

ELEKTRONİK ÜRÜN SENEDİ (ELÜS) ENDEKSLERİ İLE ABD DOLAR ENDEKSİ VE DOLAR KURU ARASINDAKİ İLİŐKİNİN SİMETRİK VE ASİMETRİK NEDENSELLİK TESTLERİ İLE ANALİZİ*

An Analysis of the Relationship between Electronic Warehouse Receipts (EWR) Indices and the US Dollar Index and the Dollar Lira Exchange Rate Using Symmetric and Asymmetric Causality Tests

Ebubekir MOLLAAHMETOĐLU** & Burçay YAŐAR AKÇALI***

Öz

Anahtar Kelimeler:
Elektronik Ürün Senedi, Türkiye Ürün İhtisas Borsası, Nedensellik Testi, Toda-Yamamoto, Hatemi-J.

JEL Kodları:
G15, C58, Q14.

Keywords:
Turkish Mercantile Exchange, Electronic Warehouse Receipt, Causality Test, Toda-Yamamoto, Hatemi-J.

JEL Codes:
G15, C58, Q14.

Üretim hacminde daralmalara ve tedarik zincirinde aksamalara sebep olan Covid-19 salgını ya da jeopolitik gerilimler nedeniyle yaşanan ekonomik tahribat ve beraberinde gıda güvenliđi, iklim deđişikliđi gibi faktörlerin, son yıllarda tarım ürün fiyatlarında istikrarsızlıđa sebep olduđu gözlenmektedir. Bu sebeplerle, tüm sektörlerde yaşanan zorunlu dönüşümler ya da piyasalardaki aksaklıklar gıda sektöründe de gözlenmektedir. Bu çalışmada, 01.04.2021-09.05.2022 tarihleri arasında Amerikan Dolar Endeksi (DXY) ve ABD Dolar kuru ile 2018 yılında kurulan Türkiye Ürün İhtisas Borsası (TÜRİB) tarafından hesaplanan hububat, buđday, arpa ve mısır ürünlerine ait işlem gören Elektronik Ürün Senedi (ELÜS) endeks verileri arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Arařtırmada Toda-Yamamoto nedensellik testi ve asimetrik bilginin varlıđını dikkate alan Hatemi-J asimetrik nedensellik testi kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre; ABD Dolar kuru ile hububat endeksi arasında çift yönlü; diđer deđişkenler için ise ABD Dolar kurundan buđday endeksi, arpa endeksi ve mısır endeksine dođru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca, Amerikan dolar endeksinde (DXY) ve ABD Dolar kurunda negatif bir şok yaşanması halinde, buđday endeksinin pozitif bir tepki verdiđi sonucuna ulařılmıştır.

Abstract

Contractions in production volume and supply chain disruption experienced by all economies in recent years caused by the Covid-19 epidemic or geopolitical tensions together with the factors such as food safety and climate change have been effect instability in agricultural product prices. For these reasons, compulsory transformations in all sectors or disruptions in the markets are also observed in the food sector. This study investigates the causality between the Electronic Warehouse Receipt (EWR) index for Cereal, Wheat, Barley, and Corn products calculated by the Turkish Mercantile Exchange (TMEX) with the US Dollar Index (DXY) and Dollar Lira (USD/TRY) exchange rate using daily datasets for the period 01.04.2021-09.05.2022 with the Toda-Yamamoto causality test and the Hatemi-J asymmetric causality test for the existence of asymmetric information. The results provide evidence of bi-directional causality between the Dollar Lira (USD/TRY) rate and the Grain index and a uni-directional causality from the Dollar Lira (USD/TRY) to the wheat index, barley index, and corn index. Moreover; it has been concluded that the Wheat index reacts with a positive shock if there is a negative shock in the US Dollar Index (DXY) and Dollar Lira (USD/TRY).

* Bu makale, 6. Ekonomi Arařtırmaları ve Finansal Piyasalar Kongresi'nde (IERFM) sunulan bildirinin gözden geçirilmiş ve düzenlenmiş halidir.

** Dr. Öğr. Üyesi, İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İşletme Bölümü, Türkiye, ebubekirm@istanbul.edu.tr, ORCID: 0000-0003-2900-6580

*** Doç. Dr., İstanbul Üniversitesi, İktisat Fakültesi, İşletme Bölümü, Türkiye, burcayy@istanbul.edu.tr, ORCID: 0000-0002-3468-0644

Makale Geliş Tarihi (Received Date): 27.07.2022 Makale Kabul Tarihi (Accepted Date): 10.10.2022

Bu eser Creative Commons Atf-Gayri Ticari 4.0 Uluslararası Lisansı ile lisanslanmıştır.



1. Giriş

Ekonomiler arasındaki ticari engellerin azalması nedeniyle döviz kurlarındaki oynaklıklar ve şokların finansal piyasalarda etkisi, gün geçtikçe daha çok hissedilmektedir. Özellikle, Covid 19 salgını sırasında üretim hacmindeki daralmalar ile tedarik zincirindeki aksamalar ve beraberinde ekonomik tedbirler ekonomik yapıları derinden etkilemekte, küresel ve ülkelere özgü yeni risk faktörlerini ortaya çıkarmaktadır. Salgının ekonomik tahribatı ile birlikte gıda güvenliği, iklim değişikliği gibi etkenlerin yanı sıra tedarik zincirindeki aksamalar, küresel enflasyondaki belirsizlikler nedeniyle öncelikli olarak gelişmekte olan ülkeler olmak üzere ekonomik kırılganlıkları arttırmakta ve ürün fiyatlarında istikrarsızlığa sebep olmaktadır. Ekonomideki tüm sektörlerde yaşanan zorunlu dönüşümler ya da sektörün içinde olduğu piyasalardaki aksaklıklar gıda sektöründe de yaşanmaktadır. Özellikle artan gıda ve enerji fiyatları ile ikinci bir kriz olarak gıda krizinden söz edilmektedir. Tarımda yoğun makine kullanımı ve gıda sanayinde hammadde ve aramalı ithali nedeniyle tarımsal ürünlerin üretim maliyetlerine ek olarak enerji maliyetleri eklenmektedir. Bu durum, döviz kuru oynaklığı ile birlikte sarmal bir gıda krizi ile olarak tarımsal piyasalar üzerindeki etkisini belirginleştirmektedir.

Gıda fiyatlarına ilişkin son yıllara ait istatistikler incelendiğinde; Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) istatistiklerine göre; tarım ürünleri üretici fiyat endeksi (Tarım-ÜFE) yıllık %68,49, aylık %13,74 artış göstererek endeks bazında en yüksek seviyeye çıkmıştır. Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütüne (FAO) göre ise küresel gıda fiyatları Ocak ayına kıyasla %3,9 artış göstererek ortalama 140,7 puan olmuştur. Küresel gıda fiyatlarında artış oranı ise 2021 yılının Şubat ayına göre %24,1 olarak gerçekleşirken tüm zamanların en yüksek seviyesine ulaşmıştır. Biyoyakıt üretimindeki artışlar, gelişmekte olan ülkelerdeki güçlü ekonomik büyümeler ile değişen gıda talebi, nüfus yoğunluğu, tarımsal hammadde fiyatlarındaki artışlara etki eden talep yönlü nedenler olarak ifade edilirken; enerji ithalatçısı ülkeler için döviz kurları ya da petrol fiyatlarındaki yükseliş, olumsuz hava koşulları tarım ürünleri üretim maliyetlerindeki artışların sebepleri arasında gösterilmektedir. Özellikle, petrol fiyatları oynaklığıyla tarım ürünleri fiyatlarının döviz kuru aracılığıyla birbirlerini dolaylı olarak etkilediği belirtilmektedir (Urak vd., 2022). Dolayısıyla tarımsal ürünlerin üretim maliyetlerinin artışında en önemli faktörlerden biri olan artan enerji maliyetleri, döviz kuru oynaklığı veya üzerindeki belirsizlikler, gıda ürünlerinin fiyatlarında istikrarsızlığı yol açmaktadır.

