



Reel Efektif Döviz Kuru Oynaklığının Tarımsal Dış Ticaret Üzerindeki Asimetrik Etkisi: 2013-2021 Arası Dönemde Türkiye Örneği

Soner AKIN

Orcid no: <https://orcid.org/0000-0002-0734-9147>

Manisa Celâl Bayar Üniversitesi, Uluslararası Ticaret ve Finansman Bölümü, Manisa

Selim DURAMAZ

Orcid no: <https://orcid.org/0000-0002-1257-0620>

Manisa Celal Bayar Üniversitesi, Bankacılık ve Finans Bölümü, Manisa

Osman Murat KOÇTÜRK

Orcid no: <https://orcid.org/0000-0002-6280-275X>

Manisa Celâl Bayar Üniversitesi, Uluslararası Ticaret ve Finansman Bölümü, Manisa

Makale Künyesi

Araştırma Makalesi /
Research Article

Sorumlu Yazar /
Corresponding Author
Selim DURAMAZ
selimduramaz@hotmail.com

Geliş Tarihi / Received:
26.01.2022

Kabul Tarihi / Accepted:
12.12.2022

Tarım Ekonomisi Dergisi
Cilt: 28 Sayı: 2 Sayfa: 141-150
Turkish Journal of
Agricultural Economics
Volume: 28 Issue: 2 Page: 141-150

DOI 10.24181/tarekoder.1063391
JEL Classification: F40, Q17

Özet

Amaç: Döviz kurlarında son dönemlerde yaşanan aşırı dalgalanmalar, dış ticarete döviz kuru oynaklığının incelenmesini önemli hale getirmiştir. Bu çalışmanın amacı, 2013:01-2021:08 döneminde farklı ekonomik konjonktürler açısından reel efektif döviz kuru oynaklığının tarımsal dış ticaret üzerindeki asimetrik etkisini ortaya koymaktır.

Tasarım/Methodoloji /Yaklaşım: Döviz kuru oynaklığını ölçmek amacıyla ARMA(1,0)-EGARCH(1,1) modelinden yararlanılmıştır. Döviz kuru oynaklığının dış ticaret etkisi üzerindeki etkisi MSIAH modeli ile incelenmiştir.

Bulgular: Elde edilen sonuçlara göre, reel döviz kuru oynaklığının dış ticaret üzerindeki etkisinin ekonomik genişleme ve daralma rejimleri açısından farklılık gösterdiği, ekonomik genişleme rejiminde reel döviz kuru oynaklığının ithalatı artırıcı bir etki yarattığı ortaya konulmuştur.

Özgünlük/Değer: Çalışma, son dönemde tarımsal sorunlara daha fazla dikkat çekilmesi, özellikle kur ekseninde tarımsal dış ticarete yönelik sorunların çözümüne katkı sağlanması beklenmektedir.

Anahtar kelimeler: Döviz Kuru, Tarımsal Dış Ticaret, Pandemi.

The Asymmetric Effect Of Real Effective Exchange Rate Volatility On Agricultural Foreign Trade: The Example Of Turkey In The Period 2013-2021

Abstract

Purpose: The recent extreme volatilities in exchange rates have made it important to examine exchange rate volatility on foreign trade. The aim of this study is to reveal the asymmetric effect of real effective exchange rate volatility on agricultural foreign trade in terms of different economic conjunctures in the period 2013:01-2021:08.

Design/Methodology/Approach: ARMA(1,0)-EGARCH(1,1) model was used to measure exchange rate volatility. The effect of exchange rate volatility on the foreign trade effect was analyzed with the MSIAH model.

Findings: According to the results, it has been revealed that the effect of real exchange rate volatility on foreign trade differs in terms of economic expansion and contraction regimes, and real exchange rate volatility in the economic expansion regime has an increasing effect on imports.

Originality/Value: The study is expected to draw more attention to agricultural problems in the recent period, and to contribute to the solution of problems related to agricultural foreign trade, especially in the exchange rate axis.

Key words: Exchange rate, agricultural foreign trade, pandemic.

1.GİRİŞ

Gerek ülke ekonomilerinde gerekse insan yaşamındaki önemi gün geçtikçe artan tarım sektörü günümüzde daha da hayati öneme sahip konuma gelmiştir. İklim değişikliklerinin artması ile beraber yağışların azalması ve beraberinde kuraklıktaki artış, doğal kaynakların tahribatı, yanlış tarımsal uygulamalar gibi gelişmeler neticesinde ülkelerin tarımsal üretim açısından kendi kendilerine yeterlilikleri ve beraberinde tarımsal ihracatları gün geçtikçe daha fazla etkilenmektedir.

Tarımsal alanda yaşanan olumsuz gelişmelerin ve dalgalanmaların diğer önemli boyutunu da ekonomik süreçler oluşturmaktadır. Nitekim özellikle Covid-19 pandemisinin de etkisiyle gıda ürünleri talebine yönelik farklı tüketici davranışları ve bunun arz tarafına yansımaları, bununla beraber küresel piyasalarda enerji fiyatlarındaki ve nihayetinde kur fiyatlarındaki dalgalanmalar, lojistik maliyetlerdeki aşırı artış ile beraber ülkelerin tarımsal ürün ve üretim sürecinde yaşadıkları fiyat gelişmeleri, özellikle tarımsal ürün ihracatı ve ithalatında önemli etkiler ortaya çıkarmaktadır.

Halihazırda zaten birçok sorunla mücadele eden tarım sektörünün bir de döviz kurlarında meydana gelen değişimlerden olumsuz etkilenmesi kaçınılmaz hale gelmiştir. Nitekim tarımsal üretimin arttırılması ve tarımsal fiyat dalgalanmalarının önlenmesi ile beraber, ülkelerin genel olarak ihracatı arttırmaya yönelik hamlelerinin tarımsal dış ticaret üzerinde de etkileri söz konusu olacaktır. Bu bağlamda, döviz kurunda oynaklığı bu unsurlardan biridir.

