa dönem katsayılarını belirtmektedir (Pesaran vd., 2001).

(2) ve (3) nolu denklemlerde bağımsız deęişkenlerin bağımlı deęişken üzerindeki simetrik etkileri incelenmektedir. Bu varsayıma dayanarak döviz kurundaki kısa vadeli artışlar, uzun dönemde kalıcı etkilere yol açmayabilir. Ancak gıda fiyatlarındaki yükselişin dolar kurundaki artışa baęlı olduğu ve döviz riski nedeniyle maliyetlerdeki artışlar sonucu fiyatların yükseldięi, sıkça ifade edilmektedir. Bu nedenle döviz kurunda meydana gelen artış veya azalışa baęlı olarak XGIDA asimetrik davranışlar gösterebilmektedir. Bu bağlamda, döviz kurunun XGIDA üzerinde asimetrik etkilerinin bulunup bulunmadığını belirlemek için Shin vd. (2014)'nin geliştirdięi doğrusal olmayan ARDL (NARDL) modeli bu çalışmada kullanılmıştır. Bu

kapsamda döviz kuru olarak doların pozitif ve negatif kümülatif toplamları, modele ayrı ayrı dâhil edilmiştir. Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen asimetrik yapıya uyarlanmış doğrusal olmayan ARDL (p,q,r) modeli, (4) nolu modelde verilmiştir:

$$\begin{aligned} XGIDA_t = & a_0 + a_1 t + a_2 XUSIN_{t-1} + \rho XGIDA_{t-1} + \theta_1^+ USD_t^+ + \\ & \theta_1^- USD_t^- + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta XGIDA_{t-i} + \sum_{i=0}^q (\pi_1^+ \Delta USD_{t-i}^+ + \\ & \pi_1^- \Delta USD_{t-i}^-) + \sum_{i=0}^r \pi_2 \Delta XUSIN_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (4)$$

(4) nolu modelde yer alan negatif ve pozitif etkiler, aşağıdaki gibi elde edilmiştir:

$$\begin{aligned} USD_t^- = & \sum_{i=1}^t \Delta USD_i^- = \sum_{i=1}^t \min(\Delta USD_i, 0) \\ USD_t^+ = & \sum_{i=1}^t \Delta USD_i^+ = \sum_{i=1}^t \max(\Delta USD_i, 0) \end{aligned} \quad (5)$$

(4) nolu denklemde döviz kurunun pozitif ve negatif etkilerini içeren bu model, doğrusal olmayan bir yapı sergilemekle beraber döviz kurunun hem kısa hem de uzun dönemli doğrusal olmayan etkilerini de içermektedir.

(4) nolu eşitlik, doğrusal olmayan ARDL modeli için tahmin edilen eşbütünleşme denklemini ifade etmektedir. Denklem tahmin edildikten sonra eşbütünleşmenin olup olmadığına karar vermek için, Shin vd. (2014) tarafından iki farklı yaklaşım ileri sürülmüştür. Bunlardan ilki, Banerjee vd. (1998) tarafından kullanılan t_{BDM} olarak adlandırılan t testi yaklaşımıdır. Burada yokluk hipotezinin reddedilmesi durumunda, değişkenler arasında uzun vadeli bir ilişki olduğu tespit edilmektedir. Burada sınanan hipotez, aşağıda verilmiştir.

$$\begin{aligned} H_0: & \rho = 0 \\ H_a: & \rho < 0 \end{aligned} \quad (6)$$

İkincisi ise, Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen ve F_{PSS} olarak adlandırılan F testidir. Burada yokluk hipotezinin reddedilmesi halinde değişkenler arasında asimetrik bir ilişkinin varlığı tespit edilmiş olur. Burada sınanan hipotez aşağıda yer almaktadır.

$$H_0: \rho = \theta^+ = \theta^- = 0$$

$$H_a: \rho \neq \theta^+ \neq \theta^- \neq 0 \quad (7)$$

4. Bulgular

Zaman serileriyle çalışıldığında öncelikle değişkenlerin bütünleşme dereceleri belirlenmektedir. Bu bağlamda çalışmaya modelde kullanılan değişkenlerin kaçınıcı dereceden bütünleşik olduğuna karar verebilmek için literatürde yaygın bir biçimde kullanılan genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri uygulanacaktır.

