

TÜRKİYE'NİN TÜRK DEVLETLERİ TEŞKİLATINA ÜYELİĞİ EKONOMİK BÜYÜMESİNE ETKİ EDER Mİ?

Yahya Kemal TEBER¹, Huriye Gonca DİLER²

Öz

2009 yılında Türkiye'nin de kurucu üye olduğu Türk Devletleri Teşkilatı ülkelerinin aralarında yaptıkları dış ticaretin Türkiye'nin ekonomik büyümesine katkı sağlayıp sağlamadığını araştırmak temel amaçtır. Teşkilata üye ülkelerin aralarında yaptığı ticareti temsil eden dış ticaret yoğunluk endeksi ile Türkiye ekonomisine ait büyüme oranı arasındaki ilişkinin araştırılmasında Granger ve Toda-Yamamoto nedensellik testleri kullanılmıştır. Analizlerden elde edilen bulgular, Azerbaycan ve Özbekistan dış ticaret yoğunluk endekslerinden Türkiye'nin ekonomik büyüme oranına doğru bir ilişki olduğu, Kazakistan ve Kırgızistan dış ticaret yoğunluk endeksleri ile Türkiye'nin ekonomik büyüme oranı arasında bir ilişkinin olmadığını göstermektedir. Bu sonuç, Türkiye'nin Azerbaycan ve Özbekistan ile dış ticaretinin ekonomik büyümesini etkilediği, Kazakistan ve Kırgızistan ile yaptığı ticaretin ekonomik büyümesine etki etmediği yönündedir. Türkiye ile teşkilat ülkeleri arasındaki ticaretin karşılıklı olarak yoğunlaşmasının, Türkiye ekonomisi üzerine olumlu etki yaptığı söylenebilir.

Anahtar Kelimeler: Türk Devletleri Teşkilatı, Dış Ticaret Yoğunluk Endeksi, Ekonomik Büyüme

JEL Kodları: F43, F53

DOES TURKEY'S MEMBERSHIP IN THE ORGANIZATION OF TURKIC STATES IMPACT ITS ECONOMIC GROWTH?

Abstract

The main objective is to investigate whether the foreign trade conducted among the member countries of the Turkic States Organization, of which Turkey became a founding member in 2009, has contributed to Turkey's economic growth. Granger and Toda-Yamamoto causality tests were employed to examine the relationship between the foreign trade intensity index representing the trade among the member states and Turkey's economic growth rate. The findings reveal a positive relationship from the foreign trade intensity indices of Azerbaijan and Uzbekistan toward Turkey's economic growth rate, while relationship wasn't found between the foreign trade intensity indices of Kazakhstan and Kyrgyzstan and Turkey's economic growth rate. This indicates that Turkey's trade with Azerbaijan and Uzbekistan positively affects its economic growth, whereas its trade with Kazakhstan and Kyrgyzstan doesn't have such an impact. It can be concluded that the intensification of trade between Turkey and the member states of the organization has a positive effect on Turkey's economy.

Keywords: Turkic States Organization, Trade Intensity Index, Economic Growth

JEL Codes: F43, F53

¹ Doktora öğrencisi, Afyon Kocatepe Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, yahyakemalteber@gmail.com, <https://orcid.org/0000-0002-9353-9915>

² Doç. Dr., Afyon Kocatepe Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, hgdiler@aku.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0002-9937-1324>

GİRİŞ

1991 yılında Sovyetler Birliği'nin dağılması ile bağımsızlıklarını ilan eden Türk devletleri arasında birlikte hayata geçirdikleri çok taraflı ilişkiler artmıştır. Ulus devletlerin inşa süreci ile birlikte önce Türk Dili Konuşan Ülkeler adı ile çok taraflı ve çok boyutlu ilişkiler geliştirmişlerdir. Türk Konseyi'nin kurulmasından önce, Türk dünyasında işbirliğini güçlendirmek amacıyla çok sayıda zirve düzenlenmiş ve işbirliğinin temelleri atılmıştır. Türkiye, Kazakistan, Azerbaycan, Kırgızistan, Türkmenistan ve Özbekistan arasında yapılan bu işbirliğinin altyapısını oluşturan 10 zirve toplantısı gerçekleştirilmiştir. 1992'de Ankara Bildirisi'nin imzalanması ile nihayete eren zirveler diplomasisi günümüze kadar devam edegelmiştir (Erol ve Çelik, 2017, s. 20).

Türk Devletleri Teşkilatı, Türk dili konuşan ülkeler arasındaki iş birliğini ve dayanışmayı güçlendirmek amacıyla 2009 yılında kurulan uluslararası bir örgüttür. Türkiye, Azerbaycan, Kazakistan, Kırgızistan ve Özbekistan'ın kurucu üyeleri arasında yer aldığı teşkilat, kültürel, ekonomik, siyasi ve sosyal alanlarda ortak projeler geliştirerek üye ülkeler arasındaki bağları kuvvetlendirmeyi hedeflemektedir. Özellikle ekonomi ve ticaret alanında üye ülkeler arasında serbest ticaret bölgeleri oluşturma ve ulaşım koridorları inşa etme gibi stratejik girişimlerle bölgesel kalkınmaya katkıda bulunmaktadır. Bu ülkeler arasında enerji, ulaşım, tarım, turizm ve inşaat sektörlerinde yoğun ticari faaliyetler yürütülmektedir. Aynı zamanda, bu teşkilatın Türk dünyasının küresel düzeyde daha güçlü bir şekilde temsil edilmesini sağladığına inanılmaktadır (Bıyıklı, 2018, s. 67).

Türkiye, Türk devletleriyle olan ilişkilerini derinleştirerek ticaret hacmini artırmayı amaçlamaktadır. Bu bağlamda, bölgedeki enerji kaynaklarının Türkiye üzerinden dünya pazarlarına taşınması ve enerji güvenliğinin sağlanması için çeşitli projeler hayata geçirilmektedir. Ayrıca, Türk Devletleri arasında oluşturulan serbest ticaret anlaşmaları ve lojistik iş birliği anlaşmaları, Türkiye'nin dış ticaret hacmini artırmakta ve ekonomisinin büyümesine katkı sağlamaktadır. Literatürde Türk devletleri teşkilatları ile ilgili birçok çalışma bulunurken, teşkilat içerisinde yer alan ülkeler arasındaki ticaret ilişkileri dış ticaret hadleri kapsamında ele alınmış farklı ürün grupları değerlendirilerek ülkeler arasında ihracat ve ithalat yoğunlukları irdelenmiş, teşkilatın tarihi ve gelişim süreci incelenmiştir. Fakat teşkilat içerisinde yer alan ülkelerin bu teşkilat içerisinde yer almaları neticesinde ekonomik yapılarından bir değişiklik olup olmadığı analiz edilmemiştir. Literatürdeki bu boşluğu doldurmak açısından ülkemizin Türk devletleri teşkilatına üye devletler ile ticari ilişkisinin ekonomik büyümesini etkileyip etkilemediğinin araştırılması amaçlanmaktadır. Ticaret yoğunluğu endeksi ve ekonomik büyüme oranının 1992-2022 dönemi verilerinin ele alındığı çalışmada Türkiye'nin Türk Devletleri Teşkilatı üye ülkeleri ile dış ticareti ve bu ticaretin ülkenin ekonomik büyümesine etkisi analiz edilmiştir.

DIŞ TİCARET YOĞUNLUK ENDEKSİ

Ticaret yoğunluğu endeksleri, bir ülkenin ticaretinin hangi coğrafyalarla yaptığını açıklamak ve ülkeler arasındaki ikili ticaret gücünü değerlendirmek için hesaplanmaktadır (Edmonds ve Li, 2010, s. 3). Bu endeksler, iki ülke arasındaki ticaret hacminin, bu ülkelerin dünya ticaretindeki görece önemine göre beklentilerin üzerinde olup olmadığını belirlemeye yardımcı olur (Maryam, Banday ve Mittal, 2018). Benzer şekilde, ticaret yoğunluğu, bir bölgenin belirli bir hedefe, dünya ortalamasından daha fazla ihracata sahip olup olmadığını gösterir. Dış ticaret yoğunluğu endeksi, bir ülkenin toplam ticaret hacminin o ülkenin toplam dünya ticaret hacmi içerisindeki payına oranlanmasıyla hesaplanır (De Benedictis ve Tamberi, 2004, s. 325).

$$TII = \frac{\frac{x_{zy}}{x_{zt}}}{\frac{x_{vy}}{x_{vt}}}$$

X_{zy} = z ülkesinden y ülkesine ihracat, X_{zt} = z ülkesinin toplam ihracatı, X_{vy} = y ülkesi dünya toplam ihracatı, X_{vt} = dünya toplam ihracatı

Endeksin 1'in üzerinde olması, ilgili ülkenin dünya ticaretindeki payına oranla ticaret ortağıyla daha yoğun ihracat yaptığını gösterir. Buna karşılık, endeksin 1'in altında olması, ülkenin dünya ticaretindeki payına göre ticaret ortağıyla daha az ihracat gerçekleştirdiği anlamına gelir (UNCTAD, 2012).