Türkiye’de Ürün İhtisas Borsası, 08 Haziran 2018 tarihinde, lisanslı depo işletmecilerince oluşturulan Elektronik Ürün Senetleri (ELÜS) ile bu senetlerin dayanak oluşturduğu vadeli işlem sözleşmelerinin ticareti için borsa faaliyetinde bulunmak üzere kurulmuş ve 26 Temmuz 2019 tarihinde faaliyete geçirilmiştir. Lisanslı depolarda bulunup uzun süreli saklanabilen, bir başka deyişle depolanabilen tarım ürünlerini temsilen çıkarılan elektronik belge, Elektronik Ürün Senedi (ELÜS) olarak adlandırılmaktadır. ELÜS Piyasasında arpa, buğday, çavdar, çeltik, fındık, mercimek, mısır, nohut, pamuk, soya fasulyesi, ayçiçeği tohumu, fasulye, kabuklu Antep fıstığı, kuru kayısı, tritikale, yulaf ve zeytine dayalı olarak çıkarılan ELÜS’ler işlem görmektedir. Türkiye’de Ürün İhtisas Borsasında 2022 yılına kadar, 111 bin üzerinde yatırımcı kaydı gerçekleştirilmiş, 351 binin üzerinde işlem, 16.3 milyon ton ve 33 milyar liralık hacim oluşmuştur (Türkiye Ürün İhtisas Borsası [TÜRİB], 2022).

ELÜS’e ait tek veya bir grup tarımsal ürünün fiyat performansının izlenmesi; paydaşlara, fiyat değişimlerine ait bilgi alma ve analiz yapma olanağının sağlanarak tahmin edilebilirliğinin artırılması, Türkiye ile dünya tarımsal emtia piyasaları arasındaki ilişkinin takip edilmesinin

sağlanması, TÜRİB ELÜS Piyasası'ndaki fiyat dinamiklerinin anlık gözlenebilir ve şeffaf olarak sunulması amaçlanmaktadır (TÜRİB, 2022). Depolanabilen ürünlerin sahipleri, ürünlerini işlem platformu üzerinden, Toprak Mahsulleri Ofisi (TMO) tarafından belirlenen alım fiyatları üzerinden TMO'ya satabilmekte ve TMO tarafından arz edilen tarımsal ürünlerin alımını da işlem platformu üzerinde gerçekleştirebilmektedir (TÜRİB, 2022). Bu çalışmada, lisanslı depolarda bulunan tarım ürünlerini temsilen çıkarılan elektronik belgelerin TÜRİB'de işlem gören fiyatları kullanılmıştır. Böylelikle, tarımsal ürünlerin alım ve satımını yapmak isteyen alıcı ve satıcıların bir araya gelmesi dolayısıyla organize bir piyasada daha etkin bir fiyatlamının sağlanabileceği ve bu fiyatların kullanılarak tarımsal ürünlerle finansal değişkenler arasındaki ilişkilere yönelik bulguların daha güçlü olabileceği varsayılmıştır. ELÜS piyasası verileri kullanılarak DXY, ABD Doları kuru ve tarımsal ürün fiyatları arasındaki nedensellik ilişkisini arařtıran bilenen ilk çalışma olması nedeniyle literatüre katkı sağlaması beklenmektedir.

Çalışmanın ikinci bölümünde literatür taramasına yer verilmiştir. Üçüncü bölümde Toda-Yamamoto nedensellik testi ve asimetric bilginin varlığını dikkate alan Hatemi-J asimetric nedensellik metodolojisi incelenmektedir. Dördüncü bölümde veri seti ve nedensellik ilişkisine ait bulgular yer almaktadır. Son bölümde ise sonuçlar tartışılmıştır.

2. Literatür Taraması

ELÜS piyasasının 26 Temmuz 2019 tarihinde faaliyete geçmesinden dolayı TÜRİB ile ilgili çalışmaların az sayıda olduğu gözlenmektedir. Literatür incelendiğinde ELÜS piyasasından elde edilen ürün fiyatları ile finansal değişkenler arasındaki ilişkisinin incelenmesi hususunda sınırlı sayıda çalışma gerçekleştirilmiştir.

İşlem maliyetleri açısından, Kılıçarslan ve Sucu (2021) çalışmasında, Türkiye'de mevcut 113 ticaret borsasının ve TÜRİB'in işlem maliyetleri ile ilgili borsaların sağladığı avantajları mukayese etmiştir. Sonuç olarak, her iki borsada aynı tarihli spot satışta işlem maliyetlerinde avantaj sağlayan faktörün, lisanslı depoculuk sistemine yönelik devlet teşvikleri ve düşük işlem maliyetleri olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca iki borsada da 45 günlük depolamadan sonra işlem maliyetleri açısından satış işlemlerinde üstünlük sağlayan temel unsurun, lisanslı depoculuğa yönelik devlet teşviklerinin olduğu; geleneksel depolamada yaşanan fire ve noksanların ise borsalarda satış işlem maliyetleri üzerinde artırıcı bir fonksiyon sergilediği ifade edilmiştir.

Ürün ihtisas borsacılığının etkin piyasa oluşumuna katkısını analiz eden İlder Küçükçolak (2022), ürün fiyatını etkileyen değişkenleri regresyon analizi ile fiyat oynaklığını ise GARCH metodolojisi ile incelemiştir. Çalışmada, buğday ekmeçlik, buğday makarnalık ve mısır için modele eklenen ABD Doları/Türk Lirası, petrol ve gecelik TL faiz oranı açıklayıcı değişkenlerinden ABD Doları/Türk Lirası kurundaki beklenmeyen şokların volatilitenin, ürün fiyat getirileri üzerine pozitif etkisi olduğu ve ürünün volatilitesini artırdığı tespit edilmiştir. TÜRİB'de gerçekleşen işlemlerin günlük fiyat değişimleri, TÜRİB kurulmadan önceki dönemi ile karşılaştırılmış ve TÜRİB sonrası günlük fiyat serisindeki değişim aralığının daraldığı ve böylece fiyat istikrarının desteklendiği tespit edilmiştir.

Yiğit (2021), 2016-2020 yılları arasında ELÜS işlem hacmi ve yıllara göre devlet teşviklerinin etkisini analiz etmiştir. Elde edilen bulgulara göre; devlet teşviki ile elektronik ürün senedi işlem hacminin artmasının ülkemizde çiftçiler ve yatırımcılar tarafından tercih edilen bir finansal sistem olacağı tespit edilmiştir.