Tablo 2: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	Test İstatistiği	Sonuç	Test İstatistiği	Sonuç
XGIDA	-1.45 (0)	I(1)	-2.22 (0)	I(1)
USD	1.76 (2)	I(1)	-1.33 (2)	I(1)
XUSIN	-1.72 (5)	I(1)	-5.71 (1)*	I(0)
Δ XGIDA	-16.35 (0)*	I(0)	-16.35 (0)*	I(0)
Δ USD	-10.84 (1)*	I(0)	-11.20 (1)*	I(0)
Δ XUSIN	-10.21 (4)*	I(0)	-10.20 (4)*	I(0)

Not: Parantez içerisindeki değerler, Schwarz (SIC) bilgi kriterlerine göre belirlenmiş uygun gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. Δ ise değişkenin birinci farkı alındığını ifade etmektedir. *, %1 düzeyinde istatistiki anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 3: PP Birim Kök Testi Sonuçları

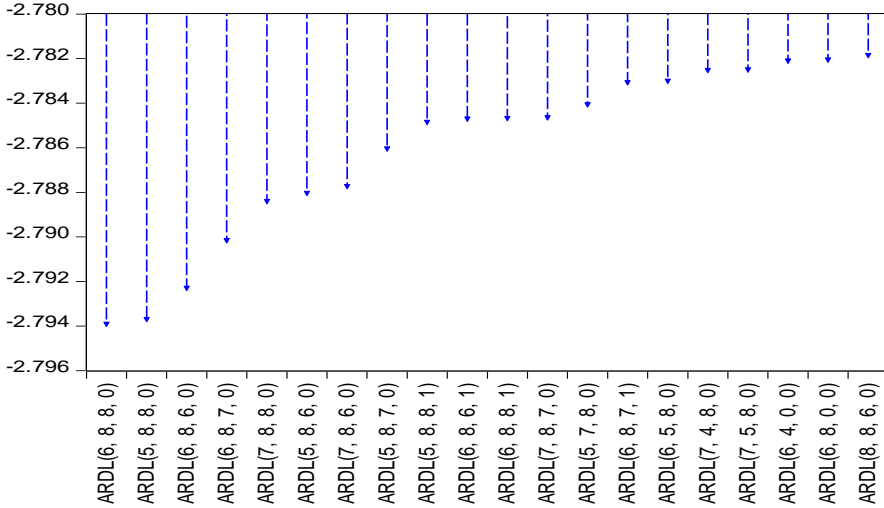
Değişkenler	Sabitli		Sabitli ve Trendli	
	Test İstatistiği	%5 Kritik Değer	Test İstatistiği	%5 Kritik Değer
XGIDA	-1.43 (6)	I(1)	-2.11 (3)	I(1)
USD	1.83 (7)	I(1)	-1.48 (6)	I(1)
XUSIN	-1.60 (6)	I(1)	-12.26 (8)*	I(0)
Δ XGIDA	-16.32 (3)*	I(0)	-16.32 (3)*	I(0)
Δ USD	-9.31 (8)*	I(0)	-9.42 (11)*	I(0)
Δ XUSIN	-87.63 (86)*	I(0)	-103.26 (92)*	I(0)

Not: Parantez içerisindeki değerler, Newey-West Bandwidth kriterlerine göre belirlenmiş uygun Bandwidth uzunluğunu göstermektedir. Δ ise değişkenin birinci farkı alındığını ifade etmektedir

Tablo (2) ve Tablo (3) incelendiğinde XGIDA ve USD değişkeni hem ADF hem de PP birim kök testine göre düzey değerlerinde birim kök içerdiğini ifade eden sıfır hipotezi reddedilemiyor, yani düzey değerlerinde durağan değillerdir. Serilerin 1. farkı alındığında durağan hale gelmektedirler. Fakat XUSIN değişkeni hem ADF hem de PP birim kök testi sonuçlarına göre sabitli ve trendli modelde birim kök içerdiğini ifade eden null hipotezi reddedilmektedir, yani seri durağan bir yapı sergilemektedir. Değişkenler farklı dereceden bütünleşme derecesine sahip olduklarından dolayı çalışmada NARDL sınır testi tercih edilmiştir.