Döviz kuru oynaklığının dış ticaret üzerindeki etkileri literatürde geniş bir şekilde tartışılmıştır. Bu çalışmaların bir kısmı söz konusu etkiyi tarım sektörü açısından ele almışlardır. Döviz kurundaki oynaklığın tarımsal ihracat ve ithalat üzerindeki etkilerini inceleyen çalışmalarda (Abudi ve Okunmadewa, 1999; Kandilov, 2008; Sever, 2012; Yanıkkaya vd., 2013; Çınar vd., 2015; Gündüz vd., 2017; Bal vd., 2017; Akinbode ve Ojo, 2018, Gökçe, 2021) genel olarak reel döviz kuru oynaklığının tarımsal dış ticaret üzerinde önemli bir etkisinin olduğu ifade edilmiştir. Abudi ve Okunmadewa (1999), döviz kuru oynaklığının 1986-1993 döneminde Nijerya'nın tarımsal ihracatı üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğunu ortaya koymuşlardır. Kandilov (2008), G10 ülkeleri için gerçekleştirdiği çalışmasının sonucunda, gelişmekte olan ülkelerdeki tarımsal dış ticaretin, gelişmiş ülkelere göre döviz kuru oynaklığından daha fazla etkilendiklerini tespit etmiştir. Türkiye için gerçekleştirilen çalışmalardan Sever (2012), döviz kuru oynaklığının tarımsal ihracatı ve ithalatı olumsuz olarak etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Çınar vd. (2015) ise Türkiye'de döviz kuru şokları ile tarım ürünleri ihracatı arasında anlamlı bir ilişki olduğu bulgusuna ulaşmışlardır. Gündüz vd. (2017) petrol fiyatları ile döviz kurunun tarımsal ürün ticareti üzerindeki etkilerini incelemişler, elde edilen bulgular çerçevesinde tarım ürünleri ile döviz kuru ve petrol fiyatları arasında uzun dönemli anlamlı bir ilişkinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Gökçe (2021), Türkiye'de döviz kuru ile beraber aynı zamanda petrol fiyatlarının da gıda fiyatları üzerindeki etkisini incelemiştir. Buradan hareketle 2010-2019 yılları arasındaki verilerden elde edilen bulgular kapsamında döviz kuru ve petrol fiyatlarında ortaya çıkan olumlu bir gelişmenin gıda fiyatlarını da doğru yönde etkilemekte olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bazı çalışmalar ise döviz kuru oynaklığının tarımsal ürün ihracatı üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığını tespit etmişlerdir (Yanıkkaya vd., 2013; Akinbode ve Ojo, 2018). Yanıkkaya vd., (2013) döviz kuru oynaklığının Türkiye tarımsal emtia ihracatı üzerinde önemli bir etki yaratmadığını ifade etmişlerdir. Benzer şekilde, Akinbode ve Ojo (2018) Nijerya'da döviz kuru oynaklığının hem kısa hem de uzun dönemde tarım ürünleri ihracatını anlamlı bir şekilde etkilemediği tespit edilmiştir.

Buradan hareketle, çalışmada Türkiye'de reel döviz kurunda meydana gelen değişimlerin tarımsal dış ticaret üzerindeki etkisinin incelenmesi amaçlanmaktadır. Literatürde yapılan çalışmalardan farklı olarak, bu çalışmada söz konusu etki farklı ekonomik konjonktürler açısından incelenmiştir. Böylelikle, daha kapsamlı bir analiz gerçekleştirilmiştir. Bu kapsamda çalışmadan elde edilen sonuçlar itibarıyla literatüre, araştırmacılara, tarım sektörü üreticilerine ve temsilcilerine, politika yapıcılara önemli katkılar sağlaması arzu edilmektedir.

Çalışmanın bundan sonraki bölümlerinde ilk olarak veri seti ve uygulanan yöntem hakkında bilgi verilecek, ardından ampirik bulgular raporlanacaktır. Son bölümde ise analizden elde edilen sonuçlar değerlendirilecek ve politika önerileri geliştirilecektir.

2. VERİ SETİ ve YÖNTEM

Bu çalışmada, 2013:01-2021:08 dönemi için Türkiye'de döviz kuru oynaklığının tarımsal dış ticaret üzerindeki etkilerinin incelenmesi amaçlanmıştır. Tarımsal ihracat ve ithalata ilişkin veriler için, uluslararası standart sanayi sınıflamasının (ISIC, REV4) tarım, ormancılık ve balıkçılık faslı dikkate alınmıştır.

Özellikle son dönemlerde döviz kurlarında meydana gelen aşırı dalgalanmalar, maliyetlerdeki artış ve riskten kaçınma gibi unsurlar, ihracat ve ithalat denklemlerinde döviz kuru oynaklığının dikkate alınması gerektiğini bir kez daha göstermiştir. Çalışmada, bu kapsamda Bahmani-Oskooee ve Ardalani (2006) ve Bahmani-Oskooee ve Wang (2008) tarafından önerilen geleneksel ihracat ve ithalat denklemleri dikkate alınmış ve bu denklemlere döviz oynaklığı dahil edilmiştir.

Döviz kuru oynaklığının tarımsal ihracat ve ithalat üzerindeki etkilerine yönelik oluşturulan modeller aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\ln \dot{IHR}_T = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \ln \dot{IHR}_{T-t-i} + \beta_1 \ln SUE_{OECD_t} + \beta_2 \ln RER_t + \beta_3 \ln RER_{VOL}_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\ln \dot{ITH}_T = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \ln \dot{ITH}_{T-t-i} + \delta_1 SUE_t + \delta_2 \ln RER_t + \delta_3 \ln RER_{VOL}_t + v_t \quad (2)$$

\dot{IHR}_T : *t* zamanında Türkiye'nin tarımsal ihracatı

\dot{ITH}_T : *t* zamanında Türkiye'nin tarımsal ithalatı

SUE_{OECD_t} : *t* zamanında OECD ülkelerinin sanayi üretim endeksi

SUE_t : *t* zamanında Türkiye'nin sanayi üretim endeksi

RER_t : *t* zamanında reel efektif döviz kuru

RER_{VOL}_t : *t* zamanında reel efektif döviz kuru oynaklığı

Türkiye için tarımsal ihracat ve ithalat değerleri, sanayi üretim endeksi ve reel efektif döviz kuru verileri TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) veri tabanından, OECD ülkelerinin sanayi üretim endeksi verisi ise OECD veri tabanından elde edilmiştir. (1) ve (2) nolu ihracat ve ithalat denklemlerinde Türkiye'nin ve OECD ülkelerinin reel gelirini temsil etmek amacıyla, sanayi üretim endeksi dikkate alınmıştır. Reel döviz kuru oynaklığı, reel döviz kuruna ilişkin tahmin edilen ARMA(1,0)-EGARCH(1,1) modelinden elde edilen koşullu varyanslar ile ölçülmüştür. Çalışmada tüm değişkenler logaritmik değerleri ile modellere dahil edilmiş ve TRAMO_SEATS yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmıştır.

İhracat ve ithalat için oluşturulan (1) ve (2) numaralı modellerde, gerek dış ülkelerde gerekse de Türkiye'de yaşanacak gelir artışlarının dış ticareti teşvik edici bir role sahip olduğu varsayılmaktadır. Bu doğrultuda, β ve δ parametrelerinin pozitif olması beklenmektedir.