Şeyranlıođlu ve Karavardar’ın (2019) çalışmasında ise, katılım bankacılığı finansman yöntemlerinden olan selem finansman yöntemi ve bu yöntemin, katılım bankaları açısından riskleri incelenmiştir. Katılım bankaları tarımsal ürünlerin alıcısı olarak ürünlerin depolanması ve satışı noktasında riske maruz kalabilmektedir. Dolayısıyla, selem sözleşmesine dayalı tarımsal ürünlerin katılım bankalarının sahipliğinde depolanması ve satışının gerçekleşmesi hususunda Lisanslı Depoculuk Sistemi ve Ürün İhtisas Borsası/Ticaret Borsaları kullanılarak bir model önerilmiştir. Böylelikle, Türkiye’de katılım bankacılığının gelişimi için Lisanslı Depoculuk Sistemi ile Ürün İhtisas Borsası/Ticaret Borsalarının öncülük edebileceđi, operasyonel kolaylık sağlayabileceđi, işlem maliyetlerini düşürebileceđi ve sağlanacak yapısal kullanım alanlarının mümkün olabileceđi belirtilmiştir.

Kayral ve Aksoy (2022) çalışmalarında, Türkiye’de 01.04.2021 ile 24.01.2022 tarihleri arasında TÜRİB arpa, buğday ve mısır endekslerinde haftanın günü etkisinin varlığını incelemiştir. GARCH (1,1) modeli kullanılarak gerçekleştirilen analizler sonucunda, TÜRİB arpa endeksinde pazartesi ve salı günleri, TÜRİB buğday endeksinde pazartesi ve perşembe günleri, TÜRİB mısır endeksinde ise pazartesi günleri normalüstü getiri elde etme potansiyelinin bulunduğu ve dolayısıyla haftanın günü etkisinin görüldüğü sonucuna ulaşılmıştır.

Çayır ve Saldanlı (2021), çalışmasında ELÜS fiyatlarının, ticaret borsalarındaki fiziki ürün seans fiyatlarına ve çiftçilerin spot piyasada yapmış olduđu satış fiyatlarına olan etkisini analiz etmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre; 2014-2018 dönemleri arasında buğday fiyatlarının ELÜS buğday fiyatlarının Granger nedeni olduđunu, çiftçilerin buğday satış fiyatlarının ELÜS fiyatlarının Granger nedeni olduđunu ve KTB seans salonu buğday fiyatlarının çiftçi buğday fiyatlarının Granger nedeni olduđu tespit edilmiştir.

Rezitis (2015), 1983-2013 yılları arasında ham petrol fiyatları, ABD Doları döviz kurları ve seçilmiş 30 uluslararası tarım ürünü fiyatı ile beş uluslararası gübre fiyatı arasındaki nedensellik ilişkisini panel veri analizi ile incelemiştir. Sonuç olarak, ham petrol fiyatlarının yanı sıra ABD Doları kurunun uluslararası tarımsal emtia ve gübre fiyatlarını etkilediđi sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, literatürdeki birçok çalışmanın bulgularının aksine, ham petrol fiyatları ile uluslararası tarım fiyatları ve ABD döviz kurları ile uluslararası tarım fiyatları arasındaki çift yönlü panel nedensellik bulgusuna rastlanmıştır.

Literatürde tarımsal ürün fiyatları ile döviz kurları arasındaki çalışmalar incelendiğinde tarımsal ürünlerin farklı fiyat serilerini dikkate alan çok sayıda çalışmalara rastlanmaktadır. Örneđin; Dörtok ve Aksoy (2018) GMM modeli ile buğday üretimini, tüketimini, ihracat, ithalat ve fiyatını etkileyen deđişkenleri tespit ettiđi çalışmasında, FAO verilerini kullanmıştır. Özçelik ve Özer (2006), Koyck modeli ile Türkiye’de buğday üretimi ile fiyat arasındaki ilişkiyi ortaya koyduđu çalışmada buğday fiyatı olarak TMO fiyatları kullanılmıştır. Taban fiyat uygulaması nedeniyle TMO’ya ait buğday alım fiyatı veri seti olarak kabul edilmiştir. Bu çalışmada ise; Amerikan doları Endeksi (DXY) ve ABD Doları kuru ile TÜRİB tarafından hesaplanan hububat, buğday, arpa ve mısır ürünlerine ait işlem gören ELÜS endeks verileri arasındaki nedensellik ilişkisi analiz edilmiştir.

3. Metodoloji

3.1. Toda ve Yamamoto Nedensellik Analizi

Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik analizinde, serilerin durađanlık ya da eř bütünüleşme derecelerine bakılmaksızın, k serbestlik derecesi ile asimptotik Ki-Kare dağılımına sahip olduđu ifade edilmektedir. Böylece, ilgili yöntemin kullanımı ile serilerin bütünüleşme derecesinin dođru tespit edilmeme riski minimize edilmektedir. Aynı zamanda serilerin düzey deđerlerine uygulandıđından, fark almanın yol açtıđı bilgi kaybı da önlenmektedir.

Toda-Yamamoto (1995) nedensellik analizinde tahmin edilen VAR (k+dmax) modeli Denklem (1) ve (2)'de gösterilmektedir:

$$y_t = \delta_1 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_{1i} y_{t-i} + \sum_{j=1}^{k+d_{max}} \beta_{2j} y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$x_t = \delta_2 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_{2i} x_{t-i} + \sum_{j=1}^{k+d_{max}} \beta_{2j} y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

Denklem (1) ve (2)'de k optimal gecikme uzunluđunu, dmax deđişkenlerin en büyük durađanlık mertebelerini göstermektedir. Ayrıca ε_{1t} ve ε_{2t} hata terimlerinin sabit bir kovaryans matrisi ve sıfır ortalamaya sahip olduđu varsayılmaktadır. Granger analizinin genişletilmiş hali olan Toda-Yamamoto testinin ilk aşamasında VAR modeli oluşturulmakta, bilgi kriterleriyle k, optimal gecikme uzunluđu ve dmax, modeldeki deđişkenlerin maksimum durađanlık seviyeleri tespit edilmektedir. İkinci aşamada ise, (k+dmax) boyutunda bir VAR modeli görünüşte ilişkisiz regresyon yöntemi ile tahmin edilmekte ve deđişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini tespit etmek amacıyla $H_0: \alpha_{1i} = 0$ ve $H_0: \alpha_{2i} = 0$ hipotezleri Düzeltilmiş (*Modified*) WALD test istatistiđi χ^2 dağılımı kullanılarak test edilmektedir. Hesaplanan MWALD test istatistiđinin, k serbestlik dereceli tablo deđerinin üzerinde olması durumunda belirtilen hipotezler reddedilmektedir (Çil Yavuz, 2006: 169).

Literatürde, Granger (1969), Hsiao (1981), Toda ve Yamamoto (1995), Hacker ve Hatemi (2006) vd. tarafından geliştirilen simetrik nedensellik testleri, iki zaman serisi arasında ilişkiyi ölçerken pozitif ve negatif şokların etkisinin aynı olduđu varsayımına dayanmaktadır. Fakat özellikle finansal piyasalardaki asimetrik bilginin varlıđı ve piyasa katılımcılarının farklı risk algılarına sahip olmaları gibi nedenler; yatırımcıların almış oldukları yatırım kararlarını ve dolayısıyla piyasanın hareketini etkileyebilmektedir. Bu nedenle, nedensellik araştırılırken simetrik nedensellik testlerinin kullanılması yanıltıcı sonuçlar verebilmektedir.