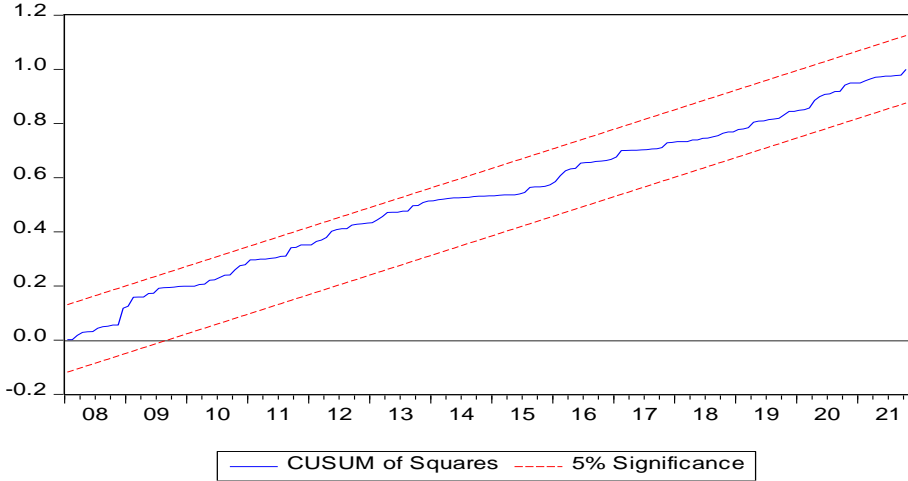
Yapılan birim kök testi sonuçlarına göre hiçbir değişkenin I(2) olmadığı karar verildikten sonra NARDL modeli uygulanabilmektedir. Açıklayıcı değişken olarak ele alınan USD değişkeninin pozitif ve negatif hareketlerinin XGIDA üzerindeki etkisini araştırırken kullanılan NARDL (p,q) model tahmini için aylık veriler kullanıldığından maksimum gecikme uzunluğu 12 alınmıştır. Sabitli ve trendli model kullanılarak olası 5832 model içinden NARDL (6,8,8,0) modeli tahmin edilmiştir. Model seçimi yapılırken en düşük AIC değerine sahip sabitli ve trendli model tercih edilmiştir. AIC göre en iyi 20 modelin sıralaması Şekil 1’de gösterilmiştir.

Şekil 1: Akaike Bilgi Kriterlerine Göre En İyi 20 Model



Tablo 4’te NARDL(6,8,8,0) modeline ait tahmin sonuçları yer almaktadır. Öncelikle Panel IV’te yer alan NARDL(6,8,8,0) modeline ait tanısal test sonuçlarına bakılacaktır. İlk olarak tahmin edilen modele ait $R^2=0.98$ olarak hesaplanmıştır. Oldukça yüksek çıkan bu değer modelde kullanılan bağımsız değişkenlerin bağımlı değişkeni açıklama yüzdesini vermektedir. Modele ait Jarque-Bera olasılık değeri $0.11 > 0.05$ olduğundan yokluk hipotezi reddedilemez yani hata terimlerinin normal dağıldığını göstermektedir. Breusch-Pagan-Godfrey testi için p-değeri $0.31 > 0.05$ çıkmıştır. Yani değişen varyans sorununun olmadığı söylenebilir. Breusch-Godfrey test istatistiğine ait olasılık değeri $0.13 > 0.05$ çıkmıştır. Yani hata terimlerinin otokorelasyonu içerdiğini kabul eden yokluk hipotezi reddedilememektedir. Bundan dolayı modele ait otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır. Ayrıca parametrelerin kararlı olup olmadığına karar vermek için Şekil 2’de CUSUMS2 grafiği verilmiştir. Şekil 2’de kesikli çizgiler %95 güven sınırlarını, düz çizgiyse parametre tahminlerini ifade etmektedir. İlgili şekilde, tahminler güven sınırlarını aşmadığından dolayı parametre tahminlerinin kararlı olduğu söylenebilir.