Ticaret yoğunluk endeksi (TYE), bir ülkenin genel ihracatı içindeki payı, hedef ülkeye yapılan ihracatla dünya genelindeki aynı hedef ülkeye yapılan ihracat oranı ile karşılaştırır. Endeks, iki ülke arasındaki ihracat ve ithalat yoğunluğu hakkında bilgi sunar ve dünya ticareti bağlamında iki ülke arasındaki ticaret akışının ne kadar yoğun olduğunu gösterir.

$0 \leq TYE \leq \infty$ Eğer $TYE = 0$ ise ikili ticaretin olmadığını,

Eğer $TYE = 1$ ise ortakların coğrafi farklar olmadan ticaret yaptığını,

Eğer $TYE < 1$ veya $TYE > 1$ ise, iki ülkenin ikili ticaretinin dünyaya göre az ya da çok yoğun demektir (UNCTAD, 2012).

LİTERATÜR İNCELEMESİ

Dış ticaret, bir ülkenin iktisadi büyümesi üzerinde önemli etkiye sahip olan bir faaliyet alanıdır. Literatürde, dış ticaretin iktisadi büyümeye olan etkisi, özellikle gelişmekte olan ülkeler için geniş bir şekilde incelenmektedir. Dış ticaret yoğunluğu ise bir ülkenin belirli bir ticaret partneri veya bölge ile olan ticaret ilişkilerinin ne kadar yoğun olduğunu ölçen bir endeks olarak öne çıkmaktadır. Dış ticaret yoğunluğu,

ülkeler arasındaki ticaret bağımlılığını ve bu ticaretin iktisadi büyüme üzerindeki potansiyel etkilerini değerlendirmede önemli bir araçtır. Literatürde, dış ticaret yoğunluğu ile iktisadi büyüme arasındaki ilişkinin, ülkelerin ticaret politikaları, coğrafi konumları, sanayi yapıları ve dış şoklara karşı duyarlılıkları gibi birçok faktör tarafından belirlendiği vurgulanmaktadır. Bu açıdan, dış ticaret yoğunluğu ve iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi anlamak, bir ülkenin küresel ekonomi içindeki yerini ve sürdürülebilir kalkınma stratejilerini şekillendirmede kritik bir rol oynar.

Dış ticaret yoğunluğu ve iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen çeşitli çalışmalar hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelere bu iki kavramın birbiriyle olan dinamiklerini analiz etmeye odaklanmıştır. Balassa (1978), ihracat yoğunluğunun iktisadi büyüme üzerindeki etkisini incelemiş ve ihracatın iktisadi büyümenin önemli bir itici gücü olduğunu vurgulamıştır. Ticaret yoğunluğu ile iktisadi büyüme arasındaki pozitif ilişkiyi ele almıştır. Yanikkaya (2003), dış ticaretin iktisadi büyüme üzerindeki etkilerini, ticaret açıklığı ve ticaret yoğunluğu bağlamında incelemektedir. Ticaret açıklığının iktisadi büyüme ile güçlü bir ilişkiye sahip olduğunu ve bu ilişkinin ülkelerin gelişmişlik düzeyine göre farklılık gösterebileceğini belirtmektedir.

Arora ve Vamvakidis (2005), ülkelerin ticaret partnerlerinin iktisadi büyüme üzerindeki etkilerini değerlendirmişlerdir. Yüzden fazla ülke için kırk yıllık verilere dayanan panel tahmin sonuçları, ortak küresel ve bölgesel eğilimlerin etkisi kontrol edildikten sonra bile ticaret ortaklarının artışının iktisadi büyüme üzerinde güçlü bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Jin (2006), Güney Kore'nin dış ticaret yoğunluğunun iktisadi büyümesi üzerindeki etkilerini araştırmaktadır. Ticaret yoğunluğunun iktisadi büyüme üzerinde pozitif bir etkisi olduğunu ve ekonomik krizler öncesi ticaretin büyümeyi desteklediğini öne sürmektedir.

Frankel ve Romer (2009) ticaretin iktisadi büyüme üzerinde pozitif bir etkiye sahip olduğunu ortaya koydukları çalışmalarında, uluslararası ticaretin ülke içi iktisadi büyümeye katkısını, coğrafi faktörler ve ticaretin yoğunluğu bağlamında değerlendirmektedirler. Kim (2009), 1993-2014 dönemi Kore'nin imalat sektöründe ticaret yapan ülkelerle ticaret yoğunluğunu incelemiştir. Bulgular, Kore'nin ABD ticaret yoğunluğunun 1993-2004 arasında azaldığını ortaya koymuştur. Edmonds ve Li (2010), 1988-2005 döneminde Çin ve ticaret yaptığı ülkelerin yoğunluğunu incelemiştir. Çin, Doğu -Güneydoğu Asya devletleriyle oldukça yoğun, Avrupa Birliği ve ABD, Kanada ile düşük yoğunlukta ticaret yapmaktadır.

Gül, Kamacı ve Konya (2013), 1994-2010 arası yıllık değerlerle Kazakistan, Kırgızistan, Özbekistan, Tacikistan, Türkmenistan ve Türkiye'nin ticari dışa açıklık ve iktisadi büyüme bağlantısını panel data metoduyla incelemiştir. Bulgular, belirtilen değişkenler arasında uzun dönemli pozitif ilişki olduğu

sonucunu vermiştir. Kaya ve Şahin (2015), 1995-2013 arasında BRIC devletlerinin dış ticaret hacmi ve iktisadi büyüme bağlantısını araştırmışlardır. Belirtilen dönemde analize konu olan ülkelerin dış ticaret hacimleri ve iktisadi büyümeleri pozitif bir ilişkilidir. Anand ve Garg (2016), Hindistan ile Birleşik Arap Emirlikleri ikili ticaretini incelemişlerdir. 1991-2014 arası için ticaret yoğunluk endeksi hesaplanmıştır. İki ülkenin de yüksek ticari işbirliği içinde oldukları belirlenmiştir.

Silajdzic ve Mehic (2017), 1992-2014 yılları arasındaki ticari açıklık - iktisadi büyüme arasındaki bağlantıyı, Avrupa Birliği'nin geçiş ekonomileri bağlamında CCE yöntemiyle araştırmıştır. Bulgular, teknoloji yoğun üretim yapan ülkelerde ticari açıklığın iktisadi büyümeye olumlu katkı sağladığını göstermiştir. Şimşek, Şimşek ve Zhanaltay (2017), Türkiye-Rusya Federasyonu ikili ticaret ilişkilerini incelemişlerdir. 1996-2014 dönemi ticaret yoğunluğu endeksi, ticaret tamamlamıcılık endeksleri, karşılaştırmalı üstünlük endeksi ile ikili açıklanmış karşılaştırmalı üstünlük endeksi hesaplanmıştır. Endeksler, Rusya - Türkiye arasında önemli bir dış ticaret yoğunluğunun olduğunu göstermiştir.

Kumar (2018), 2006-2016 döneminin ele alındığı çalışmada Hindistan ve ABD arasındaki ikili ticaret ilişkisini ticaret yoğunluğu endeksi ile incelemiştir. Endeksin sonucu, Hindistan'ın ABD ile ticari ilişkilerini güçlendirdiğini ortaya koymuştur. Maryam vd. (2018), BRICS ülkeleri ve AB arasındaki ticaret ilişkisini 2001-2015 yılları ticaret yoğunluk endeksini kullanarak araştırmışlardır. Araştırma sonuçları, BRICS ülkelerinde önemli ikili ticaret hareketleri ortaya koymuştur.

Banday, Murugan ve Maryam (2021), 1990-2018 yılları arası BRICS devletlerinde doğrudan yabancı yatırımlar, ticari açıklık ve iktisadi büyüme bağlantısını incelemişlerdir. Doğrudan yabancı yatırımlar ve ticari açıklık değişkenleri uzun vadede iktisadi büyümeye olumlu etki ederken, doğrudan yabancı yatırımlar ile iktisadi büyüme ve ticari açıklık ile doğrudan yabancı yatırımlar arasında iki taraflı, ticari açıklıktan doğrudan yabancı yatırımlara tek taraflı bağlantı bulunmuştur. Omoke ve Opuala-Charles (2021), Nijerya'nın ticari açıklık ve iktisadi büyüme bağlantısını 1984-2017 dönemi verilerini kullanarak ARDL metoduyla incelemişlerdir. Bulgular, değişkenlerin uzun vadeli bağlantılı olduğunu ama anlamlı olmadığını göstermiştir. Ticari dışa açıklık, ihracat ve ithalat şeklinde ele alındığında ihracat iktisadi büyümeyi olumlu, ithalat ise olumsuz etkilemektedir.