3.2. Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Analizi

Asimetrik nedensellik analizinde, iki zaman serisi arasındaki ilişki ölçülürken pozitif ve negatif şokların etkisinin farklı olabileceđi varsayımından hareketle; deđişkenlerdeki negatif ve pozitif şoklar birbirinden ayrıştırılarak, finansal piyasalarda yer alan asimetrik bilginin varlıđı dikkate alınmaktadır (Hatemi-J, 2012: 448).

Literatürde asimetrik ilişkilerin testi ilk kez Granger ve Yoon (2002) tarafından saklı eř bütünüleşme testi ile ortaya konulmuştur. Granger ve Yoon (2002), tarafından yapılan çalışmada

iki zaman serisi arasında sadece pozitif veya sadece negatif bileşenler arasında bir ilişki olabileceği belirtilerek; bu ilişki saklı eş bütünlük ilişkisi olarak tanımlanmıştır. Çalışmada, veri, birikimli pozitif ve negatif bileşenlere ayrıştırılmış ve bu seriler arasındaki uzun dönemli ilişki incelenerek, iktisadi serilerin şoklara birlikte tepki verdiklerinde eşbütünlük oldukları; ayrı ayrı tepki verdiklerinde ise aralarında bir eşbütünlük ilişkisi olamayacağı belirtilmiştir. Hatemi-J (2012) ise çalışmasında, Granger ve Yoon’un kullanmış olduğu asimetrik ayrıştırma metodundan yararlanarak asimetrik nedensellik testini geliştirmiştir. Durağan ve durağan olmayan serilere uygulanabilen Hatemi-J asimetrik nedensellik testi, pozitif ve negatif birikimli şoklar arasındaki nedenselliği incelemektedir (Turan ve Karakaş, 2016: 53). y_{1t} ve y_{2t} olarak iki adet rassal yürüyüş gösteren veri süreci, $t = 1, 2, \dots, T$ için ayrılmıştır.

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{10} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i} \quad (3)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{20} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i} \quad (4)$$

Denklem (3) ve (4), hata terimleri pozitif ve negatif şokları içermektedir. Bu şoklar, $\varepsilon_{1i} = \varepsilon_{1i}^- + \varepsilon_{1i}^+$ ve $\varepsilon_{2i} = \varepsilon_{2i}^- + \varepsilon_{2i}^+$ ifade edilmektedir ve y_{1t} ve y_{2t} yeniden yazıldığında;

$$y_{1t} = y_{1t-1} + \varepsilon_{1t} = y_{10} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^- \quad (5)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} = y_{20} + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+ + \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^- \quad (6)$$

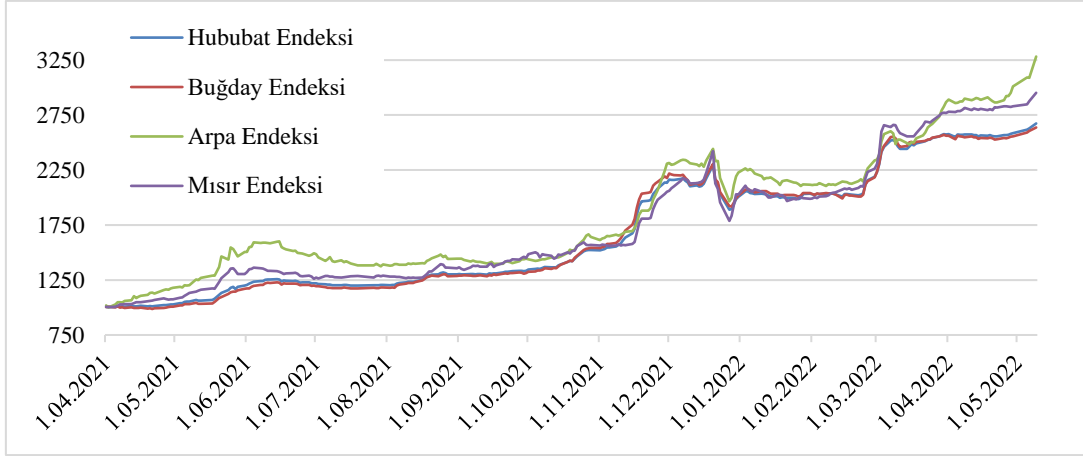
denklemleri elde edilmektedir. Her değişkene ait birikimli şoklar; $y_{1t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^+$, $y_{1t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{1i}^-$, $y_{2t}^+ = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^+$ ve $y_{2t}^- = \sum_{i=1}^t \varepsilon_{2i}^-$ olarak tanımlandığında ve $y_t^+ = (y_{1t}^+ + y_{2t}^+)$ olarak düzenlendiğinde p gecikmeli vektör otoregresif modeli, $var(p)$;

$$y_t^+ = V + A_1 y_{t-1}^+ + \dots + A_p y_{t-p}^+ + \varepsilon_t \quad (7)$$

denklemini (7) oluşacaktır. Böylece; pozitif ve negatif birikimli şokların nedensellik ilişkisi tespit edilebilecektir.

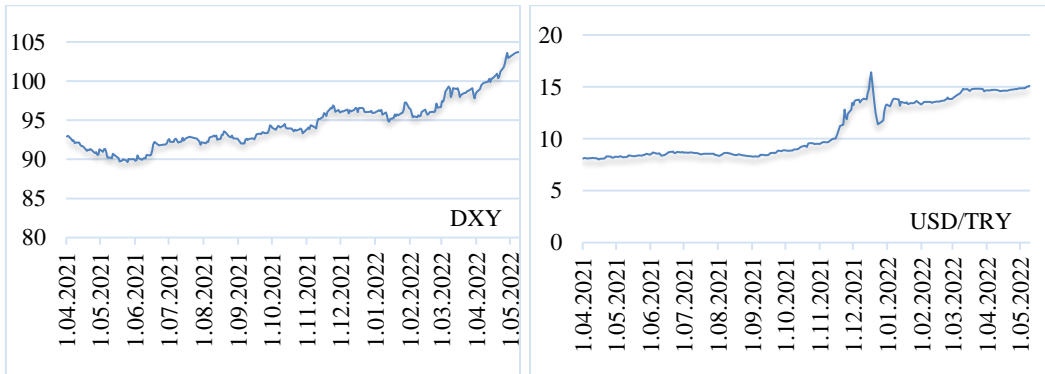
4. Veri Seti ve Bulgular

DXY ve ABD Dolar kuru ile TÜRİB tarafından hesaplanan hububat, buğday, arpa ve mısır ürün gruplarına ait endeks verileri arasında nedensellik ilişkisinin araştırıldığı çalışmada 01.04.2021-09.05.2022 dönemine ait günlük veriler kullanılmıştır. TÜRİB tarafından tarımsal ürün endeks hesaplanmasına 01.04.2021 tarihinde başlanıldığı için çalışmanın veri seti 01.04.2021-09.05.2022 tarihlerini kapsamaktadır. Borsa endeksleri TÜRİB sitesinden, DXY ve ABD dolar kuru ise Thomson Reuters Eikon veri ekranından elde edilmiştir. Hesaplanan hububat endeksi; arpa, buğday ve mısır ürün grubu, mısır endeksi; 1. ve 2. sınıf mısır, buğday endeksi ise ekmeçlik ve makarnalık buğday ürünlerine ait ELÜS işlemlerinde oluşan fiyatlar ile tasarlanmış endeksler olarak ifade edilmektedir. Grafik 1’de tarımsal ürün endekslerine ait 01.04.2021-09.05.2022 tarihleri arası günlük kapanış fiyatları yer almaktadır.