Şekil 2: NARDL(6,8,8,0) Modeline Ait CUSUMS² Test Grafiği



Tablo 4 Panel III'te değişkenler arasında doğrusal olmayan eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığına bakmak için yapılan NARDL sınır testi sonuçları yer almaktadır. Panel III'teki sonuçlara bakıldığında ise, sınır testi için $F=5.662$ olarak bulunmuştur. Bu değer %5 anlamlılık düzeyinde üst kritik değerden büyük çıktığından dolayı yokluk hipotezi reddedilir yani seriler arasında doğrusal olmayan bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu söylenebilir. Değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi elde edildikten sonra dolardaki pozitif ve negatif değişimlerin XGIDA üzerindeki kısa ve uzun dönem etkileri araştırılabilmektedir. Son olarak Panel IV'te yer alan kısa ve uzun dönem asimetrik etkileri belirlemeye yardımcı olan Wald test sonuçları yer almaktadır. Burada hesaplanan $Wald_{SR_USD}$ ve $Wald_{LR_USD}$ testleri sırasıyla kısa ve uzun dönemde asimetrik bir ilişki bulunup bulunmadığını göstermektedir. Bulgular hem kısa hem de uzun dönemde dolar kuru ile XGIDA arasında asimetrik bir ilişki olduğunu belirtmektedir.

Tablo 4: NARDL(6,8,8,0) Modeli Tahmin Sonuçları

Panel I: Uzun Dönem Tahminler				
Bağımlı Değişken: $\Delta XGIDA$	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	P değeri
USD ⁺	0.642193	0.465643	1.701287	0.0912
USD ⁻	-1.552901	0.574334	-2.703829	0.0076
XUSIN	0.053703	0.906845	0.059220	0.9528
Panel II: Kısa Dönem Tahminler				
Bağımlı Değişken: $\Delta XGIDA$	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	p değeri
C	0.614089	0.121613	5.049524	0.0000
@TREND	-0.001728	0.000375	-4.603454	0.0000
$\Delta XGIDA_{t-1}$	-0.302122	0.070068	-4.311814	0.0000
$\Delta XGIDA_{t-2}$	-0.126969	0.073711	-1.722531	0.0868
$\Delta XGIDA_{t-3}$	-0.173812	0.073824	-2.354415	0.0197
$\Delta XGIDA_{t-4}$	-0.137530	0.074503	-1.845949	0.0667
$\Delta XGIDA_{t-5}$	0.097721	0.070707	1.382055	0.1688
ΔUSD^+	-0.710138	0.169651	-4.185885	0.0000
ΔUSD^+_{t-1}	-0.416875	0.191813	-2.173349	0.0312
ΔUSD^+_{t-2}	-0.400592	0.211796	-1.891409	0.0603
ΔUSD^+_{t-3}	-0.664127	0.213751	-3.107007	0.0022
ΔUSD^+_{t-4}	-0.280064	0.218154	-1.283793	0.2010
ΔUSD^+_{t-5}	-0.046636	0.215342	-0.216568	0.8288
ΔUSD^+_{t-6}	-0.452061	0.218732	-2.066734	0.0403
ΔUSD^+_{t-7}	0.428105	0.207248	2.065668	0.0404
ΔUSD^-	-0.093604	0.350109	-0.267357	0.7895
ΔUSD^-_{t-1}	-0.112579	0.357807	-0.314635	0.7534
ΔUSD^-_{t-2}	0.376897	0.345064	1.092251	0.2763
ΔUSD^-_{t-3}	0.512061	0.342585	1.494695	0.1369
ΔUSD^-_{t-4}	0.341139	0.348654	0.978446	0.3293
ΔUSD^-_{t-5}	0.783464	0.350862	2.232967	0.0269
ΔUSD^-_{t-6}	0.302683	0.329130	0.919646	0.3591
ΔUSD^-_{t-7}	0.504957	0.325179	1.552861	0.1224
EC_{t-1}	-0.093931	0.019561	-4.801970	0.0000
Panel III: Sınır Testi Sonuçları				
F-Sınır Testi				
H_0 : Eşbütünleşme yoktur.	α	I(0)*	I(1)*	
F=5.662	%10	3.588	4.605	
k=3	%5	4.203	5.32	
	%1	5.62	6.908	
*: n=80 için Narayan (2005) tarafından üretilen kritik değerlerdir				
t-Sınır Testi				
t-istatistiği	Değer	α	I(0)*	I(1)*
	-3.085	%10	-3.13	-3.84
		%5	-3.41	-4.16
		%1	-3.96	-4.73
Panel IV: Tamısal Test Sonuçları				

$$\bar{R}^2 = 0.98$$

$$DW = 2.04$$

Otokorelasyon (Breush-Godfrey): $F=1.99$ ($p=0.13$)