Bu çalışmalar, dış ticaret yoğunluğu ve iktisadi büyüme arasındaki ilişkinin kuramsal ve deneysel boyutlarını ele almakta ve ülkelerin ticaret stratejilerinin büyüme üzerindeki etkilerini değerlendirmektedir. Dış ticaret yoğunluğu ve iktisadi büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalarda dört hipotez test edilmektedir. Bu hipotezler; pozitif ilişki, negatif ilişki, iki yönlü ilişki, nötr ilişki şeklinde sıralanmaktadır. Pozitif ilişki; dış ticaretin ülkelerin üretim kapasitelerini ve verimliliği artırarak, teknolojik yenilikleri

hızlandırarak ekonomik büyümeyi desteklediğini savunur. Negatif ilişki; düşük gelirli veya gelişmekte olan ülkelerde, dış ticaretin ekonomik büyümeyi yerel endüstrilerin rekabet gücünü kaybetmesi ve dış ticarete bağımlı hale gelerek yerel ekonominin kırılgan hale gelmesi nedeniyle yavaşlatabileceğini savunur. İki yönlü ilişki; ekonomik büyümenin dış ticaret yoğunluğunu artırabileceği ve aynı zamanda dış ticaretin de ekonomik büyümeyi teşvik edebileceği bir dinamiği savunur. Nötr ilişki ise dış ticaretin ekonomik büyüme üzerinde belirgin bir etkisi olmadığını ve her iki değişkenin de birbirinden bağımsız hareket edebileceğini savunur. Çalışmamızda bu dört hipotez test edilerek elde edilen sonuçlara göre literatüre katkı sağlanacaktır.

VERİ SETİ

Türk Devletleri Teşkilatı, bölgesel işbirliğinin güçlendirilmesi ve ortak ekonomik hedeflere ulaşılması açısından büyük bir öneme sahiptir. Bu bağlamda, Türkiye'nin bu ülkelerle olan ticari ilişkilerinin, ekonomik büyümesi üzerindeki etkilerinin analiz edilmesi hem Türkiye'nin hem de üye ülkelerin ekonomik stratejilerini şekillendirme açısından kritik bir değer taşımaktadır. Çalışmamızda, 1992-2022 arası Türkiye yıllık ekonomik büyüme oranı, Türkiye ve Türk Devletleri Teşkilatı ülkelerinin dış ticaret yoğunluk endeks verileri kullanılmıştır. Türkiye yıllık ekonomik büyüme değerleri Dünya Bankası veri tabanından, dış ticaret yoğunluk endeksi hesaplaması için kullanılacak olan üye ülkelerin Türkiye ve Dünya ile olan toplam ihracat ve ithalat rakamları ise Dünya Ticaret Örgütü'nden temin edilmiştir.

Analiz dönemini kapsayan yıllar itibarıyla dış ticaret yoğunluk endeks değerlerinin hesaplanabilmesi için gereken Türkiye'nin Türk Devletleri teşkilatı üye ülkelerine ihracatı, tüm ülkelerin toplam ihracat ve dünya toplam ihracat değerlerine Tablo 1'de yer verilmiştir. Tablo 1'deki veriler kullanılarak Türkiye'nin ve teşkilatın üye ülkelerinin dış ticaret yoğunluk endeks değerleri hesaplanmış ve Tablo 2'de yer verilmiştir.

Tablo 1: Türkiye ve Türk Devletleri Teşkilatı ülkelerinin dış ticaret değerleri (Milyon \$)

Yıllar	Azerbaycan		Kazakistan		Kırgızistan		Özbekistan		Türkiye	Dünya
	Tİ	XD	Tİ	XD	Tİ	XD	Tİ	XD	TTİ	DTİ
1992	102	1.571	20	3.245	2	317	54	2.735	14.714	3.779.172
1993	68	993	67	3.277	17	340	213	2.722	15.348	3.794.694
1994	132	655	131	3.231	17	340	64	2.550	18.106	4.328.264
1995	160	635	150	5.227	38	412	138	3.430	21.598	5.167.620
1996	239	632	163	5.897	16	507	229	4.210	23.047	5.406.052
1997	319	780	210	6.497	49	604	210	4.025	26.244	5.592.319
1998	325	605	212	5.334	41	514	155	3.530	26.881	5.503.135

1999	247	929	96	5.872	23	463	99	3.235	26.587	5.719.381
2000	230	1.745	118	8.812	20	511	82	2.817	27.774	6.454.020
2001	225	2.314	119	8.639	17	476	89	2.708	31.333	6.196.435
2002	231	2.167	160	9.670	24	486	93	2.513	36.059	6.500.717
2003	315	2.592	233	12.927	40	582	138	3.189	47.252	7.590.841
2004	403	3.615	355	20.093	74	719	145	4.280	63.167	9.222.555
2005	528	7.649	460	27.849	89	672	151	4.749	73.476	10.510.291
2006	695	13.015	696	38.250	132	891	175	5.617	85.534	12.131.279
2007	1.047	21.269	1.079	47.755	181	1.321	225	8.029	107.271	14.031.816
2008	1.667	30.586	890	71.172	191	1.856	337	10.298	132.027	16.168.718
2009	1.400	21.097	633	43.196	140	1.673	279	10.735	102.142	12.564.776
2010	1.550	26.476	818	59.971	129	1.756	282	11.695	113.883	15.301.659
2011	2.063	34.495	947	84.336	180	1.979	354	13.254	134.906	18.337.603
2012	2.584	32.634	1.068	86.449	257	1.894	449	11.210	152.461	18.508.981
2013	3.174	31.703	1.155	84.700	432	2.058	624	12.000	161.480	18.958.769
2014	3.061	28.260	1.086	79.460	467	1.897	650	11.500	166.504	18.999.593
2015	2.092	16.592	882	45.956	317	1.441	518	9.443	150.982	16.554.643
2016	1.387	13.108	713	36.685	327	1.573	559	8.974	149.246	16.036.335
2017	1.476	15.481	840	48.304	379	1.764	726	10.080	164.494	17.741.325
2018	1.701	20.317	790	60.956	391	1.837	1.030	10.919	177.168	19.550.037
2019	1.788	19.635	900	57.309	442	1.986	1.232	14.930	180.832	19.017.108
2020	2.085	13.733	985	46.447	417	1.973	1.154	13.280	169.657	17.653.275
2021	2.342	22.208	1.288	60.625	749	2.752	1.841	14.092	180.832	22.365.766
2022	2.504	38.147	1.606	84.663	902	2.187	1.877	15.287	254.169	24.925.766

* **Tİ:** Türkiye'den toplam ithalat, **XD:** Dünya'ya toplam ihracat, **TTİ:** Türkiye toplam ihracat, **DTİ:** Dünya toplam ihracat

Kaynak: Yazarlar tarafından hesaplanmıştır.

Tablo 2: Dış ticaret yoğunluk endeks değerleri

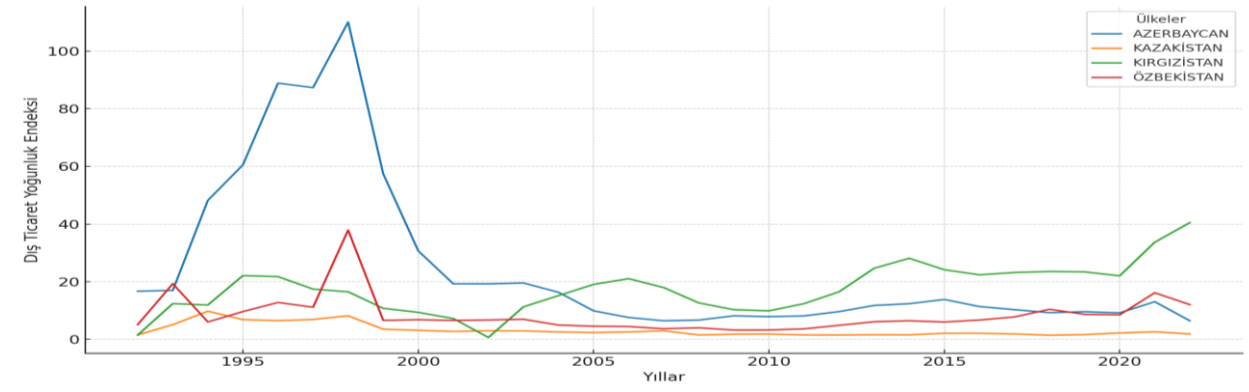
Yıllar	Azerbaycan	Kazakistan	Kırgızistan	Özbekistan
1992	16,71	1,53	1,48	5,11
1993	16,97	5,11	12,39	19,30
1994	48,20	9,75	11,92	6,04
1995	60,52	6,86	22,10	9,63