Grafik 1. Tarımsal Ürün Endeksleri

ELÜS'e ait kullanılan endekslerin başlangıç değeri 1000'dir ve hesaplanmasında ürünlere ait üretim faktörü ve likidite faktörü birlikte baz alınarak ağırlıklandırılmış, fiyat olarak ise seans boyunca dinamik olarak; endeks ürünlerine ait işlemlerin güncel ağırlıklı ortalama fiyatları kullanılmıştır (TÜRİB, 2022). Çalışmanın analiz kısmında ABD Dolar kuru ve ABD Dolarının Euro, Japon yeni, İngiliz sterlini, İsviçre frangı, Kanada doları ve İsveç kronu para birimlerinin karşısındaki değerini gösteren DXY değişkeni kullanılmıştır.



Grafik 2. Dolar Endeksi (DXY) ve ABD Dolar Kuru (USD/TRY)

Grafik 2'de, DXY ve ABD dolar kurunun 01.04.2021-09.05.2022 tarihleri arasında seyri grafikleştirilmiştir. Covid 19 salgını sırasında Amerikan Merkez Bankası (FED) tarafından gerçekleştirilen parasal genişleme ve likidite politikaları sonucu enflasyon oranları artmıştır. Bu sebeple, FED faiz oranlarında artış beklentisi nedeniyle 2022 yılı içinde DXY'de hızlı yükseliş gerçekleşmiştir. Nitekim 4 Mayıs 2022'de açıklanan faiz artışı DXY'nin 2022 yılı içinde daha hızlı yükselmesine, bir başka deyişle diğer kurlara karşı doların değerinin artmasına sebep olmuştur. ABD Dolar kurunun zaman içerisindeki seyri incelendiğinde 20 Aralık 2021 tarihinde kur korumalı mevduat hesabı açıklamasıyla 18 TL seviyelerine yükselen dolar/TL kurundaki kırılma göze çarpmaktadır.

Tablo 1. Değişkenlerin Logaritmik Serilerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	Dolar Endeksi (DXY)	ABD Dolar Kuru	Hububat Endeksi	Buğday Endeksi	Arpa Endeksi	Mısır Endeksi
Ortalama	4.5495	2.3631	7.3809	7.3763	7.4785	7.4211
Medyan	4.5438	2.2518	7.2889	7.2927	7.3793	7.3501
Maksimum	4.6419	2.7981	7.8912	7.8774	8.0962	7.9904
Minimum	4.4958	2.0801	6.9119	6.8943	6.9078	6.9114
Std. Sapma	0.0327	0.2409	0.3128	0.3225	0.2919	0.3074
Çarpıklık	0.5673	0.2795	0.1505	0.1094	0.2057	0.2904
Basıklık	2.8980	1.2670	1.5518	1.4943	1.9402	1.8687
Jarque-Bera	14.7595	37.7180	24.8879	26.3342	14.7004	18.3943
Olasılık	0.0006	0.0000	0.0000	0.0000	0.0006	0.0001
Gözlem Sayısı	273	273	273	273	273	273

Veriler günlük logaritmik serilerden oluşmaktadır ve toplam gözlem sayısı 273'tür. Tablo 1'de, çalışmada yer verilen değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler özetlenmiştir. Hububat, buğday, arpa ve mısır endeksine ait tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde ortalamaların ve standart sapmaların birbirine yakın olduğu ve serilerin maksimum değerlerinin ortalamaya yakın olduğu gözlenmektedir. DXY ve ABD Dolar kuru standart sapmaları incelendiğinde değişkenliğin DXY'de daha az olduğu gözlenmektedir. Normal dağılıma sahip serilerde basıklık katsayısı 3, çarpıklık katsayısı 0 olmaktadır. Serilere ait çarpıklık değerleri incelendiğinde tüm serilere ait değerlerin sıfırdan büyük olması nedeniyle serilerin normal dağılıma uymadığı ve pozitif yönde çarpık olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Basıklık değerleri incelendiğinde tüm serilere ait değerlerin 3'ten küçük olması nedeniyle serilerin basık olduğu gözlenmektedir. DXY'nin ise ilgili dönemde diğer serilere göre 3'e daha yakın ve daha sağdan çarpık olduğu gözlenmektedir. Ayrıca; Jarque-Bera test istatistiği incelendiğinde, %5 anlamlılık düzeyinde tüm serilerin normal dağılıma uymadığı ve tipik bir finansal zaman serisi özellikleri gösterdiğini doğrulamaktadır. Tablo 2'de yer verilen ADF durağanlık testi sonuçlarına göre, bütün değişkenlerin birinci farklarında durağan oldukları sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 2. ADF Durağanlık Testi Sonuçları

Değişkenler	Seviye		1.Fark	
	ADF Test İstatistiği	Olasılık Değeri	ADF Test İstatistiği	Olasılık Değeri
DXY	-2.2531	0.4577	-13.6156*	0.0000
ABD dolar kuru	-2.3468	0.4068	-13.7378*	0.0000
Hububat Endeksi	-2.4039	0.3766	-10.7525*	0.0000
Buğday Endeksi	-2.4655	0.3451	-7.16332*	0.0000
Arpa Endeksi	-1.6809	0.7573	-12.7954*	0.0000
Mısır Endeksi	-2.3799	0.3892	-12.9032*	0.0000

Not: * simgesi, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

4.1. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

DXY ile TÜRİB tarafından hesaplanan hububat, buğday, arpa ve mısır ürünlerine ait işlem gören ELÜS endeksleri arasında Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları Tablo 3'te yer almaktadır. Elde edilen bulgulara göre; Dolar Endeksi ile tarımsal endeksler arasında nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

Tablo 3. DXY ve Ürün Endeksleri Arasındaki Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Model	k+dmax	Wald Testi Ki-Kare Test İst.	Ki-Kare Tablo Değeri	İlişki ve Yönü
DXY =f(Hububat Endeksi)	3+1	3.3676	7.815	Nedensellik Yok
Hububat Endeksi =f(DXY)		4.0446		
DXY =f(Buğday Endeksi)	3+1	2.8969	7.815	Nedensellik Yok
Buğday Endeksi=f(DXY)		3.0055		
DXY =f(Arpa Endeksi)	2+1	5.0011	5.991	Nedensellik Yok
Arpa Endeksi =f(DXY)		5.8906		
DXY =f(Mısır Endeksi)	3+1	6.1612	7.815	Nedensellik Yok
Mısır Endeksi =f(DXY)		5.0678		

Not: k + dmax = VAR modeli gecikme uzunluğu + en yüksek durağanlık mertebesi. * simgesi, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

ABD dolar kuru ile TÜRİB tarafından hesaplanan hububat, buğday, arpa ve mısır ürünlerine ait işlem gören ELÜS endeksleri arasında Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları Tablo 4'te özetlenmektedir:

Tablo 4. ABD Dolar Kuru ve Ürün Endeksleri Arasındaki Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Model	k+dmax	Wald Testi Ki-Kare Test İst.	Ki-Kare Tablo Değeri	İlişki ve Yönü
ABD Dolar Kuru =f(Hububat Endeksi)	8+1	25.9539*	15.507	ABD Dolar Kuru ↔
Hububat Endeksi =f(ABD Dolar Kuru)		180.6740*		Hububat Endeksi
ABD Dolar Kuru =f(Buğday Endeksi)	8+1	23.0193*	15.507	ABD Dolar Kuru ↔
Buğday Endeksi=f(ABD Dolar Kuru)		151.7563*		Buğday Endeksi
ABD Dolar Kuru=f(Arpa Endeksi)	7+1	11.6578	14.067	ABD Dolar Kuru →
Arpa Endeksi=f(ABD Dolar Kuru)		92.1336*		Arpa Endeksi
ABD Dolar Kuru=f(Mısır Endeksi)	8+1	10.7601	15.507	ABD Dolar Kuru →
Mısır Endeksi=f(ABD Dolar Kuru)		176.7746*		Mısır Endeksi

Not: k+dmax=VAR modeli gecikme uzunluğu + en yüksek durağanlık mertebesi. * simgesi, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 4'te özetlenen sonuçlara göre; hububat endeksi ile ABD dolar kuru ve buğday endeksi ile ABD Dolar kuru arasında çift yönlü; ABD Dolar kuru arpa ve mısır endekslerine doğru ise tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Girdi maliyetlerinin artması nedeniyle, fiyatlarda meydana gelen artışlar, üretim zincirinden dolayı ürünün fiyatına yansımaktadır. Ülkemizde son yıllarda yaşanan döviz kurlarındaki değişimler, tarımsal ürünlerin üretim maliyetlerini etkilemekte ve dolayısıyla ürün fiyatlarında değişime neden olabilmektedir. Ayrıca, tedarik zincirindeki artışlar, stok maliyetleri vb. nedenler de fiyat hareketlerinin yoğunluğunun artmasına neden olabilmektedir.

4.2. Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

DXY ile TÜRİB tarafından hesaplanan hububat, arpa ve mısır ürünlerine ait işlem gören ELÜS endeksi pozitif ve negatif birikimli şokları arasında nedensellik ilişkisine ait elde edilen bulgular Tablo 5'te özetlenmektedir. Asimetrik nedensellik testi sonuçlarına göre; %5 anlamlılık düzeyinde DXY ile TÜRİB tarafından hesaplanan hububat, arpa ve mısır ürünlerine ait işlem

gören ELÜS endeksi pozitif ve negatif birikimli şokları arasında nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır. Ancak, DXY negatif birikimli şoklarından, buğday endeksi pozitif birikimli şokları arasında nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Tablo 5. DXY ve Ürün Endeksleri Arasındaki Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi Sonuçları

Model	k+dmax	MWALD İstatistiđi	Olasılık Deđeri	İlişki ve Yönü
DXY ⁺ — Hububat Endeksi ⁺	3	0.111	0.946	Nedensellik Yok
DXY ⁺ — Hububat Endeksi ⁻	2	0.839	0.360	Nedensellik Yok
DXY ⁻ — Hububat Endeksi ⁺	2	2.679	0.102	Nedensellik Yok
DXY ⁻ — Hububat Endeksi ⁻	2	1.992	0.158	Nedensellik Yok
DXY ⁺ — Buğday Endeksi ⁺	2	0.092	0.762	Nedensellik Yok
DXY ⁺ — Buğday Endeksi ⁻	2	0.272	0.602	Nedensellik Yok
DXY ⁻ → Buğday Endeksi ⁺	2	5.788	0.016*	Nedensellik Var
DXY ⁻ — Buğday Endeksi ⁻	2	2.109	0.146	Nedensellik Yok
DXY ⁺ — Arpa Endeksi ⁺	2	1.164	0.281	Nedensellik Yok
DXY ⁺ — Arpa Endeksi ⁻	2	0.014	0.904	Nedensellik Yok
DXY ⁻ — Arpa Endeksi ⁺	2	1.075	0.300	Nedensellik Yok
DXY ⁻ — Arpa Endeksi ⁻	2	0.314	0.575	Nedensellik Yok
DXY ⁺ — Mısır Endeksi ⁺	2	0.067	0.795	Nedensellik Yok
DXY ⁺ — Mısır Endeksi ⁻	2	0.187	0.665	Nedensellik Yok
DXY ⁻ — Mısır Endeksi ⁺	2	0.016	0.900	Nedensellik Yok
DXY ⁻ — Mısır Endeksi ⁻	2	0.361	0.548	Nedensellik Yok

Not: k+dmax=VAR modeli gecikme uzunluđu + en yüksek durađanlık mertebesi. * simgesi, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

DXY'nin deđer kaybetmesi, ABD dıřındaki ÷lkelerde cari satın alma gücünü arttırmakta ve dolayısıyla ithalatlarını da arttırmaktadır. Böylelikle, bu durum tarım ürünlerinin fiyatlarında artışa yol açmaktadır (de Gorter vd., 2013; Fernández, 2014; aktaran Urak vd., 2022). Öte yandan düşük faiz oranları ve yüksek petrol fiyatları ile tarım ürünleri dayanak varlıklı türev işlemlerine spekülâtif getiri amaçlı talebin artması sonucunda tarım ürünlerinin piyasa fiyatlarında yaşanan dalgalanmalar da ürün fiyat artışlarına ilişkin bir başka faktör olarak ifade edilmektedir. Bu çalışmadan elde edilen bulgularda stratejik bir ürün olan buğdayda yaşanan pozitif birikimli şoklar bu görüşle paralellik göstermektedir (Kıymaz ve Saçlı, 2008). Aynı zamanda, DXY'de yaşanan pozitif birikimli şokların, tarım ürünleri üzerinde pozitif birikimli şok etkisi göstermemesinin nedeni de tarım ürünleri fiyatlarında fiyat düşüşlerinin, artışların aksine daha gecikmeli gerçekleşmesi olarak gösterilebilir.

ABD dolar kuru ile TÜRİB tarafından hesaplanan hububat, arpa ve mısır ürünlerine ait işlem gören ELÜS endeksi pozitif ve negatif birikimli şokları arasında nedensellik ilişkisine ait elde edilen bulgular Tablo 6'da özetlenmektedir. Elde edilen bulgulara göre, %5 anlamlılık düzeyinde ABD Dolar kuru ile TÜRİB tarafından hesaplanan hububat, arpa ve mısır ürünlerine ait işlem gören ELÜS endeksi pozitif ve negatif birikimli şokları arasında nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır. Ancak ABD dolar kuru negatif birikimli şoklarından, buğday endeksi pozitif birikimli şokları arasında nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Tablo 6. ABD Dolar Kuru ve Ürün Endeksleri Arasında Hatemi-J Nedensellik Testi Sonuçları