Normallik (Jarque-Bera): $JB=2.26$ ($p=0.11$)

Değişen Varyans (Breush-Pagan-Godfrey): $F=1.13$ ($p=0.31$)

$$W_{LR_USD}=0.23$$
 ($p=0.62$)

$$W_{SR_USD}=1.096$$
 ($p=0.29$)

Uzun dönem tahmin sonuçlarının yer aldığı Panel I’de dolar kurundaki artış ve azalışların uzun dönemde XGIDA üzerindeki etkisini gösteren USD^+ ve USD^- değişkenlerine ait katsayılara bakıldığında hem USD^+ hem de USD^- değişkenine ait katsayılar istatistiksel olarak %10 anlamlılık seviyesinde anlamlı çıkmıştır. Yani uzun dönemde dolar kurunda meydana gelen %1’lik artış ya da pozitif bir şok sonucunda XGIDA %0.64 artarken, dolar kurunda meydana gelen %1’lik düşüş veya negatif bir şok sonucunda XGIDA %1.55 artmaktadır. Ayrıca, uzun dönemde sanayi üretim endeksinin XGIDA üzerindeki etkisini gösteren katsayı istatistiki olarak anlamlı bulunamamıştır.

Son olarak, Panel II’de kısa dönem hata düzeltme modeli sonuçları yer almaktadır. Hata düzeltme katsayısı $EC_{t-1} = -0.0939$ olarak bulunmuştur. Hata düzeltme modelinin çalışması için hesaplanan katsayının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir. Katsayı beklentilere uygun çıkmakla beraber, katsayıya ait olasılık değeri %1 anlamlılık seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Bu sonuçlara göre kısa dönemde meydana gelen sapmaların %9’u bir aylık dönem sonunda dengeye gelecektir. Bir başka ifadeyle dengeden sapmalar $1/0.09 \cong 11$ ay sonra düzelerek uzun dönem dengesine gelecektir.

5. Sonuç

Bu çalışmada, Türkiye’de döviz kuru ve sanayi üretim endeksinin BIST Gıda ve İçecek Endeksi üzerindeki asimetric etkisi analiz edilmiştir. Bu bağlamda 2005:M1 ile 2021:M10 dönemine ait aylık veriler kullanılarak doğrusal olmayan ARDL modeli tahmin edilmiştir. Bulgular, değişkenler arasında doğrusal olmayan eşbütünleşme ilişkisi bulunduğunu göstermiştir. Ayrıca yapılan Wald testi sonucuna göre, hem kısa hem de uzun dönemde döviz kuru ile BIST Gıda ve İçecek Endeksi arasında asimetric bir ilişki tespit edilmiştir.

Yani uzun dönemde, istatistiksel olarak %10 anlamlılık düzeyinde, dolar kurunda meydana gelen %1'lik artış sonucunda XGIDA %0.64 artarken, dolar kurunda meydana gelen %1'lik azalma sonucunda XGIDA %1.55 artmaktadır. Buna göre, döviz kurunda meydana gelen artışların XGIDA Endeksi'nde meydana getirmiş olduğu etki, döviz kurunda meydana gelen azalışların XGIDA Endeksi üzerindeki etkisinden daha düşük çıkmıştır. Yani döviz kurunda meydana gelen herhangi bir azalma BIST Gıda ve İçecek Endeksini daha fazla etkilemektedir. Dolayısıyla gıda fiyatlarının döviz kurundaki değişmelere karşı duyarlı bir seyir izlediğini ifade etmek mümkündür.

Sonuç olarak, bağımlı değişken olarak ele alınan XGIDA Endeksi hem kısa hem de uzun dönemde döviz kurundaki değişmelerin etkisi altındadır. Buna göre döviz kurundaki artışlar, birçok sektörde olduğu gibi gıda sektöründe de doğrudan fiyatların artmasına yol açmaktadır. Fiyatlardaki artışlar bu sektörde faaliyet gösteren firmaların kârlılıklarını ve finansal performanslarını etkilemektedir. Gıda harcamaları zorunlu giderler arasında yer aldığı için, fiyatlar artmış olsa bile insanlar gıda ürünleri satın almak zorundadırlar. Bu durum sektördeki firmaların hem hisse senedi fiyatları yoluyla şirket değerinin artmasını hem de getirilerinin artması sonucunu doğurmaktadır.