1996	88,86	6,49	21,76	12,80
1997	87,32	6,90	17,42	11,14
1998	110,05	8,17	16,49	37,90
1999	57,42	3,54	10,76	6,59
2000	30,68	3,13	9,35	6,82
2001	19,25	2,74	7,21	6,55
2002	19,25	2,99	0,66	6,72
2003	19,55	2,91	11,28	6,97
2004	16,31	2,58	15,17	4,95
2005	9,88	2,36	19,06	4,55
2006	7,58	2,58	21,04	4,44
2007	6,44	2,96	17,95	3,68
2008	6,68	1,53	12,63	4,01
2009	8,17	1,80	10,29	3,21
2010	7,87	1,83	9,89	3,25
2011	8,13	1,53	12,38	3,64
2012	9,62	1,50	16,50	4,87
2013	11,76	1,60	24,66	6,11
2014	12,36	1,56	28,12	6,45
2015	13,83	2,11	24,14	6,02
2016	11,38	2,09	22,39	6,70
2017	10,29	1,88	23,18	7,78
2018	9,24	1,43	23,54	10,42
2019	9,58	1,65	23,41	8,68
2020	9,17	2,21	22,02	8,49
2021	13,05	2,63	33,68	16,16
2022	6,44	1,86	40,48	12,04
Ortalama	24,60	3,16	17,53	8,42

Kaynak: Yazarlar tarafından hesaplanmıştır.

Şekil 1: Türk Devletleri Teşkilatı Ülkelerinin Türkiye ile olan dış ticaret yoğunluk endeksleri



Yukarıda tablolaştırılan seriler ışığında ekonometrik modellerde kullanılacak olan değişkenler belirlenmiştir. Ekonometrik analize konu olacak bağımlı değişken Türkiye ekonomisine ait büyüme oranı (GDPT), bağımsız değişkenler ise Azerbaycan dış ticaret endeksi (TRADEA), Kazakistan dış ticaret endeksi (TRADEK), Kırgızistan dış ticaret endeksi (TRADEKR) ile Özbekistan dış ticaret endeksi (TRADEO)'dir. Değişkenlerin tümü % değer olduğu için logaritmaları alınmamıştır.

METODOLOJİ

Zaman serisi ekonometrisi, ekonomik değişkenlerin süreçte nasıl davrandığını ve aralarında nasıl bağlantı olduğunu analiz etmektedir. Bu yöntem, ekonomik verilere dayalı tahminler yapmayı, politika etkilerini değerlendirmeyi ve ekonomik süreçlerin dinamiklerini anlamayı amaçlar. Zaman serisi verileri, belirli bir zaman dilimi boyunca düzenli aralıklarla gözlemlenen verilerden oluşur ve bu verilerin analizi, trendler, mevsimsellik, durağanlık ve otokorelasyon gibi özelliklerin incelenmesini içerir. Ekonomik tahminlerin doğruluğunu artırmak ve uzun vadeli ilişkileri anlamak için kullanılır. Zaman serisi analizleri, finansal piyasalar, makroekonomik göstergeler ve diğer ekonomik süreçler gibi geniş bir uygulama alanına sahiptir. Bu nedenle, zaman serisi ekonometrisi, ekonomik karar verme süreçlerinde vazgeçilmez bir araç olarak kabul edilmektedir.

Zaman Serilerinde Durağanlık Analizi

Durağanlık analizi, zaman serisi analizinde merkezi bir kavramdır ve bir serinin istatistiksel özelliklerinin zaman içinde sabit kalmasını ifade eder. Zaman serisi durağansa serinin ortalaması, varyansı ile otokorelasyonu zamanla değişmez. Bu, serinin uzun vadeli davranışını tahmin etmede ve modellemede büyük önem taşır. Durağan bir serinin tahmin edilebilirliği, zamanla değişmeyen özellikleri sayesinde daha yüksektir ve bu durum, zaman serisi modellerinin uygulanabilirliğini artırır. Durağan olmayan zaman

serileri, genellikle bir trend içerir ya da varyansları zamanla değişir, bu da serinin gelecekteki değerlerinin tahminini zorlaştırır (Hamilton, 1994, s. 435; Enders, 2014, s. 68).

Ekonomik zaman serileri genellikle durağan değildir; çoğu zaman bir trend ya da mevsimsel bileşen içerirler. Durağan olmayan serilerin modellenmesinde, genellikle seriyi birim kökten kurtarmak için fark alınır. Bu, serideki trendi ya da mevsimsel etkileri ortadan kaldırarak seriyi durağan bir hale getirir. Durağanlık testleri arasında en yaygın olanları geleneksel birim kök testleri de denilen Dickey-Fuller (1979), Augmented Dickey Fuller (1981) ve Phillips-Perron (1988) testleridir. Bu testler, serinin kökünde birim kök olup olmadığını test eder; yani serinin durağan olup olmadığını belirlemeye yardımcı olurlar.

Geleneksel birim kök testleri, serinin ortalaması, eğilimi veya varyansında ani değişiklikler (yapısal kırılmalar) olmadığını varsayar. Ancak birçok ekonomik ve finansal zaman serisi, politika değişiklikleri, ekonomik krizler veya diğer dışsal şoklar nedeniyle bu tür kırılmalara maruz kalabilir. Yapısal kırılmalar dikkate alınmazsa, geleneksel birim kök testleri yanıltıcı sonuçlar verebilir ve durağan olmayan bir seriyi yanlışlıkla durağan olarak değerlendirebilir veya tam tersi olabilir. Perron testi (1989), Zivot - Andrews testi (1992), Lumsdaine - Papell testi (1997) ve Lee-Strazicich testi (2003) yapısal kırılmaları dikkate alan testler olarak sıralanabilir.

Genişletilmiş Dickey Fuller (Augmented Dickey-Fuller ADF) Birim Kök Testi

Zaman serilerinin durağanlığını belirlemek için sıkça tercih edilen bir ekonometrik testtir. ADF testi, özellikle iktisadi zaman serilerinde serinin durağanlığını araştırır. Durağan olmayan bir zaman serisi, ortalama, varyans gibi özellikleri zaman içinde değişen, yani zamanla dalgalanan bir seridir. Augmented Dickey Fuller (ADF) testi, otokorelasyonu hesaba katmak için modeldeki gecikme sayısını artırır. Bu, otokorelasyonun test sonuçlarını etkilemesini önlemek için yapılır. ADF testi şu şekilde yazılabilir;

$$\Delta y_t = \alpha + \beta_t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t$$
 Δy_t : Serinin birinci farkı, α : Sabit terim, β_t : Zaman trendi, γ : Serinin y_{t-1} değerine bağlılığı, ϵ_t : Hata terimi, p : Gecikme sayısı (modelin otokorelasyonlu hataları düzeltmek için kullanılır). ADF testinde, serinin birim kök içerip içermediğini $\gamma = 0$ hipotezini test eder. ADF testinin uygulaması sırasıyla *model seçimi; teste sabit terim ve/veya trend eklenip eklenmeyeceğine karar verilir, *gecikme sayısının belirlenmesi; otokorelasyonun etkilerini ortadan kaldırmak için gereklidir. Bu genellikle Akaike Bilgi Kriteri (AIC) veya Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) kullanılarak yapılır, *hipotez testi; γ katsayısının sıfır olup olmadığını test eder -yokluk hipotezi (H0): Seride birim kök vardır. – varlık hipotezi (H1): Seride birim kök yoktur, *kritik değerlerle karşılaştırma; elde edilen test istatistiği, belirli kritik değerlerle karşılaştırılır. Eğer test istatistiği kritik değerden küçükse, serinin durağan olduğu sonucuna

varılır (Dickey & Fuller, 1981, s. 1057; Said & Dickey, 1984, s. 600; Maddala & Kim, 1998, s. 48; Enders, 2004, s. 72).