Sfır Hipotezi	k+dmax	MWALD İstatistiđi	Olasılık Deđeri	İliřki ve Yönü
ABD Dolar Kuru ⁺ — Hububat Endeksi ⁺	3	0.921	0.631	Nedensellik Yok
ABD Dolar Kuru ⁺ — Hububat Endeksi ⁻	2	0.398	0.528	Nedensellik Yok
ABD Dolar Kuru ⁻ — Hububat Endeksi ⁺	2	1.949	0.163	Nedensellik Yok
ABD Dolar Kuru ⁻ — Hububat Endeksi ⁻	2	0.598	0.439	Nedensellik Yok
ABD Dolar Kuru ⁺ — Buđday Endeksi ⁺	2	0.400	0.527	Nedensellik Yok
ABD Dolar Kuru ⁺ — Buđday Endeksi ⁻	2	0.020	0.886	Nedensellik Yok
ABD Dolar Kuru ⁻ → Buđday Endeksi ⁺	2	5.387	0.020*	Nedensellik Var
ABD Dolar Kuru ⁻ — Buđday Endeksi ⁻	2	1.160	0.281	Nedensellik Yok
ABD Dolar Kuru ⁺ — Arpa Endeksi ⁺	2	0.908	0.341	Nedensellik Yok
ABD Dolar Kuru ⁺ — Arpa Endeksi ⁻	2	0.318	0.573	Nedensellik Yok
ABD Dolar Kuru ⁻ — Arpa Endeksi ⁺	2	0.561	0.454	Nedensellik Yok
ABD Dolar Kuru ⁻ — Arpa Endeksi ⁻	2	0.115	0.735	Nedensellik Yok
ABD Dolar Kuru ⁺ — Mısır Endeksi ⁺	2	1.458	0.227	Nedensellik Yok
ABD Dolar Kuru ⁺ — Mısır Endeksi ⁻	2	0.512	0.474	Nedensellik Yok
ABD Dolar Kuru ⁻ — Mısır Endeksi ⁺	2	0.697	0.404	Nedensellik Yok
ABD Dolar Kuru ⁻ — Mısır Endeksi ⁻	2	0.253	0.615	Nedensellik Yok

Not: k+dmax=VAR modeli gecikme uzunluđu + en yüksek durađanlık mertebesi. * simgesi, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

5. Sonuç

ELÜS Endeksleri ile DXY ve ABD Dolar kuru arasındaki nedensellik iliřkisi simetrik ve asimetrik nedensellik testleri ile analiz edilmiřtir. Pozitif ve negatif řokların etkisinin aynı olacađını varsayan simetrik nedensellik testi olarak Toda-Yamamoto nedensellik testi; pozitif ve negatif řokların etkisinin farklı olacađını varsayan ve pozitif ve negatif birikimli řoklar arasındaki nedenselliđi inceleyen Hatemi-J asimetrik nedensellik testi kullanılmıřtır.

Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçlarına göre; DXY ile TÜRİB tarafından hesaplanan hububat, buđday, arpa ve mısır ürünlerine ait iřlem gören ELÜS endeksleri arasında nedensellik iliřkisine rastlanmamıřtır. Ancak ABD Dolar kuru ile hububat endeksi arasında çift yönlü; dolar kurundan buđday endeksi, arpa endeksi ve mısır endeksine dođru ise tek yönlü nedensellik iliřkisine rastlanmıřtır.

Çalıřmadan elde edilen Hatemi-J asimetrik nedensellik testi sonuçlarına göre ise, DXY ile TÜRİB tarafından hesaplanan hububat, arpa ve mısır ürünlerine ait iřlem gören ELÜS endeksi pozitif ve negatif birikimli řokları arasında nedensellik iliřkisine rastlanmamıřtır. Ancak, DXY negatif birikimli řoklarından, buđday endeksi pozitif birikimli řoklarına ve ABD Dolar kuru negatif birikimli řoklarından, buđday endeksi pozitif birikimli řoklarına dođru nedensellik iliřkisi tespit edilmiřtir. Bu durumda; DXY ve ABD Dolar kurunda ortaya çıkan negatif ya da pozitif řokların hububat, arpa ve mısır endeksinde yařanan negatif ya da pozitif řoklarla arasında nedensellik iliřkisi olmadıđı sonucuna varılmıřtır. Bunun yanı sıra, DXY ve ABD Dolar kurunda negatif bir řok yařanması halinde, buđday endeksinin pozitif bir tepki verdiđi sonucuna ulařılmıřtır.

Hammadde fiyatlarının yanı sıra, salgın hastalıklar, jeopolitik gerilimler, hızlı kentleřme, iklim deđiřikliđi, ticaret kısıtlamaları ve ihracat kısıtlamaları ya da politika deđiřiklikleri vb. spekülasyon hareketleri gibi bir řok nedene dayandırılabilen tarım ürünleri fiyatlarındaki dalgalanmalar, bařta gıda ithalatçısı ülkeler olmak üzere geliřmiř ve geliřmekte olan tüm

ekonomileri olumsuz yönde etkileyebilmekte ve ekonomik sorunların yanı sıra sosyal sorunlara da yol açabilmektedir. Dolayısıyla, tarımsal ürünlerin fiyat hareketlerine etki eden faktörlerin belirlenmesi, üretici ve tüketiciler üzerindeki etkilerinin incelenmesi açısından elde edilen sonuçlar iktisadi karar alıcılar için etkin kararlar alınmasında oldukça önem arz etmektedir.

Araştırma ve Yayın Etiđi Beyanı

Etik kurul izni ve/veya yasal/özel izin alınmasına gerek olmayan bu çalışmada araştırma ve yayın etiđine uyulmuştur.

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı

Yazarlar makaleye eşit oranda katkı sağlamış olduklarını beyan eder.

Araştırmacıların Çıkar Çatışması Beyanı

Bu çalışmada herhangi bir potansiyel çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Kaynakça