Çalışmada reel döviz kuru oynaklığının tarımsal dış ticaret üzerindeki etkisini farklı ekonomik konjonktürler açısından incelemek ve karşılaştırmak amacıyla Markov rejim değişim modelinden yararlanılmıştır. Hamilton (1989) tarafından geliştirilen Markov rejim değişim (MRS) modeli, doğrusal olmayan yapının modellenmesinde kullanılmaktadır. Bu model, denklemlerin rejimler açısından değişmesine imkan vererek makroekonomik değişkenlerin davranışlarını ve dinamik yapılarını ortaya koyabilmektedir (Hamilton, 2010).

MRS modelinin ardından, Krolzig (1997) ortalamada, sabit terimde ve artıkların varyansında rejimler arasındaki kaymalara izin veren çeşitli MRS model spesifikasyonları önermiştir. Bu modeller iki temel gruba ayrılır. İlk spesifikasyon, koşullu ortalamanın değişmesine izin veren Markov değişim modelidir (MSM-Markov Switching Mean). İkinci spesifikasyon ise sabit terimin değişmesine izin veren Markov değişim modeli (MSI-Markov Switching Intercept)'dir. Bu spesifikasyonların dışında, rejimler arasında tüm parametrelerin ve artık varyansının değişmesine izin veren Markov rejim değişim modeli (MSIAH – Markov Switching Intercept Autoregressive Heteroscedasticity) bulunmaktadır. Çalışmada MSIAH modelinden yararlanılmıştır. MSIAH modelinde I Markov değişim sabitini, A Markov değişim otoregresif parametresini, H ise Markov değişim değişen varyanslılığı ifade etmektedir. MSIAH modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Krolzig, 1998, 2000):

$$y_t = \begin{cases} \alpha_1 + x_t \beta_1 + \varepsilon_t & \varepsilon_t | s_t \sim NID(0, \Sigma_1) & \text{eğer } s_t = 1 \\ \dots & \dots & \dots \\ \alpha_M + x_t \beta_M + \varepsilon_t & \varepsilon_t | s_t \sim NID(0, \Sigma_M) & \text{eğer } s_t = M \end{cases} \quad (3)$$

Yukarıdaki denklemde χ_i dışsal değişkenler vektörü, s_i gözlenemeyen durum değişkeni ve ε_i ise hata terimini ifade etmektedir. Bu sürecin, geçiş olasılıkları p_{ij} ile birinci dereceden Markov zincirini takip ettiği varsayılmaktadır.

$$p_{ij} = P[s_t = j | s_{t-1} = i] \quad (4)$$

$$\sum_{i=1}^m p_{ij} = 1, \quad \forall i, j = 1, \dots, m \quad (5)$$

st, indirgenemez geçiş matrisine sahip M durumlu Markov süreci izlemektedir. Bu süreç aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & \dots & p_{1M} \\ \dots & \dots & \dots \\ p_{M1} & \dots & p_{MM} \end{bmatrix} \quad (6)$$

Çalışma kapsamında oluşturulan (1) ve (2) nolu ihracat ve ithalat denklemleri aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir:

$$\ln \dot{IHR}_{s,t} = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \ln \dot{IHR}_{s,t-i} + \beta_1 \ln SUE_{OECD_{s,t}} + \beta_2 \ln RER_{s,t} + \beta_3 \ln RER_{VOL_{s,t}} + \varepsilon_{s,t} \quad (7)$$

$$\ln \dot{ITH}_{T,s,t} = \delta_0 + \sum_{i=1}^p \gamma_i \ln \dot{ITH}_{T,t-i} + \delta_1 \ln SUE_{s,t} + \delta_2 \ln RER_{s,t} + \delta_3 \ln RER_{VOL_{s,t}} + v_{s,t} \quad (8)$$

Reel efektif döviz kurunun koşullu oynaklığını elde etmek amacıyla tahmin edilen ARMA(1,0)-EGARCH(1,1) modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$y_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^q \theta_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \varphi_i e_{t-i} + e_t \quad (9)$$

$$\ln(\sigma_{j,t}^2) = \omega_j + \beta_j \ln(\sigma_{j,t-1}^2) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{j,t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{j,t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + \varepsilon_t \quad (10)$$

(9) nolu denklem, ortalama denklemi temsil etmektedir ve θ_i AR parametresini, e_{t-i} MA parametresini ifade etmektedir. (10) nolu denklem ise β_j GARCH parametresini, α ARCH parametresini ve δ kaldıraç parametresini ifade etmektedir.

β_j , koşullu varyanstaki sürekliliği ölçmektedir. Asimetrik etkiyi ölçen γ parametresinin negatif değer alması ($\gamma < 0$) durumunda, negatif şokların pozitif şoklara göre oynaklık üzerinde daha büyük etki yarattığı; pozitif değer alması durumunda ($\gamma > 0$) ise tam tersi durumun geçerli olduğu ifade edilebilir (Nelson, 1991: 350-351).

3. ARAŞTIRMABULGULARI

Çizelge 1'de ihracat ve ithalat modellerine dahil edilen değişkenlere ilişkin özet istatistikler yer almaktadır. Tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde, ortalama olarak tarımsal ithalatın tarımsal ihracattan fazla olduğu ifade edilebilir. Standart sapma değerlerine göre, tarımsal ithalattaki oynaklık tarımsal ihracata göre yüksektir. Çarpıklık değerleri açısından, tüm değişkenlerin negatif çarpıklık değerlerine sahip olduğu, diğer bir ifadeyle tüm değişkenlerin sola çarpık olduğu söylenebilir. Bununla birlikte, OECD ülkelerine ait sanayi üretim endeksinin çarpıklık değerinin 0'dan büyük, diğer değişkenlerin çarpıklık değerlerinin ise 0'a yakın olduğu görülmektedir. Benzer şekilde, OECD ülkelerine ait sanayi üretim endeksi haricinde, diğer tüm değişkenlerin basıklık değerleri 3'e yakındır. Bu sonuçlara göre, tarımsal ihracat, tarımsal ithalat, Türkiye'ye ilişkin sanayi üretim endeksi değişkenlerinin normal dağılıma sahip olduğu, diğer değişkenlerin ise normal dağılmadığı ifade edilebilir.