Zivot – Andrews Birim Kök Testi

Zivot-Andrews testi, zaman serilerinde özellikle politika değişiklikleri, ekonomik krizler veya diğer büyük yapısal değişikliklerin etkilerini incelerken yaygın olarak kullanılır. Bu test, finansal ve makroekonomik verilerde, piyasa reformları ve büyük ekonomik olayların etkilerini analiz etmek için de sıklıkla uygulanır. Serilerin durağanlığını test eden birim kök testidir. Bu test, geleneksel birim kök testlerinden farklı olarak, zaman serisinde tek bir yapısal kırılmanın mevcut olabileceğini göz önünde bulundurur. Bu özellik, serinin yapısında önemli bir değişikliğin olduğu durumlarda daha doğru sonuçlar elde edilmesine olanak tanır. Test, serilerde bilinen bir kırılma noktası varsaymak yerine, bu kırılma noktasını endojen olarak belirleyerek daha esnek bir analiz sunar. Yapısal kırılma nedeniyle yanlış negatif birim kök sonuçları elde edilmesi riskini azaltır. Yalnızca tek bir yapısal kırılmayı dikkate alır. Birden fazla kırılma noktasının olması durumunda, test yetersiz kalabilir. Kırılma noktası etrafında verilerin sıklığı varsa, testin gücü azalabilir (Zivot ve Andrews, 1992, s. 252).

Zivot-Andrews birim kök testi; Model A düzeyde tek kırılmalı, Model B eğimde tek kırılmalı, Model C eğim ve düzeyde tek kırılmalı üç model kullanmaktadır.

$$\text{Model A: } Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Model B: } Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{Model C: } Y_t = \mu + \beta_t + \delta Y_{t-1} + \theta_1 DU(\lambda) + \theta_2 DT(\lambda) + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Modellerde yer alan DU düzeydeki, DT eğimdeki kırılmayı ifade eden kukla değişkenlerdir.

$$DU(\lambda) = \begin{cases} 0 & t \leq Tb \\ 1 & t > Tb \end{cases} \quad DT(\lambda) = \begin{cases} t - T\lambda & t > T\lambda \\ 0 & t \leq Tb \end{cases} \quad t=1,2,\dots,T \text{ zaman, } Tb \text{ kırılma tarihi, } \lambda =$$

Tb/ T kırılma noktasıdır.

Seride, $j = 2 / T$ ve $j = (T - 1) / T$ mesafesinde $\lambda = Tb / T$ kırılma noktası ve (1), (2), (3) denklemleri en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmektedir. λ değeri, eklenen değişkenlerin adedi k , Perron testi ile aynı şekilde hesaplanmaktadır. δ testi için t istatistiği kullanılmaktadır. Kırılma tarihi, en küçük t istatistiğini gösteren tarihtir. Kırılma tarihini işaret eden t istatistiği, tablo değerinden küçükse birim kökün varlığını savunan yokluk hipotezi red edilmemektedir (Perron, 1989, s. 1364; Zivot ve Andrews, 1992, s. 254).

Bu testte ilk olarak Model C yaklaşık olarak değerlendirilir. DU ve DT gölge değişkenleri için anlamlı olan ideal model tercih edilir. Bu değişkenlerin ikisi de istatistiksel anlamlı ise Model C, DU anlamlı ise Model A, DT anlamlı ise Model B seçilir. Gecikme uzunluğuna dikkat edilir (Zivot ve Andrews, 1992, s. 257). Bu üç modelden hangisinin iyi olduğuna dair fikir birliği yoktur. Uygulamada Model A ve Model C'nin yer aldığı görülmektedir.

Lee-Strazicich Birim Kök Testleri

Lee-Strazicich birim kök testleri, yapısal kırılmaları dikkate alan ve geleneksel birim kök testlerinin sınırlamalarını aşmayı amaçlayan birim kök testleridir. Yapısal kırılma, ekonomik krizler, politika değişiklikleri veya doğal afetler gibi olayların bir zaman serisi üzerindeki etkileri sonucu meydana gelir. Geleneksel testler bu kırılmaları göz ardı ederek birim kök hipotezini reddetmeyebilmektedir. Yapısal kırılmaların varlığında birim kök hipotezini doğru bir şekilde reddedebilme yeteneği, bu testlerin daha güçlü olmasını sağlamaktadır. Bu testler, serilerin durağan veya bütünleşik olup olmadığını doğru bir şekilde ayırt edebildiği için politikaların ve ekonomik modellerin daha doğru geliştirilmesine de olanak tanımaktadır. Ayrıca kırılma noktaları içsel olarak tespit edilmektedir. Yani kırılma noktaları veri tarafından belirlenir, bu da analizlerde kullanıcı önyargısını azaltır (Lee ve Strazicich, 2003, s. 1083; 2013, s. 2484).

Lee-Strazicich birim kök testleri iki gruptur. Serinin sadece seviyesinde tek yapısal kırılmayı dikkate alan bir kırılmalı model (A); hem serinin seviyesinde hem de eğiliminde iki farklı yapısal kırılmayı dikkate alan iki kırılmalı model (C). Bu nedenle uygulamada, tek ve çift kırılmalı LM birim kök sınamaları düzeyde ve eğimde kırılmalı C modeli tercih edilmektedir.

$Y_{i,t} = \delta' Z_t + e_t$ $e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t$ (Lee ve Strazicich, 2003, s. 1084; 2013, s. 2485). Z_t : dışsal değişkenler vektörü, $\varepsilon_t \sim iid N(0, \sigma^2)$ kalıntılardır.

LM birim kök istatistiği şu denklemden elde edilmektedir (Lee ve Strazicich, 2003, s. 1085; 2013, s. 2486).

$$\Delta Y_{i,t} = \delta' \Delta Z_t + \emptyset \check{S}_{t-1} + u_t$$

Tek kırılmalı Model C'de $1 \leq t \leq T_b + 1$ için $DT_1 = t - T_b$, $DT_t = 0$ gölge değişkeni gösteren dışsal değişkenler vektörü $Z_t = [1, t, D_t, DT_1]'$ dir. Hipotezler; $H_0: Y_{i,t} = \mu_0 + d_1 B_t + d_2 D_t + Y_{i,t-1} + U_{1t}$ ve $H_1: Y_{i,t} = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_t + DT_{1t} + U_{2t}$. Çift kırılmalı model C'de $j=1,2$, $t \geq T_{bj} + 1$ için DT_{jt} , $t - T_{bj}$, 0 değerini alan gölge değişkeni gösteren dışsal değişkenler vektörü $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ dir. Hipotezler;

$H_0: Y_{i,t} = \mu_0 + d_1 B_{1t} + d_2 B_{2t} + d_3 D_{1t} + d_4 D_{2t} + Y_{i,t-1} + U_{1t}$ ve $H_1: Y_{i,t} = \mu_1 + \gamma t + d_1 D_{1t} + d_2 D_{2t} + DT_{1t} + DT_{2t} + U_{2t}$ (Lee ve Strazicich, 200, s. 10853; 2013, s. 2487). LM istatistiği $\tilde{\tau} : \phi = 0$ yokluk hipotezini test eden değerdir. T_b kırılma zamanları, muhtemel kırılma noktalarının minimum birim kök t-değerini veren tarihlerdir.

Engle - Granger Koentegrasyon (Eşbütünleşme) Testi

Engle-Granger koentegrasyon testi, iki yada fazla serinin uzun dönemli bağlantısını test etmek için geliştirilmiştir. Koentegrasyon, iki veya daha fazla değişkenin birbiriyle zaman içinde bir denge ilişkisi içinde olduğunu, yani bu değişkenlerin birlikte hareket ettiğini ve ortak bir uzun dönem denge ilişkisine sahip olduğunu ifade etmektedir (Enders, 2014, s. 374). Durağan olmayan seriler, potansiyel olarak koentegrasyon ilişkisine sahip olabilir. Serilerin koentegrasyon testi için regresyon analizi yapılır. Bu aşamada bir değişken bağımlı, diğeri bağımsız değişken olarak ele alınarak aşağıdaki gibi basit bir doğrusal regresyon modeli oluşturulur.

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + u_t \quad u_t, \text{ hata terimi } I(0) \text{ ise, iki seri bağlantılıdır.}$$

Yukarıdaki eşitlikteki β katsayısı istatistiki olarak anlamlı ise uzun dönem nedensellik vardır. Hata terimi durağan değilse, seriler arasında koentegrasyon yoktur. H_0 ve H_1 hipotezleri;

$$H_0 : \beta = 0 \text{ (koentegrasyon yok)} \quad H_1 : \beta < 0 \text{ (koentegrasyon var)}$$

Hesaplanan t istatistiğinin mutlak değeri, tablo kritik değerden küçükse H_0 reddedilmez (Engle & Granger, 1987, s. 257).

Nedensellik Testleri

Nedensellik testleri, ekonometrik analizlerde değişkenler arasındaki nedensel ilişkilerin tespit edilmesi için kullanılan önemli araçlardır. Nedensellik, basit korelasyonun ötesine geçerek, bir olayın başka bir olayı doğrudan etkilediği durumları anlamaya çalışmaktadır. Ekonomik analizlerde sıkça karşılaşılan karmaşık dinamik ilişkiler göz önüne alındığında, nedensellik testleri bu ilişkilerin yönünü ve yapısını anlamak için kritik bir rol oynar. Granger nedensellik testi gibi yaygın kullanılan yöntemler, iki zaman serisi arasındaki nedensel ilişkilerin tespiti için geliştirilmiştir ve bu bağlamda, bir serinin diğerinin geçmiş değerlerine dayanarak tahmin edilip edilemeyeceğini incelemektedir.