- Çayı, C. ve Saldanlı, A. (2021). Elektronik ürün senetlerinin tarımsal fiyatlara etkisi: Türkiye örneđi. E. Altay ve E. Demireli (Ed.), *Finans arařtırmaları: Finansal piyasalar ve kurumsal finans* içinde. (s. 185-205). İstanbul: Der Yayınları.
- Çil Yavuz, N. (2006). Türkiye’de turizm gelirlerinin ekonomik büyümeye etkisinin testi: Yapısal kırılma ve nedensellik analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(2), 162-171. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/pub/doujournal>
- de Gorter, H., Drabik, D. and Just, D.R. (2013). The perverse effects of biofuel public-sector policies. *Annual Review of Resource Economics*, 5, 463-483. <https://doi.org/10.1146/annurev-resource-091912-151933>
- Dörtok, A. ve Aksoy, A. (2018). Türkiye buğday sektörünün eşanlı model yöntemiyle tahmini. *Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi Tarım ve Doğa Dergisi*, 21(4), 580-586. Eriřim adresi: <http://dogadergi.ksu.edu.tr/tr/>
- Fernández, J.M. (2014). *Long run dynamics of world food, crude oil prices and macroeconomic variables: A Cointegration VAR analysis* (Bristol Economics Discussion Paper No: 14/ 646). Retrieved from http://www.bristol.ac.uk/efm/media/workingpapers/working_papers/pdffiles/dp14646.pdf
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross spectral methods. *Econometrica*, 37, 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Granger, C.W. and Yoon, G. (2002). *Hidden cointegration* (UC San Diego Discussion Paper No. 2002-2). Retrieved from <https://escholarship.org/content/qt9qn5f61j/qt9qn5f61j.pdf>
- Hacker, R.S. and Hatemi-J.A. (2006). Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distributions: Theory and application. *Applied Economics*, 38(13), 1489-1500. <https://doi.org/10.1080/00036840500405763>
- Hatemi-J.A. (2012). Asymmetric causality tests with an application. *Empirical Economics*, 43, 447-456. <https://doi.org/10.1007/s00181-011-0484-x>
- Hsiao, C. (1981). Autoregressive modelling and money-income causality detection. *Journal of Monetary Economics*, 7(1), 85-106. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(81\)90053-2](https://doi.org/10.1016/0304-3932(81)90053-2)
- İlter Küçükçolak, N. (2022). Ürün ihtisas borsacılığının gıda fiyat istikrarına katkısı. *Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 49, 325-339. doi:10.30794/pausbed.975798
- Kayral, İ.E. ve Aksoy, L. (2022). Yeni gıda endekslerinde haftanın günü etkisi var mı? *IBAD Sosyal Bilimler Dergisi*, 12, 461-476. <https://doi.org/10.21733/ibad.1072318>
- Kılıçarslan, A. ve Sucu, M.Ç. (2021). Ticaret borsası ve ürün ihtisas borsasında işlem maliyetleri: Karşılařtırılmalı bir uygulama. *Sakarya İktisat Dergisi*, 10(3), 257-274. Eriřim adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sid>
- Kıymaz, T. ve Saçlı, Y. (2008). *Tarım ve gıda ürünleri fiyatlarında yaşanan sorunlar ve öneriler* (DPT İktisadi Sektörler ve Koordinasyon Genel Müdürlüğü Tarım Dairesi No. 2767). Eriřim adresi: https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2018/11/Tarim_ve_Gida_Urunleri_Fiyatlarinda_Yasanan_Sonunlar_ve_Oneriler.pdf
- Özçelik, A. ve Özer, O.O. (2006). Koyck modeliyle Türkiye’de buğday üretimi ve fiyatı ilişkisinin analizi. *Journal of Agricultural Sciences*, 12(4), 333-339. doi:10.1501/Tarimbil_0000000398
- Rezitis, A.N. (2015). The relationship between agricultural commodity prices, crude oil prices and US dollar exchange rates: A panel VAR approach and causality analysis. *International Review of Applied Economics*, 29(3), 403-434. <https://doi.org/10.1080/02692171.2014.1001325>
- Şeyranlıođlu, O. ve Karavardar, A. (2019). Katılım bankacılığında selem finansman yöntemine dayalı bir model önerisi. *Turkish Studies -Economics, Finance, Politics*, 14(2), 523-538. doi:10.29228/TurkishStudies.22870

E. Mollaahmetođlu & B.Y. Akçalı, “Elektronik Ürün Senedi (ELÜS) Endeksleri ile ABD Dolar Endeksi ve Dolar Kuru Arasındaki İlişkinin Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Testleri ile Analizi”

Toda, H.Y. and Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)

Turan, T. ve Karakaş, M. (2016). Cari denge ve finans hesabı ilişkisi: Türkiye için ampirik bir uygulama. *Maliye Dergisi*, 170, 45-58. Erişim adresi: <https://ms.hmb.gov.tr/>

TÜRİB. (2022). *Endeksler* [Veri seti]. Erişim adresi: <https://www.turib.com.tr/endeksler/>

Urak, F., Bilgiç, A., Dağdemir, V. and Özer, H. (2022). Estimating the conditional variance volatilities of beef carcass, lamb carcass, and fodder wheat markets in the context of exchange rate using VAR(2)-asymmetric BEKK-GARCH (1,1) model. *Atatürk University Journal of Agricultural Faculty*, 53(1), 31-41. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/ataunizfd>

Yiğit, S. (2021). Elektronik ürün senetlerinin uygulama hacmi ve Türkiye teşvikleri. *Pressacademia Procedia*, 14(1), 69-74. doi:10.17261/Pressacademia.2021.1489

AN ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN ELECTRONIC WAREHOUSE RECEIPTS (EWR) INDICES AND THE US DOLLAR INDEX AND THE DOLLAR LIRA EXCHANGE RATE USING SYMMETRIC AND ASYMMETRIC CAUSALITY TESTS

EXTENDED SUMMARY

Purpose of the Study

The purpose of this study is to investigate the causal relationship between the EWR index for Cereal, Wheat, Barley and Corn products calculated by the TMEX with the US Dollar Index (DXY) and Dollar Lira (USD/TRY) exchange rate. Turkish Mercantile Exchange (TMEX) was established to operate markets where Electronic Warehouse Receipt (EWR) and Future Contracts on 08 June 2018 and the market has generated 6,7 million tons traded volume and 18,5 billion Turkish Liras traded value by over 152 thousand trades in 2021. EWR is an electronic certificate issued for the commodities kept and stored in licensed warehouses. Many studies take into account different price series of agricultural products and exchange rates in the literature. But it is the first known study investigating the causal relationship between DXY, Dollar Lira exchange rate and agricultural product prices using the EWR market dataset.

Literature

A closer look at the literature on the relationship between product prices obtained from the ELUS market and financial variables, however, demonstrates few works in literature; Kılıçarslan and Sucu (2021) address transaction cost differences arising from support and incentives are noticed between the transactions performed as EWR and the transactions performed in the sales halls of the commodity exchanges within the scope of licensed warehousing. İter Küçükçolak (2022) evaluates the contribution of mercantile exchanges for the effective market formation and develops an understanding of the relationship with other market factors that affect the formation of the agricultural commodity price. Yiğit (2021) compared ELUS transaction volume between 2016 and 2020 and the effect of government incentives over years and conclude that especially since 2015, the effect of government incentives has been seen in the increase in the transaction volume of electronic warehouse receipts. Kayral and Aksoy (2022) examined the existence of the day of the week effect on TURIB barley, wheat and corn using the GARCH (1,1) model. Şeyranlıođlu and Karavardar (2019) investigated selem financing method and the risks of this method were analyzed in terms of participation banks. A model proposal was prepared by using the Licensed Warehousing System and Product Specialized Exchange / Trade Stock Exchanges to store and sell the agricultural products subject to the selem contract.

Data Set and Method

This study investigates causal relationship between the EWR index for Cereal, Wheat, Barley, and Corn products calculated by the TMEX with the US Dollar Index (DXY) and Dollar Lira (USD/TRY) exchange rate using daily datasets for the period 01.04.2021-09.05.2022 with

the Toda-Yamamoto causality test and the Hatemi-J asymmetric causality test in case of the existence of asymmetric information.

Empirical Findings

The results provide evidence bi-directional causal relationship between Dollar Lira (USD/TRY) rate and Grain index and uni-directional causal relationship from the Dollar Lira (USD/TRY) to the wheat index, barley index and corn index. Moreover, it has been concluded that the Wheat index reacts with a positive shock if there is a negative shock in the US Dollar Index (DXY) and Dollar Lira (USD/TRY).

Conclusion

Uncertainties over exchange rates are one of the most important factors that increase the costs of agricultural products which cause instability in the prices of food products, especially in countries that are more fragile in terms of financial stability. Overall, our results demonstrate a strong causal relationship into account on the exchange rates and the effect on agricultural product prices. Determining the factors affecting the price movements of agricultural products and examining their effects on producers and consumers guides effective decision-making.