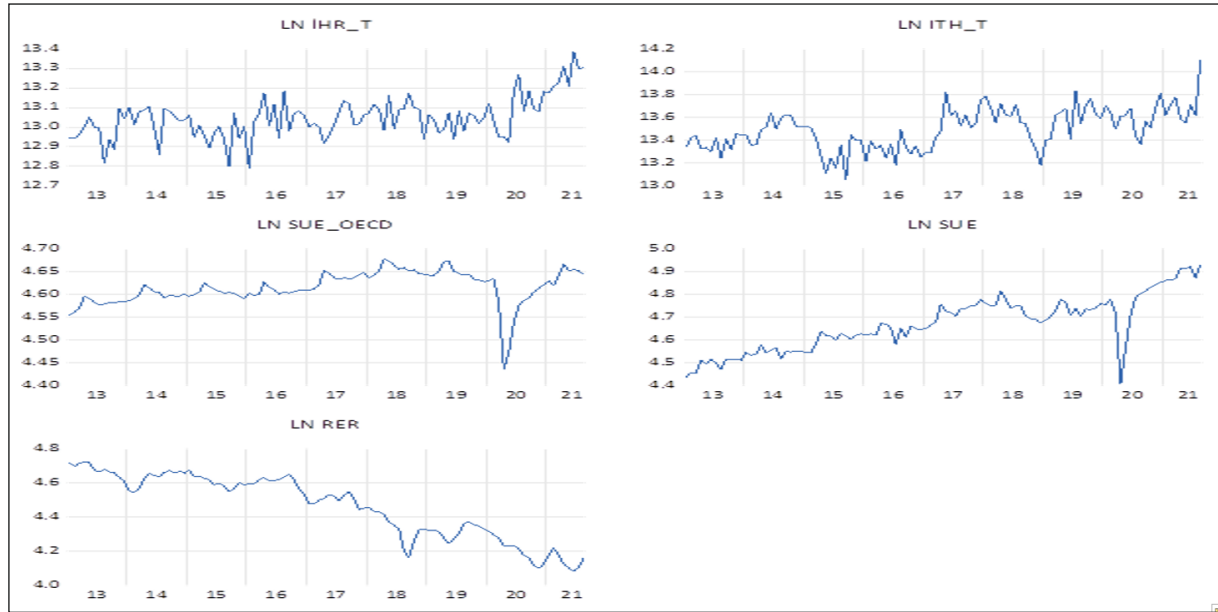
Çizelge 1. Özet istatistikler

Table 1. Descriptive statistics

	$\ln \dot{IHR}_T$	$\ln \dot{ITH}_T$	$\ln SUE$	$\ln SUE_{OECD}$	$\ln RER$
Ortalama	13.04234	13.49821	4.670629	4.615297	4.461117
Medyan	13.03711	13.48775	4.680653	4.610558	4.512772
Maksimum	13.55511	13.99422	4.931509	4.662430	4.732948
Minimum	12.50023	12.84901	4.370630	4.414703	4.088997
Standart Sapma	0.230556	0.222360	0.120272	0.037177	0.190278
Çarpıklık	-0.015450	-0.089187	-0.011549	-2.229064	-0.458108
Basıklık	2.345167	2.824810	2.380577	12.15807	1.887970
Jarque-Bera	1.862297	0.270872	1.664945	449.5624	8.996263
Gözlem Sayısı	104	104	104	104	104

Kaynak: Yazarlar tarafından oluşturulmuştur

Şekil 1'de söz konusu değişkenlerin 2013:01-2021:08 dönemine ilişkin grafikleri gösterilmektedir. Şekil 1 incelendiğinde, tarımsal ihracat ve ithalatın Covid-19 pandemisinin başladığı 2020 Mart itibariyle düşüşlerin yaşandığı, bununla birlikte, 2020 yılının sonundan itibaren artış trendine girdiği ifade edilebilir. Bununla birlikte, Türkiye ve OECD ülkelerinin sanayi üretim endekslerinde pandeminin başlaması ile ciddi düşüşler yaşanmış, aşı ile ilgili gelişmelerin yaşanması ve kısıtlama politikalarının esnetilmesi ile birlikte yeniden artış trendine girmiştir. Reel efektif döviz kuru ise azalış trendinde olduğu, özellikle son dönemlerde pandeminin ve ekonomik koşulların ciddi düşüşlerin meydana geldiği görülmektedir.



Şekil 1. Tarımsal ihracat, tarımsal ithalat, Türkiye ve OECD Ülkeleri sanayi üretim endeksi ve reel efektif döviz kuru grafikleri (2013:01-2021:08 dönemi)

Figure 1. The graphs of agricultural exports, agricultural imports, Turkey and OECD countries industrial production index and real effective exchange rate (the period of 2013:01-2021:08)

Çalışmada model tahmin aşamasına geçilmeden önce, ilk olarak değişkenlere ilişkin durağanlıkların incelenmesi gerekmektedir. Değişkenlerin durağanlıkları dikkate alınmadan yapılacak analizler sahte regresyon problemine neden olmaktadır. Bu doğrultuda Ng-Perron ve DF-GLS birim kök testleri uygulanmıştır.

Ng-Perron birim kök testinde MZa, MZt, MSB ve MPT olmak üzere dört grup test sonucu bulunmaktadır. MZa ve MZt testleri, Philips-Perron Za ve Zt testlerinin; MSB testi, Bhargava testinin ve MPT testi ise ADF-GLS testinin modifiye edilmiş halleridir. MZa ve MZt testlerinde sıfır hipotezi, serinin birim kök içerdiğini; MSB ve MPT testlerinde ise serinin birim kök içermediğini ifade etmektedir. Sonuçlar Çizelge 2'de yer almaktadır.

Çizelge 2. Birim kök test sonuçları
Table 2. The results of unit root test

		DF-GLS		Ng-Perron		
			MZa	MZt	MSB	MPT
LN (IHR_T)	Sabit terimli	-0.8747	-3.2297	-0.8751	0.2709**	7.2424***
	Sabit terim ve trendli	-2.8099	-14.6706	-2.6222	0.1787**	6.7220***
Ä LN (IHR_T)	Sabit terimli	-9.3560***	-8.1395**	-2.0173**	0.2478	11.1955
	Sabit terim ve trendli	-7.4271***	-2786.1***	-373239***	0.0134	0.0088
LN (ITH_T)	Sabit terimli	-1.7163	-5.4927	-1.1064	0.2014**	5.8306***
	Sabit terim ve trendli	-1.3128	-15.4325	-2.5624	0.1660**	7.1650***
Ä LN (ITH_T)	Sabit terimli	-3.2494**	0.3961***	14.7704***	0.0678	0.0268
	Sabit terim ve trendli	-3.1721**	0.2315***	14.9404***	-5.9686	-1.3819
LN (SUE)	Sabit terimli	0.5504	1.0605	0.6336	0.5975***	29.6785***
	Sabit terim ve trendli	-0.4805	-1.1443	-0.4261	0.3724***	11.5279***
LN (SUE)	Sabit terimli	-10.2998***	-50.956***	-5.0318***	0.0987	0.5212
	Sabit terim ve trendli	-4.0317***	-24.604***	-3.4843***	0.1416	3.8437
ÄLN(SUE_OECD)	Sabit terimli	-1.5478	-5.8493	-1.6012	0.2737***	4.5268***
	Sabit terim ve trendli	-2.7165	-15.0384	-2.7414	0.1823***	6.0633***
ÄLN(SUE_OECD)	Sabit terimli	-8.4877***	-92.058***	-6.7786***	0.0773	0.2776
	Sabit terim ve trendli	-8.6793***	-94.863***	-6.8860***	0.0725	0.9647
LN (REER)	Sabit terimli	0.4760	0.8101	0.5796	0.7154***	37.7663***
	Sabit terim ve trendli	-2.6496	-14.6241	-2.7031	0.1848***	6.2364***
ÄLN (REER)	Sabit terimli	-7.4621***	-85.062***	-6.4355***	0.0756	0.4622
	Sabit terim ve trendli	-7.3358***	-78.380***	-6.2214***	0.0793	1.3256

Not: ***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde anlamlılıkları ifade etmektedir.