Granger Nedensellik Testi

Zaman serisi analizlerinde iki değişken arasındaki nedensel bağlantıyı araştırmakta tercih edilen bir yöntemdir. 1969 yılında Granger tarafından geliştirilen test, bir değişkenin diğerinin gelecekteki değerlerini tahmin etmede yardımcı olup olmadığını belirlemeye çalışmaktadır. Nedensellik, bir değişkenin geçmiş değerlerinin diğer bir değişkenin mevcut ve gelecekteki değerlerini anlamlı bir şekilde açıklayabildiği durumlardır. Test, iki zaman serisi değişkeni üzerinde çalışır. İki değişkenin gecikmeli değerleri ile diğer değişkenin gecikmeli değerleri kullanılarak modellenir. Değişkenler arasında oluşturulan model aşağıdadır (Granger, 1969, s. 428; Hamilton, 1994, s. 302; Gujarati, 2003, s. 696).

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_q X_{t-q} + \epsilon_t$$

Y_t ; bağımlı değişkenin mevcut değeri, $X_{t-1} + \dots + X_{t-q}$ ise bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerini temsil etmektedir. Gecikme uzunlukları p ve q 'dur. Test, iki temel hipotezi içermektedir.

$$H_0: X, Y'nin Granger nedeni değil. \quad H_1: X, Y'nin Granger nedeni.$$

Granger nedensellik testinde öncelikle her iki değişkenin de durağan olduğundan emin olmak gerekmektedir. Birim kök testleri kullanılarak kontrol edilir. Ardından en uygun gecikme uzunluğu, Akaike (AIC), Schwarz (SIC) bilgi kriterleri ile belirlenir. Sonrasında test, bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerinin katsayıları sıfır mı değil mi diye araştıran F testini kullanır. Katsayılar sıfır değilse, bağımsız değişkenin bağımlı değişken (veya tersi) üzerinde nedensel bir etkisi olduğu sonucuna varılır (Granger, 1969, s.428; Hamilton, 1994, s. 304; Gujarati, 2003, s. 698).

Fourier Granger Nedensellik Testi

Fourier testi, zaman serileri arasında doğrusal olmayan nedensellik ilişkilerini, periyodik veya mevsimsel dalgalanmaları, yapısal kırılmaları, verilerdeki ani değişimleri tespit ederek daha güvenilir sonuç alınmasını sağlamaktadır. Standart Granger nedensellik denkleminde Fourier serisinin düşük frekanslı terimleri eklenir. Fourier serisi, bir zaman serisinin farklı frekans bileşenlerini temsil eden sinüs ve kosinüs fonksiyonlarından oluşmaktadır (Enders & Lee, 2012, s. 197-199).

$$y_t = \alpha + \beta_1 \sin(2\pi kt/T) + \beta_2 \cos(2\pi kt/T) + \sum_{i=1}^p \gamma_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^p \delta_j x_{t-j} + \epsilon_t$$

k ; Fourier frekansı, bir zaman serisinde gözlemlenen periyodik dalgalanmaların (mevsimsel etkiler, döngüler veya diğer periyodik etkiler) modellenmesinde kullanılır. T ; gözlem sayısı, β_1 ve β_2 ; Fourier

serisinin katsayıları, x_t ; nedenselliği test edilen bağımsız değişken, y_t ; bağımlı değişkendir. Temel hipotezler; $H_0: x_t, y_t$ 'nin Granger nedeni değildir. $H_1: x_t, y_t$ 'nin Granger nedenidir.

Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

1995'te geliştirilen bir istatistiksel yöntemdir. Bu test, serilerin durağanlık varsayımının zayıf olduğu durumlarda kullanılmak üzere tasarlanmıştır. Toda-Yamamoto testi, serilerin entegre derecelerinin (yani, $I(0)$, $I(1)$, vb.) farklı olabileceği ve aynı seviyede durağanlık gerektirmediği senaryolar için uygundur (Toda & Yamamoto, 1995, s. 228).

Toda-Yamamoto nedensellik testinde, geleneksel VAR modeli için optimal gecikme uzunluğu belirlenir. Akaike (AIC), Schwarz (SIC) bilgi kriterleri kullanılarak yapılır. Sonrasında ilgili değişkenlerin maksimum entegrasyon derecesi (dmax) tespit edilir. Bu, değişkenlerin en fazla kaç kez fark alınması gerektiğini ifade etmektedir. Ardından optimal gecikme uzunluğu (k), en yüksek entegrasyon derecesi (dmax) toplanarak (k+dmax) gecikme uzunluğuna sahip genişletilmiş VAR modeli elde edilir. VAR modelindeki eklenen gecikmeler, sistemin denklemlerinde sıfır kısıtlamaları getirilerek test edilir. Bu kısıtlamalar, Wald testi vb. istatistiksel testler kullanılarak değerlendirilmektedir Toda & Yamamoto (1995)'nin geliştirdiği VAR modeli (Toda & Yamamoto, 1995, s. 230);

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \beta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^k \lambda_i X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+dmax} \lambda_j X_{t-j} + \varepsilon_{2t}$$

$$X_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \delta_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \delta_j X_{t-j} + \sum_{i=1}^k \phi_i Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+dmax} \phi_j Y_{t-j} + \varepsilon_{1t}$$

BULGULAR

Bu bölümde araştırmanın değişkenlerine uygulanan yöntemlerden elde edilen bulgulara yer verilmektedir.

Durağanlık Testi Bulguları

Tablo 3'te değişkenlerin düzey değerlerinin sabit ve trend denklemlerinde GDPT, TRADEA ve TRADEK'nın %5 tablo değerlerinden küçük olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuca göre GDPT, TRADEA ve TRADEK değişkenleri düzeyde durağan yani $I(0)$ 'dır. TRADEKR ve TRADEO değişkenlerinin hesaplanan t değerleri, %5 tablo değerlerinden büyük oldukları için durağan değildirler. Bu iki değişkenin durağan hale getirmek için birinci fark işlemi uygulanmıştır. Fark işlemi sonrasında değişkenler durağanlaştırılmıştır.

Tablo 3: ADF birim kök testi bulguları

		Düzye				
		GDPT	TRADEA	TRADEK	TRADEKR	TRADEO
t-ist.		-4.3367	-12.5519	-3.7458	-0.5150	-2.6954
olasılık		0.0109	0.0000	0.0344	0.9748	0.2467
		** -3.6032	** -3.6122	** -3.5684	** -3.6220	** -3.6122
		1. Fark				
Sabit ve Trend		d(GDPT)	d(TRADEA)	d(TRADEK)	d(TRADEKR)	d(TRADEO)
	t-ist.	-	-	-	-5.4603	-4.6051
	olasılık	-	-	-	0.0011	0.0057
		-	-	-	** -3.6220	** -3.5950

** %5 düzeyde tablo değerleridir. Optimal gecikme uzunluğu AIC bilgi kriterine göre hesaplanmıştır.

Tablo 4'te Ziwot – Andrews yapısal kırılmalı birim kök testinin sabit ve trend denklemleri için elde edilen C modeli bulguları yer almaktadır. GDPT, TRADEA ve TRADEO değişkenlerine ait hesaplanan t değerleri %5 tablo kritik değerlerinden mutlak olarak büyüktür. Ho hipotezi red edilir. Bulgular, yapısal kırılmalı birim kökün olmadığını işaret etmektedir. Öte yandan TRADEK değişkeninin hesaplanan t değeri, %5 tablo kritik değerinden mutlak olarak küçüktür ve yapısal kırılmalı birim kökü kabul eden yokluk hipotezi red edilmez. Bu değişkenin birinci farkı alındığında yapısal kırılmalı birim kökün ortadan kalktığı görülmektedir. TRADEKR değişkeninin ise hesaplanan tablo değeri %5 kritik tablo değerinden mutlak olarak küçüktür ve düzey değerinde yapısal kırılmalı birim köke sahiptir. Değişkenin birinci farkı alındığında %5 kritik tablo değerinden küçük bir t değeri oluşmuştur. Fakat %10 kritik değer dikkate alınınca değişkenin yapısal kırılmalı birim kökünün olmadığı yorumu da yapılabilir. Tüm değişkenler %5 kritik değeri üzerinden yoruma tabi tutulduğu için TRADEKR değişkeninin ikinci farkının alınması gerekli olmuştur. İkinci farkta yapısal kırılmalı birim kökün olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. TRADEO değişkeni hariç diğer değişkenlere ait bulgular ADF testinin sonuçlarına uymaktadır. Ziwot – Andrews yapısal kırılmalı birim kök testi tek kırılmayı dikkate aldığı için elde edilen bulguların Lee-Strazicich çift kırılmalı birim kök testinin bulgularıyla karşılaştırılması yorumlara güvenilirlik kazandıracaktır.