Döviz kurunun makroekonomik faktörlerin hemen hepsini az veya çok etkilediği bilinmektedir. Son yıllarda özellikle gıda ürünlerindeki fiyat artışlarının dolar kurundaki artışlardan kaynaklandığı sektörel yayınlarda sıkça yer almaktadır. Finans yazınında döviz kurunun faiz oranı, petrol fiyatları, altın fiyatları, menkul kıymet endeksleri üzerindeki etkisini araştıran çalışmalara sıkça rastlanmasına rağmen, gıda fiyatları veya gıda endeksleri üzerinde yapılan çalışmalar nispeten az sayıdadır. Bu çalışmanın literatüre bu açıdan katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Bundan sonra yapılacak çalışmalarda, döviz kurları ile doğrudan gıda fiyatları arasındaki ilişkinin analiz edilmesi araştırmacılar için bir öneri olarak ifade edilebilir.

Etik Beyanı: Bu çalışmanın tüm hazırlanma süreçlerinde etik kurallara uyulduğunu yazar beyan eder. Aksi bir durumun tespiti halinde BİİBFAD Dergisinin hiçbir sorumluluğu olmayıp, tüm sorumluluk çalışmanın yazarına aittir.

Teşekkür: Gösterdikleri yoğun ilgi ve emeklerinde dolayı BİİBFAD Dergisi Editör Kurulu'na ve sağladıkları katkılarında dolayı hakemlere teşekkür ederim.

Kaynakça

- Acar Boyacıoğlu, M., & Çürük, D. (2016). Döviz kuru değişimlerinin hisse senedi getirisine etkisi: Borsa İstanbul 100 endeksi üzerine bir uygulama. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 70, 143-159.
- Akel, V., & Gazel, S. (2014). Döviz kurları ile BİST sanayi endeksi arasındaki eşbütünleşme ilişkisi: bir ardl sınır testi yaklaşımı. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 44, 23-41.
- Ayvaz, Ö. (2006). Döviz kuru ve hisse senetleri fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisi. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(2), 1-14.
- Bahmani-Oskooee, M., & Sohrabian, A. (1992). Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. *Applied Economics*, 24(4), 459-464.
- Belen, M., & Karamelikli, H. (2016). Türkiye'de hisse senedi getirileri ile döviz kuru arasındaki ilişkinin incelenmesi: ardl yaklaşımı. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 45(1), 34-42.
- Benli, Y. K. (2015). Döviz kuru ile Borsa İstanbul 100 ve sektör endeksleri arasındaki ilişkinin ampirik analizi. *Uluslararası Hakemli Beşeri ve Akademik Bilimler Dergisi*, 4(12), 55-72.
- Coşkun, Y., & Ümit, A. Ö. (2016). Türkiye'de hisse senedi ile döviz, mevduat, altın, konut piyasaları arasındaki eşbütünleşme ilişkilerinin analizi. *Business and Economics Research Journal*. 7(1), 47-69.
- Çukur, S., & Topuz, Y. V. (2005). Döviz kuru riski: İMKB tekstil sektörü üzerine ampirik bir çalışma. *İMKB Dergisi*, 8(30), 19-32.

- Eyüboğlu, S., & Eyüboğlu, K. (2018). Borsa İstanbul sektör endeksleri ile döviz kurları arasındaki ilişkilerin incelenmesi: ardl modeli. *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(1), 8-28.
- Kapusuzoğlu, A., & İbicioğlu, M. (2010). Döviz kuru ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkinin analizi: Türkiye uygulaması. *Muhasebe Bilimi Dünyası*, 12(4), 135-153.
- Kasman, S. (2003). The relationship between exchange rates and stock prices: a causality analysis. *Dokuz Eylül University Journal of Social Science Institution*, 5(2), 70-79.
- Koutmos, G., & Martin, A. D. (2003). Asymmetric exchange rate exposure: theory and evidence. *Journal of International Money and Finance*, 22(3), 365-383.
- Obben, J., Pech, A., & Shakur, S. (2006). Analysis of the relationship between the share market performance and exchange rates in New Zealand: A cointegrating VAR approach. *New Zealand Economic Papers*, 40(2), 147- 180.
- Pekkaya, M., & Bayramoğlu, M. F. (2008). Pay senedi fiyatları ve döviz kuru arasındaki nedensellik ilişkisi: YTL/USD, İMKB100 ve S&P500 üzerine bir uygulama. *MUFAD Journal*, 38, 163-176.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Shin, Y., Byungchul Y., & Matthew, G. N. (2014). Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ardl framework. *Festschrift in Honor of Peter Schmidt*, 281-314.
- Şahin, S., & Alaybeyoğlu, T. (2018). Gıda ve enerji fiyatları ile bist pay endeksleri arasındaki nedensellik ilişkisi. *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 10(1), 914-926.