Çizelge 2'de yer alan DF-GLS ve Ng-Perron birim kök test sonuçları incelendiğinde, elde edilen sonuçlar şu şekilde özetlenebilir: Sabit terimli birim kök testi sonuçlarına göre, her iki test için de tarımsal ihracat, tarımsal ithalat, Türkiye'nin sanayi üretim endeksi, OECD ülkelerinin sanayi üretim endeksi ve reel efektif döviz kurlarının düzey değerlerinde durağan olmadıkları, birinci farklarında durağan hale geldikleri görülmektedir. Sabit terim ve trendli birim kök test sonuçlarına göre ise, benzer şekilde, tüm değişkenlerin ise birinci farklarında durağan oldukları ifade edilebilir. Gerek değişkenlerin grafikleri, gerekse birim kök denklemlerindeki trend katsayısının anlamlılığı dikkate alındığında, sabit terim ve trendli birim kök test sonuçlarının geçerli olduğu ifade edilebilir.

Reel efektif döviz kuru oynaklığının ölçülmesi amacıyla otoregresif koşullu değişen varyans modellerinden yararlanılmıştır. Bu amaçla, ilk olarak katsayıların anlamlılığına ve Akaike bilgi kriterine göre uygun ARMA modeli AR(1) modeli olarak belirlenmiştir. AR(1) modelinde ARCH etkisinin varlığı ARCH testi ile araştırılmış ve ARCH(5) istatistiği değeri 23.57 olarak elde edilmiştir. AR(1) modelinde ARCH etkisinin varlığının bulunmasından dolayı, reel efektif döviz kuru serisinin oynaklığının modellenmesi amacıyla otoregresif koşullu değişen varyans modelleri ile devam edilmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda, model seçim kriterlerine göre (Akaike ve Schwarz) en uygun model olarak EGARCH(1,1) modelinin geçerli olduğu belirlenmiştir. EGARCH modelinde negatif ve pozitif şokların koşullu varyans üzerindeki etkisinin farklı olduğu varsayılmaktadır.

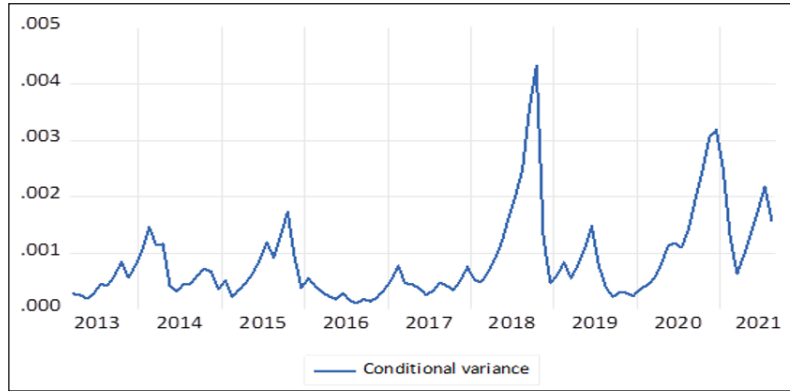
Reel efektif döviz kuru serisi için tahmin edilen ARMA(1,0)-EGARCH(1,1) model sonuçları Çizelge 3'de yer almaktadır. ARMA(1,0)-EGARCH(1,1) modelinden elde edilen artıklara yeniden ARCH testi uygulanmış ve ARCH etkisinin ortadan kalktığı (ARCH(5)=8.10) tespit edilmiştir. Çizelge 3'deki sonuçlara göre, asimetri katsayısı γ negatif ve %5 önem seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı elde edilmiştir. Bu sonuca göre, negatif şokların reel efektif döviz kurunun koşullu varyansı üzerindeki etkisini pozitif şoklardan daha fazladır. Sisteme gelen şokun sistemde kalma süresini belirleyen half-life shock değeri $-\ln(0.5/\ln(\beta))$ formülasyonu kullanılarak hesaplanmış ve bu değer 9.41 olarak elde edilmiştir. Dolayısıyla, reel efektif döviz kurunda meydana gelen bir şok sistemde ortalama olarak 9 ay kaldığı ifade edilebilir.

Çizelge 3. Reel efektif döviz kuruna ilişkin ARMA(1,0)-EGARCH(1,1) model tahmin sonucu
Table 3. The estimation results of ARMA(1,0)-EGARCH(1,1) for real effective exchange rate

Değişken	Katsayı	Standart Hata	z-İstatistiği	Olasılık
θ_0	-0.009070***	0.003043	-2.980871	0.0029
θ_1	0.186026**	0.093878	1.981568	0.0475
Varyans Denklemi				
ω_j	-0.227894**	0.105519	-2.159745	0.0308
a	-0.318104**	0.126884	-2.507055	0.0122
γ	-0.372811***	0.104244	-3.576350	0.0003
β_j	0.929017***	1.7E-104	5.4E+103	0.0000
GED PARAMETER	2.547257***	0.687196	3.706741	0.0002
ARCH(5)	1.6603			
Q(5)	6.4394			

Not: ***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde anlamlılıkları ifade etmektedir.

Şekil 2'de reel efektif döviz kuruna ilişkin ARMA(1,0)-EGARCH(1,1) modelinden elde edilen koşullu varyans grafiği yer almaktadır. Şekil 2 incelendiğinde, reel efektif döviz kuruna ilişkin koşullu varyansın 2018 yılında zirve noktasına ulaştığı görülmektedir. Ardından pandeminin etkisiyle birlikte, 2020'nin ilk çeyreğinden itibaren reel efektif döviz kurunun tekrar artış trendine girdiği ve ikinci zirve noktasının 2020 Ağustos ayında yaşandığı görülmektedir. Son olarak 2021'nin başından itibaren yukarı yönlü bir trend olduğu ve üçüncü zirve noktasının ise ele alınan dönem itibarıyla 2021 Temmuz ayında meydana geldiği ifade edilebilir.