Tablo 4: Ziwot – Andrews yapısal kırılmalı birim kök testi bulguları

Değişkenler	Düzey	Birinci Fark	İkinci Fark
	Model C	Model C	Model C
GDPT	-5.7641	-	-
	(-5.08)* 2002**		
TRADEA	-8.4149	-	-
	(-5.08)* 2018**		
TRADEK	-3.9538	-6.1806	-
	(-5.08)* 2009**	(-5.08)* 2003*	
TRADEKR	-1.5022	-4.9749	-5.5328
	(-5.08)* 2008**	(-5.08)* (-4.82)*** 2003**	(-5.08)* 2010**
TRADEO	-6.8977	-	-
	(-5.08)* 2000**		

*%5 düzeyi tablo değeri ***%10 düzeyi tablo değeri **Kırılma dönemi

Tablo 5'te Lee-Strazicich tek ve çift kırılmalı birim kök testi bulguları verilmiştir. Tek ve çift kırılmalı Model A ve Model C için hesaplanan t değerinin %5 tablo kritik değerinden mutlak olarak büyük olduğu tespit edilmiştir. Bulgular neticesinde TRADEK ve TRADEKR değişkenlerinin hesaplanan t değerleri tablo kritik değerine çok yakın olmasına rağmen büyüktür. Bu durum, ADF ve Ziwot – Andrews birim kök testlerinde elde edilen sonuçlara benzerliği işaret etmektedir. Lee-Strazicich tek ve çift kırılmalı birim kök testine göre tüm serilerin birim kök içermediği görülse de TRADEK ve TRADEKR serilerinin birim kök içirme eğilimine yakın olduğu yorumu yapılabilir.

Tablo 5: Lee-Strazicich tek ve çift kırılmalı birim kök testi bulguları

		GDPT	TRADEA	TRADEK	TRADEKR	TRADEO
Model A (1)	t-değeri	-6.0620 (2010)	-27.3915 (2012)	-5.6080 (2014)	-6.4176 (2004)	-8.9045 (2004)
	%5	-3.487	-3.487	-3.487	-3.487	-3.487
Model C (1)	t-değeri	-6.0879 (2010)	-26.1240 (2019)	-5.6744 (2006)	-5.1154 (2005)	-7.4510 (2009)
	%5	-4.3398	-4.1746	-4.2285	-4.1746	-4.3278
		GDPT	TRADEA	TRADEK	TRADEKR	TRADEO
Model A (2)	t-değeri	-5.3812 (2002 2004)	-22.4272 (2007 2012)	-11.5312 (2007 2010)	-5.1533 (2004 2010)	-7.7180 (2004 2014)
	%5	-3.563	-3.563	-3.563	-3.563	-3.563
Model C (2)	t-değeri	-7.0467 (2010 2016)	-18.3555 (2014 2019)	-6.8150 (2014 2019)	-6.8568 (2010 2018)	-16.4384 (2004 2008)
	%5	-6.288	-6.312	-6.312	-6.185	-6.108

Ziwot-Andrews ve Lee-Strazicich yapısal kırılmalı birim kök testlerinin kırılma tarihleri de benzer şekilde 2002-2019 arasını göstermektedir. 2008 yılında yaşanan küresel ekonomik kriz sonrasında üye ülkelerin, ekonomik yapılarındaki dengesizlikler küresel emtia fiyatlarındaki dalgalanmalara duyarlı hale gelmelerine neden olmuştur. Özellikle Kazakistan ve Azerbaycan enerji ihracatına bağımlı ülkeler olarak petrol ve doğal gaz fiyatlarındaki düşüşlerden olumsuz etkilenmiş ve bütçe açıkları ortaya çıkmıştır. Ayrıca üye ülkelerdeki işsizlik ve yoksulluk oranlarının da yüksek olmasıyla birlikte büyüme hızlarında düşüşler yaşanmıştır.

Granger Koentegrasyon Testi Bulguları

Aynı düzeyde durağan olan GDPT, TRADEA ve TRADEK serileri ile kurulan regresyon modelinin hata terimleri durağanlık analizine göre belirlenen koentegrasyon bulguları Tablo 6 ve Tablo 7’de gösterilmiştir. Tablo 6’daki GDPT ve TRADEA değişkenleri ile oluşturulan modelin hata terimleri hesaplanan t değeri %5 tablo kritik değerinden mutlak şekilde büyüktür. GDPT ve TRADEA arasında koentegrasyon olmadığını savunan temel hipotez red edilmiştir. Belirtilen değişkenler arasında koentegrasyon vardır. Tablo 7’de ise GDPT ve TRADEK serileri için regresyon modelinin hata terimleri durağanlık bulguları yer almaktadır. Bu model için hesaplanan t değeri, tablo kritik değerinden mutlak olarak büyüktür. Temel hipotez red edilir. GDPT ve TRADEK değişkenleri arasında koentegrasyon tespit edilmiştir. Uzun dönemde GDPT-TRADEA ve GDPT-TRADEK değişkenleri birlikte dengeye gelmektedir.

Tablo 6: GDPT ve TRADEA değişkenlerine ait Granger Koentegrasyon testi bulguları

Model: $GDPT_t = \alpha + \beta TRADEA + ut$	
I(0)	ADF Birim Kök Testi
Tablo Kritik Değerleri	
1%: -4.3743	t-değeri: -4.7159
5%: -3.6032	
10%: -3.2381	olasılık: 0.0047

Tablo 7: GDPT ve TRADEK değişkenlerine ait Granger Koentegrasyon testi bulguları

Model: $GDPT_t = \alpha + \beta TRADEK + ut$	
I(0)	ADF Birim Kök Testi
Tablo Kritik Değerleri	
1%: -4.3743	t-değeri: -4.7921
5%: -3.6032	
10%: -3.2381	olasılık: 0.0040

ADF birim kök testi sonuçlarında GDPT düzeyde, TRADEKR ve TRADEO birinci farklarında durağan oldukları için bu değişkenler için Granger koentegrasyon testi yapılamaz. Bağımlı değişken GDPT'de düzeyde durağandır ve bu durum ARDL analizine de uymamaktadır. Öte yandan ekonometrik modelleme ve analiz süreçlerinde modelin uygunluğunu, güvenilirliğini ve geçerliliğini kontrol etmek için diagnostik testler yapılması gerekmektedir. Bu testler, modelde kullanılan varsayımların doğruluğunu ve modelin tahmin gücünü belirlemek için önemlidir. Nedensellik testlerine geçmeden önce diagnostik testlerin bulgularına Tablo 8'de yer verilmiştir.

Tablo 8: Diagnostik testlere ait bulgular

Değişen Varyans (Heteroskedastisite) Test: Breusch-Pagan-Godfrey (GDPT ve TRADEA Değişkenleri)			
H_0 : Homoskedastisite			
F-istatistiği	0.0439	Olasılık (p) F(1,31)	0.8356
Gözlem sayısı* R^2	0.0468	Olasılık Ki-kare(1)	0.8287
Ölçeklendirilmiş açıklanan kareler toplamı	0.0431	Olasılık Ki-kare(1)	0.8355
Değişen Varyans (Heteroskedastisite) Test: White (GDPT ve TRADEA Değişkenleri)			
H_0 : Homoskedastisite			
F-istatistiği	1.5426	Olasılık (p) F(2,30)	0.2314
Gözlem sayısı* R^2	3.0768	Olasılık Ki-kare (2)	0.2147
Ölçeklendirilmiş açıklanan kareler toplamı	2.8340	Olasılık Ki-kare (2)	0.2424

Değişen Varyans (Heteroskedastisite) Test: Breusch-Pagan-Godfrey (GDPT ve TRADEK Değişkenleri)

H_0 : Homoskedastisite

F-istatistiği	0.2532	Olasılık (p) F(1,31)	0.6187
Gözlem sayısı* R^2	0.2683	Olasılık Ki-kare(1)	0.6045
Ölçeklendirilmiş açıklanan kareler toplamı	0.2365	Olasılık Ki-kare(1)	0.6267

Değişen Varyans (Heteroskedastisite) Test: White (GDPT ve TRADEK Değişkenleri)

H_0 : Homoskedastisite

F-istatistiği	0.1522	Olasılık (p) F(2,30)	0.8595
Gözlem sayısı* R^2	0.3334	Olasılık Ki-kare (2)	0.8464
Ölçeklendirilmiş açıklanan kareler toplamı	0.2940	Olasılık Ki-kare (2)	0.8633