*The Asymmetric Relationship between ISE Food and Beverage
Index and the Exchange Rate: Non-Linear ARDL Approach*

Extended Abstract

Aim: The study aims to test whether there is an asymmetric interaction between the USD exchange rate, BIST Industry Index and BIST Food and Beverage Index, using the non-linear ARDL model, based on monthly data for the period 2005:M1-2021:M10 in Turkey. The study is expected to make several different contributions to the literature. First, when the studies in the literature are examined, it is seen that the number of studies examining the relationship between the Food Index, the dollar and the Industry Index is relatively low. In this respect, it is expected that the study will contribute to filling this gap in the literature. The second contribution is the NARDL method, which long-term positive and negative coefficients and allows a both symmetric and asymmetric cointegration relationships. In this respect, it is thought that it will contribute to the finance literature.

Method: There must be a long-term relationship between the variables for meaningful long-term forecasts. Pesaran et al. (2001) proposed two tests to detect the cointegration relationship between variables. The first test is the F-limit test with lower and upper critical values. Here, if the calculated value is greater than the upper critical value, the null hypothesis that there is no cointegration relationship between the variables is rejected. Therefore, it is concluded that there is a long-term relationship between the variables. In the second test, the variables in the error correction model are expected to approach their long-term equilibrium values. Therefore, short-term increases in the exchange rate may not lead to permanent effects in the long run.

However, it is frequently stated that the increase in food prices is due to the increase in the dollar exchange rate, and that the prices increase as a result of the increase in costs due to the foreign exchange risk. For this reason, XGIDA may show asymmetrical behavior depending on the increase or decrease in the exchange rate. In this context, to determine whether the exchange rate has asymmetric effects on XGIDA, Shin et al. (2014) developed The NARDL model was used in this study.

$$\begin{aligned} XGIDA_t = & a_0 + a_1t + a_2XUSIN_{t-1} + \rho XGIDA_{t-1} + \theta_1^+ USD_t^+ + \theta_1^- USD_t^- + \\ & \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta XGIDA_{t-i} + \sum_{i=0}^q (\pi_1^+ \Delta USD_{t-i}^+ + \pi_1^- \Delta USD_{t-i}^-) + \\ & \sum_{i=0}^r \pi_2 \Delta XUSIN_{t-1} + e_t \end{aligned}$$

While this model, which includes the positive and negative effects of the exchange rate in the above equation, exhibits a nonlinear structure, it also includes both short and long-term Non-Linear effects of the exchange rate.

Findings: Considering the coefficients of the USD⁺ and USD⁻ variables in Panel I, which includes the long-term estimation results, the coefficients of both variables were statistically significant at the 10% significance level. In other words, while XGIDA increases by 0.79% as a result of a 1% increase or a positive shock in the dollar exchange rate in the long run, XGIDA increases by 1.55% as a result of a 1% decrease or a negative shock in the dollar exchange rate. In addition, the coefficient showing the effect of the industrial production index on XGIDA in the long run was not statistically significant.

The error correction coefficient was found to be $EC_{t-1} = -0.0939$. Although the coefficient was in line with the expectations, the probability value of the coefficient was found to be significant at the 1% significance level. According to these results, 9% of the deviations occurring in the short term will be balanced at the end of a one-month period.

Conclusion and Discussion: The findings obtained as a result of this study showed a nonlinear cointegration relationship between the variables. In addition, according to the results of the Wald test, an asymmetrical relationship was determined between the exchange rate and the BIST Food and Beverage Index in both the short and long term. In the long run, BIST Food and Beverage Index increases as a result of an increase in the exchange rate or a positive shock, while the BIST Food and Beverage Index increases as a result of a decrease in the exchange rate or a negative shock. In addition, the findings show that the BIST Food and Beverage Index reacts less in the long run compared to the increases and decreases in the exchange rate