Şekil 2. Reel efektif döviz kuruna ilişkin koşullu varyans grafiği
Figure 2. The graph of conditional variance for real effective exchange rate

Reel efektif döviz kuruna ilişkin tahmin edilen ARMA(1,0)-EGARCH(1,1) modelinden koşullu varyanslar elde edilmiş ve döviz kuru oynaklığı olarak ihracat ve ithalat denklemlerine dahil edilmiştir. Döviz kuru oynaklığının ekonomik daralma ve ekonomik genişleme rejimleri açısından tarımsal ihracat üzerindeki etkisini incelemek amacıyla alternatif modeller denenmiş, Akaike ve Schwarz model seçim kriterlerine göre en uygun modelin MSIAH(2,3,0,1) olduğuna karar verilmiştir. MSIAH(2,3,0,1) model tahmin sonuçları Çizelge 4'de yer almaktadır. Tablo 4'de yer alan döviz kuru oynaklığının tarımsal ihracat üzerindeki etkisini incelemek amacıyla oluşturulan MSIAH(2,3,0,1) model tahmin sonuçları incelendiğinde, ekonomik genişleme rejiminde OECD ülkelerinin reel geliri ile tarımsal ihracat arasında pozitif ilişki olduğu görülmektedir. Buna göre, OECD ülkelerinin reel gelirinde (sanayi üretim endeksinde) meydana gelen %1'lik artış tarımsal ihracatın %0.9822 artmasına neden olmaktadır. Reel efektif kurundaki artış, tarımsal ihracat üzerinde negatif etki yaratmaktadır. Reel efektif döviz kurunda meydana gelen %1'lik artış tarımsal ihracatı %0.6249 azaltmaktadır. Reel efektif döviz kuru oynaklığının ise tarımsal ihracat üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunamamıştır. Ekonomik daralma döneminde ise, OECD ülkelerinin reel gelirinde meydana gelen %1'lik artış tarımsal ihracatı %4.7612 oranında artış yaratmaktadır. Reel efektif döviz kuru ve oynaklığının tarımsal ihracat üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi tespit edilememiştir.

Çizelge 4. Tarımsal ihracat için MSIAH(2,3,0,1) model tahmin sonucu**Table 4.** The model estimation result of MSIAH(2,3,0,1) for agricultural export

	Ekonomik Genişleme Dönemi			Ekonomik Daralma Dönemi		
	Katsayı	Standart Hata	Olasılık	Katsayı	Standart Hata	Olasılık
LN IHR_T(-1)	-0.40201***	0.1238	0.002	0.476644***	0.1112	0.000
LN IHR_T(-2)	-0.30687**	0.1299	0.021	0.738046***	0.1017	0.000
LN IHR_T(-3)	-0.04046	0.1311	0.758	-0.6009***	0.1233	0.000
Sabit Terim	-0.0857***	0.01847	0.000	0.150908***	0.02385	0.000
LN SUE_OECD	0.982226**	0.3743	0.010	4.76122***	0.9145	0.000
LN RER	-0.62495**	0.2631	0.020	-0.22952	0.3963	0.564
LN RER_VOL	-2.28854	16.12	0.887	25.531	18.49	0.171
Sigma	0.067761***	0.01067	0.000	0.159854***	0.024	0.000
ARCH(5)	0.3443					
Q(50)	47.354					
Q ² (50)	38.610					
LR Test	36.917***					

Not: ***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde anlamlılıkları ifade etmektedir.

Çizelge 4'de yer alan modelin geçerliliğine ilişkin testler incelendiğinde, otokorelasyonun varlığını test eden standart hatalara ilişkin Ljung-Box Q istatistiğine göre modelde otokorelasyon probleminin olmadığı görülmektedir. Modelde farklı varyans test eden standart hata karelere ilişkin Q istatistik değeri, modelde farklı varyans probleminin olmadığını ifade etmektedir. ARCH testi sonucuna göre ise, modelde ARCH etkisinin olmadığı görülmektedir. Doğrusal modeli doğrusal olmayan modele göre test eden LR test sonucuna göre, modelin doğrusal olmayan bir yapıya sahip olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Elde edilen bu sonuçlar, tahmin edilen modelin geçerli olduğunu ifade etmektedir.

Çizelge 5'de döviz kuru oynaklığının ekonomik daralma ve ekonomik genişleme rejimleri açısından tarımsal ithalat üzerindeki etkisini incelemek amacıyla oluşturulan MSIAH(2,4,0,1) model tahmin sonuçları yer almaktadır. Döviz kuru oynaklığının tarımsal ithalat üzerindeki etkisini incelemek amacıyla oluşturulan MSIAH(2,4,0,1) model tahmin sonuçlarına göre, ekonomik genişleme rejiminde Türkiye'nin reel geliri ile tarımsal ithalat arasında pozitif ilişki olduğu görülmektedir. Buna göre, Türkiye'nin reel gelirinde (sanayi üretim endeksinde) meydana gelen %1'lik artış tarımsal ihracatın %1.1598 oranında artmasına neden olmaktadır. Reel efektif kurundaki artış, tarımsal ithalat üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etkiye sahip değildir. Buna karşın, reel efektif döviz kuru oynaklığı tarımsal ithalatı arttırıcı bir etki yaratmaktadır. Ekonomik daralma döneminde ise, Türkiye'nin reel gelirinde meydana gelen %1'lik artış tarımsal ithalatı %0.6624 oranında arttırdığı görülmektedir. Reel efektif döviz kuru, tarımsal ithalat üzerinde pozitif bir etkiye sahiptir. Reel efektif döviz kurunda meydana gelen %1'lik artış tarımsal ithalatı %0.3592 oranında artışa neden olmaktadır. Son olarak, reel döviz kuru oynaklığının ekonomik daralma döneminde tarımsal ithalat üzerinde istatistiki olarak anlamlı bir etkisi bulunamamıştır.

Çizelge 5. Tarımsal ithalat için MSIAH(2,4,0,1) model tahmin sonucu**Table 5.** The model estimation result of MSIAH(2,4,0,1) for agricultural import

	Ekonomik Genişleme Dönemi			Ekonomik Daralma Dönemi		
	Katsayı	Standart Hata	Olasılık	Katsayı	Standart Hata	Olasılık
LN ITH_T(-1)	-0.50824***	0.09945	0.000	-0.83496***	0.08557	0.000
LN ITH_T(-2)	-0.16482	0.0997	0.102	-0.2114***	0.06884	0.003
LN ITH_T(-3)	-1.3295***	0.1022	0.000	-0.54007***	0.06969	0.000
LN ITH_T(-4)	-0.98882***	0.1205	0.000	-0.52961***	0.07149	0.000
Sabit terim	0.108551***	0.008969	0.000	-0.08252***	0.008708	0.000
LN SUE	1.15985***	0.1357	0.000	0.662476***	0.1922	0.001
LN RER	0.156628	0.3457	0.652	0.35921**	0.1957	0.050
LN RER_VOL	70.6697***	9.773	0.000	2.09146	5.991	0.728
Sigma	0.064334	0.008767	0.000	0.083496***	0.00826	0.000
ARCH(5)	0.7587					
Q(50)	25.356					
Q ² (50)	41.413					
LR Test	35.264***					

Not: ***, **, * sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde anlamlılıkları ifade etmektedir.

Çizelge 5'de yer alan modelin geçerlilik testleri incelendiğinde ise, standart hatalara ilişkin Ljung-Box Q istatistiğine göre modelde otokorelasyon probleminin olmadığı görülmektedir. Standart hata karelere ilişkin Q istatistik değeri, modelde farklı varyans probleminin olmadığını ifade etmektedir. ARCH testi sonucuna göre ise, modelde ARCH etkisinin olmadığı görülmektedir. Doğrusal modeli doğrusal olmayan modele göre test eden LR test sonucuna göre, modelin doğrusal olmayan bir yapıya sahip olduğu görülmektedir. Elde edilen bu sonuçlar, tahmin edilen modelin geçerli olduğunu ifade etmektedir.

Çizelge 6'da tarımsal ihracat ve tarımsal ithalat için oluşturulan MSIAH(2,3,0,1) ve MSIAH(2,4,0,1) modellerine ilişkin rejim geçiş olasılıkları matrisi yer almaktadır.

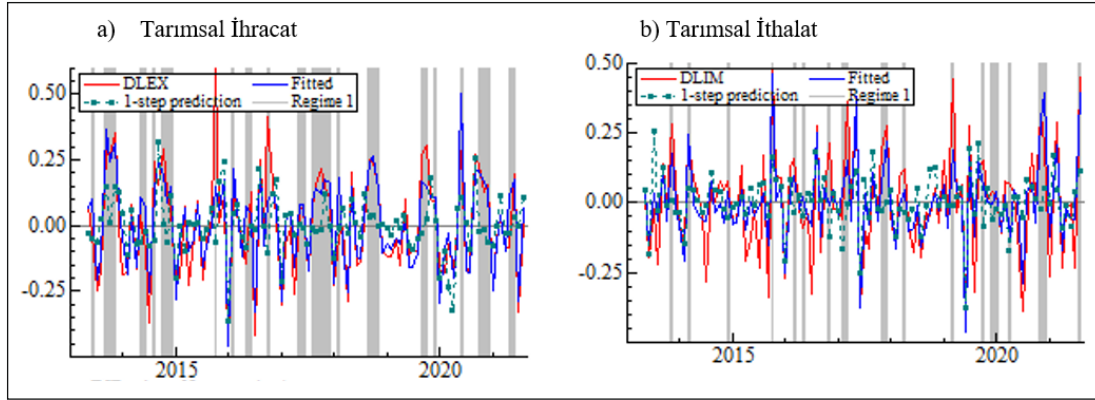
Çizelge 6. Rejim geçiş olasılıkları matrisi

Table 6. The matrix of regime transition probabilities

	Tarımsal İhracat		Tarımsal İthalat	
	Ekonomik Genişleme (Rejim0)	Ekonomik Daralma (Rejim1)	Ekonomik Genişleme (Rejim0)	Ekonomik Daralma (Rejim1)
Ekonomik Genişleme (Rejim0)	0.7049	0.5352	0.3651	0.3325
Ekonomik Daralma (Rejim1)	0.2950	0.4647	0.6348	0.6675

Çizelge 6 incelendiğinde, tarımsal ihracat için ekonomik genişlemeden ekonomik genişleme rejimine geçiş olasılığı 0.7049, ekonomik genişleme rejiminden ekonomik daralma rejimine geçiş olasılığı ise 0.5332'dir. Ekonomik daralma rejiminden ekonomik daralma rejimine geçiş olasılığı 0.4647, ekonomik daralma rejiminden ekonomik genişleme rejimine geçiş olasılığı 0.2950 olarak elde edilmiştir. Sonuçlar tarımsal ithalat için incelendiğinde, ekonomik genişleme rejiminden ekonomik genişleme rejimine geçiş olasılığı 0.3651, ekonomik genişleme rejiminden ekonomik daralma rejimine geçiş olasılığı 0.3325'dir. Ekonomik daralma rejiminden ekonomik daralma rejimine geçiş olasılığı 0.6675, ekonomik daralma rejiminden ekonomik genişleme rejimine geçiş olasılığı ise 0.6348'dir.

Şekil 3'de tarımsal ihracat ve tarımsal ithalat için oluşturulan MSIAH(2,3,0,1) ve MSIAH(2,4,0,1) modellerine ilişkin yumuşatılmış rejim geçiş olasılıkları grafikleri yer almaktadır.



Şekil 3. Yumuşatılmış Rejim Olasılıkları

Figure 3. Smoothed regime probabilities

Şekil 3'de yer alan yumuşatılmış rejim olasılıklarına ilişkin grafiklerde, koyu renkli alanlar ekonomik daralma (Rejim 1) dönemlerini, açık renkli alanlar ise ekonomik genişleme (Rejim 0) dönemlerini ifade etmektedir. Tarımsal ihracat ve tarımsal ithalat için özellikle pandemi döneminin ekonomik daralmaya neden olduğu görülmektedir.

4. TARTIŞMA ve SONUÇ

Bu çalışmada reel döviz kuru oynaklığının tarımsal dış ticaret üzerindeki asimetric etkisinin incelenmesi amaçlanmış olup, bu kapsamda ilk olarak reel efektif döviz kuru oynaklığı hesaplanmıştır. Reel efektif döviz kuru oynaklığının hesaplanmasında, bilgi kriterleri ve model varsayımları açısından alternatif otoregresif koşullu değişen varyans modelleri tahminlenmiş ve tahminlenen modelden koşullu varyanslar elde edilmiştir. Buna göre, ARMA(1,0)-EGARCH(1,1) modeli en uygun model olarak tespit edilmiştir. ARMA(1,0)-EGARCH(1,1) model tahmin sonucuna göre, reel efektif döviz kuru oynaklığında asimetri varlığı ortaya konulmuş ve negatif şokların reel efektif döviz kurunun koşullu varyansını pozitif şoklara göre daha fazla arttırdığı tespit edilmiştir. Aynı zamanda, reel efektif döviz kurunda meydana gelen bir şok sistemde ortalama olarak 9 ay kalmaktadır.

Reel döviz kuru oynaklığının, ekonomik genişleme ve daralma rejimleri açısından tarımsal ihracat ve ithalat üzerindeki etkisini ortaya koymak amacıyla tüm parametrelerin ve artık varyansının değişmesine izin veren MSIAH (2,3,0,1) ve MSIAH (2,4,0,1) modelleri tahmin edilmiştir. Her iki model tahmin sonuçlarına göre, ekonomik genişleme döneminde OECD ülkelerinin reel geliri tarımsal ihracat üzerinde pozitif bir etkiye sahip iken, reel efektif döviz kuru azaltıcı bir etki yaratmaktadır. Türkiye'nin reel geliri ile tarımsal ithalat arasında pozitif bir ilişki mevcutken, reel efektif döviz kurunun anlamlı bir etkisi bulunamamıştır.

Ekonomik daralma rejiminde, OECD ülkelerinin reel gelirinin tarımsal ihracatı arttırdığı, söz konusu etkinin ekonomik genişleme rejimine göre daha yüksek olduğu ifade edilebilir. Reel efektif döviz kuru ise tarımsal ihracat üzerinde anlamlı bir etkiye sahip değildir. Türkiye'nin reel gelirinin tarımsal ithalat üzerindeki pozitif etkisi, söz konusu rejimde daha düşüktür. Reel efektif döviz kuru ise tarımsal ithalatı arttırıcı bir etkiye sahip olduğu görülmektedir.

Reel efektif döviz kuru oynaklığı her iki rejimde de ihracat üzerinde anlamlı bir etkisi bulunamazken, ekonomik genişleme rejiminde tarımsal ithalat üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Elde edilen bu sonuçlar, döviz kuru oynaklığının tarımsal ihracat yerine, tarımsal ithalat üzerinde etkili olduğunu ortaya koymaktadır. Çalışma bulguları, Karakaş ve Erdal (2017) çalışmasını desteklemektedir.

Gelişmekte olan bir ülke olan Türkiye, önemli bir tarım ihracatçısıdır. 2001 yılından itibaren uygulanan dalgalı döviz kuru politikası ile bazı dönemlerde döviz kurlarındaki belirsizlikler artmış ve döviz kurlarını tahmin etmek zorlaşmıştır. Bu bağlamda, tarım sektörünün ekonomik krizlerden daha az etkilenmesi için, tarımsal ürün dış ticaretini destekleyen mekanizmaların geliştirilmesi gerekmektedir. Bu çalışmadan elde edilen bulgulara göre, özellikle ekonomik daralma ve genişleme gibi farklı ekonomik konjonktürlerde döviz kurunun ve oynaklığının tarımsal dış ticaret üzerindeki etkilerinin farklılık gösterdiği tespit edilmiştir. Bu sonuç, ilgili otoriteler tarafından tarımsal dış ticaret ve döviz kurları ile ilgili alacakları kararlar açısından önemli bilgiler sunmaktadır.

Araştırmacıların Katkı Oranı Beyan Özeti

Yazarlar makaleye eşit oranda katkı sağlamış olduklarını ve intihal yapmadıklarını beyan eder.

Çıkar Çatışması Beyanı

Makale yazarları aralarında herhangi bir çıkar çatışması olmadığını beyan ederler.

KAYNAKLAR

- Abudi, A.A. & Okunmadewa, F. (1999). *Price, exchange rate volatility and Nigeria's agricultural trade flows: A dynamic analysis. African Economic Research Consortium Research Paper, 87, Nairobi.*
- Akinbode, S. O., & Ojo, O. T. (2018). *The Effect of Exchange Rate Volatility on Agricultural Exports in Nigeria: An Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Bounds Test Approach. Nigerian Journal of Agricultural Economics, 8(2066-2018-4623), 11-19.*
- Bahmani-Oskooee, M., & Ardalani, Z. (2006). *Exchange rate sensitivity of US trade flows: evidence from industry data. Southern Economic Journal, 542-559.*
- Bahmani-Oskooee, M., & Wang, Y. (2008). *The J-curve: evidence from commodity trade between US and China. Applied Economics, 40(21), 2735-2747.*
- Bal, H., Akça, E. E., & Demiral, M. (2017). *Döviz kuru değişmelerinin Türkiye'nin Avrupa Birliği ticareti üzerine etkileri. Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 7(2), 61-82.*
- Bollerslev, T. (1986). *Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. Journal of econometrics, 31(3), 307-327.*
- Çınar, G., Hushmat, A., & Ferruh, I. (2015). *Relationship between exports of processed agricultural products and real exchange rate shocks: the case of Turkey. Ege Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi, 52(1), 85-92.*
- Gökçe, C. (2021). *Petrol fiyatı ve döviz kurunun gıda fiyatları üzerine asimetrik etkisi: Türkiye örneği. Business and Economics Research Journal, 12(3), 599-611.*
- Gündüz, M. A., Afşar, B., & Kalaycı, S. (2017). *Tarım ürünleri ihracatında döviz kuru ve petrol fiyatlarının etkisi: Türkiye örneği. İşletme Araştırmaları Dergisi, 9(4) 805-819.*
- Hamilton, J. D. (1989). *A new approach to the economic analysis of nonstationary time series and the business cycle. Econometrica: Journal of the econometric society, 357-384.*
- Hamilton, J. D. (2010). *Regime switching models. In Macroeconometrics and time series analysis (pp. 202-209). Palgrave Macmillan, London.*
- Kandilov, I. T. (2008). *The effects of exchange rate volatility on agricultural trade. American Journal of Agricultural Economics, 90(4), 1028-1043.*
- Karakaş, G., & Erdal, G. (2017). *Döviz kuru oynaklığının Türkiye'nin tarımsal dış ticaretine etkisi. Türk Tarım-Gıda Bilim ve Teknoloji Dergisi, 5(6), 668-675.*
- Krolzig, H. M. (1998). *Econometric modelling of Markov-switching vector autoregressions using MSVAR for Ox. http://fmwww.bc.edu/ec-p/software/ox/Msvardoc.pdf, Erişim: Kasım, 2021.*

- Krolzig, H. M. (2000). *Predicting Markov-switching vector autoregressive processes* (pp. 1-30). Nuffield College.
- Nelson, D. B. (1991). *Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach*. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 347-370.
- Sever, E. (2012). *Döviz kuru dalgalanmalarının tarımsal dış ticarete etkisi: Türkiye örneği*. *Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi (AKAD)*, 4(7), 17-35.
- Yanıkaya, H., Kaya, H., & Koçturk, O. M. (2013). *The effect of real exchange rates and their volatilities on the selected agricultural commodity exports: A case study on Turkey, 1971-2010*. *Agricultural Economics*, 59(5), 235-246.
-