Değişen Varyans (Heteroskedastisite) Test: Breusch-Pagan-Godfrey GDPT ve TRADEKR Değişkenleri)

H_0 : Homoskedastisite

F-istatistiği	5.6349	Olasılık F(1,31)	0.0244
Gözlem sayısı* R^2	5.0435	Olasılık Ki-kare (1)	0.0247
Ölçeklendirilmiş açıklanan kareler toplamı	3.2919	Olasılık Ki-kare (1)	0.0696

Değişen Varyans (Heteroskedastisite) Test: White (GDPT ve TRADEKR Değişkenleri)

H_0 : Homoskedastisite

F-istatistiği	2.8107	Olasılık F(2,30)	0.0772
Gözlem sayısı* R^2	5.1831	Olasılık Ki-kare (2)	0.0749
Ölçeklendirilmiş açıklanan kareler toplamı	3.3830	Olasılık Ki-kare (2)	0.1842

Değişen Varyans (Heteroskedastisite) Test: Breusch-Pagan-Godfrey (GDPT ve TRADEO Değişkenleri)

H_0 : Homoskedastisite

F-istatistiği	0.5631	Olasılık F(1,31)	0.4591
Gözlem sayısı* R^2	0.5905	Olasılık Ki-kare (1)	0.4422
Ölçeklendirilmiş açıklanan kareler toplamı	0.5299	Olasılık Ki-kare (1)	0.4667

Değişen Varyans (Heteroskedastisite) Test: White (GDPT ve TRADEO Değişkenleri)

H_0 : Homoskedastisite

F-istatistiği	0.5389	Olasılık F(2,30)	0.5893
Gözlem sayısı* R^2	1.1491	Olasılık Ki-kare (2)	0.5629
Ölçeklendirilmiş açıklanan kareler toplamı	1.0312	Olasılık Ki-kare (2)	0.5971

Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Test (GDPT ve TRADEA Değişkenleri)

H_0 : En fazla 1 gecikmeye kadar seri korelasyon yok.

F-istatistiği	0.0755	Olasılık F(1,30)	0.7855
Gözlem sayısı* R^2	0.0834	Olasılık Ki-kare (1)	0.7728

Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Test (GDPT ve TRADEK Değişkenleri)

H_0 : En fazla 1 gecikmeye kadar seri korelasyon yok.

F-istatistiği	0.0694	Olasılık F(1,30)	0.7942
Gözlem sayısı* R^2	0.0766	Olasılık Ki-kare (1)	0.7819

Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Test (GDPT ve TRADEKR Değişkenleri)

H_0 : En fazla 1 gecikmeye kadar seri korelasyon yok.

F-istatistiği	0.2865	Olasılık F(1,30)	0.5967
Gözlem sayısı* R^2	0.3140	Olasılık Ki-kare (1)	0.5752

Breusch-Godfrey Otokorelasyon LM Test (GDPT ve TRADEO Değişkenleri)

H_0 : En fazla 1 gecikmeye kadar seri korelasyon yok.

F-istatistiği	0.0248	Olasılık F(1,30)	0.8760
Gözlem sayısı* R^2	0.0274	Olasılık Ki-kare (1)	0.8685

Yapılan diagnostik testler sonucunda kurulacak modelleri olumsuz etkileyebilecek bir soruna rastlanmamıştır. Nedensellik testlerinde kurulacak modellerin güvenilir olacağı ve doğru tahminler yapılacağı ifade edilebilir.

Nedensellik Testi Bulguları

Bu bölümde Granger ve Toda-Yamamoto nedensellik testleriyle yapılan analizlerin bulgularına yer verilmiştir. Bu testlerle çalışmanın değişkenleri arasında kısa ve uzun vadeli etkiler analiz edilmiştir.

Granger Nedensellik Testi Bulguları

Aynı seviyede durağan olan GDPT-TRADEA ve GDPT-TRADEK değişkenleri arasında Granger koentegrasyon tespit edildikten sonra koentegrasyonun yönünü belirlemek için Granger nedensellik testi yapılmıştır. Bu test için öncelikle ideal gecikme uzunluğu belirlenmelidir.

Tablo 9'da GDPT - TRADEA ve Tablo 10'da GDPT - TRADEK değişkenleri için uygun gecikme uzunlukları verilmiştir. GDPT - TRADEA değişkenleri için gecikme uzunluğu 3, GDPT - TRADEK değişkenleri için ise 1'dir.

Tablo 9: GDPT ve TRADEA Granger Nedensellik için gecikme uzunluğu

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-205.9705	NA	16806.78	15.40522	15.50121	15.43377
1	-183.2819	40.33533	4217.382	14.02088	14.30885*	14.10651
2	-182.4960	1.280759	5387.589	14.25896	14.73890	14.40167
3	-172.8901	14.23093*	3612.577*	13.84371*	14.51563	14.04351*
4	-170.0050	3.846789	4037.997	13.92630	14.79019	14.18318

Tablo 10: GDPT ve TRADEK Granger nedensellik için gecikme uzunluğu

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-130.3585	NA	62.09375	9.804332	9.900320	9.832874
1	-112.0560	32.53773*	21.56298*	8.744889*	9.032853*	8.830516*
2	-111.1550	1.468281	27.31231	8.974446	9.454385	9.117157
3	-105.9802	7.666409	25.42891	8.887421	9.559337	9.087217
4	-103.6190	3.148260	29.54815	9.008814	9.872706	9.265695

GDPT - TRADEA ve GDPT - TRADEK değişkenleri için uygun gecikme uzunlukları tespit edildikten sonra bağımsız değişkenin gecikmeli değerlerinin katsayılarının tamamının sıfır olup olmadığını araştıran F testi uygulanmıştır. Bu testin bulguları değişkenler arasında Granger nedenselliğinin olup olmadığını ortaya koymaktadır.

Tablo 11 incelendiğinde TRADEA'dan GDPT'ye tek yönlü bir nedensellik olduğu görülmektedir. Bu durum, Azerbaycan'ın enerji ihracatının Türkiye'nin ekonomik büyümesini etkilediğini göstermektedir. Azerbaycan'dan yapılan petrol ve doğal gaz ticareti ile Türkiye'nin enerji fiyatlarını stabil hale getirmesi kolaylaşarak enerji arz güvenliği desteklenmektedir. Diğer durumlarda %5 anlam düzeyinin üzerinde olasılık değeri saptandığı için değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisi ortaya çıkmamıştır. Elde edilen bu sonuç özellikle Kazakistan'dan yapılan ticaretin Türkiye'nin ekonomik büyümesi üzerinde bir etkisinin olmadığını göstermektedir.

Tablo 11: GDPT – TRADEA ve GDPT-TRADEK değişkenlerinin Granger nedensellik testi bulguları

	Wald Testi			Nedenselliğin Yönü
	GDPT	TRADEA	TRADEK	
GDPT	-	12.8020 (0.0051)	0.5176 (0.4719)	TRADEA \Rightarrow GDPT TRADEK \nRightarrow GDPT
TRADEA	1.2587 (0.7390)	-	-	GDPT \nRightarrow TRADEA
TRADEK	0.7868 (0.3751)	-	-	GDPT \nRightarrow TRADEK

Tablo 12'deki Fourier Granger nedensellik testinin bulguları da Tablo 11 ile benzerdir. TRADEA'dan GDPT'ye tek yönlü bir nedensellik tespit edilirken, TRADEK'dan GDPT'ye doğru bir ilişki ortaya çıkmamıştır. Bu sonuç, Azerbaycan'ın yaptığı ihracatın Türkiye'nin ekonomik büyümesini etkilediğini, Kazakistan ile ticaretin ise ekonomik büyümeye etkisinin olmadığını ortaya koymaktadır.

Tablo 12: GDPT – TRADEA ve GDPT-TRADEK değişkenlerinin Fourier Granger nedensellik testi bulguları

	Wald Testi			Nedenselliğin Yönü
	GDPT	TRADEA	TRADEK	
GDPT	-	4.2673 (0.0168)	0.5176 (0.4780)	TRADEA \Rightarrow GDPT TRADEK \nRightarrow GDPT
TRADEA	0.4196 (0.7408)	-	-	GDPT \nRightarrow TRADEA
TRADEK	0.7868 (0.3829)	-	-	GDPT \nRightarrow TRADEK

Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Bulguları

Aynı seviyede durağan olmayan GDPT, TRADEKR ve TRADEO değişkenleri arasında nedensellik ilişkisi Toda-Yamamoto testi ile araştırılmıştır. Bu testin uygulanabilmesi için öncelikle değişkenlerin uygun gecikme uzunluğunun tespit edilmesi gerekmektedir. GDPT-TRADEKR değişkenlerine ait gecikme uzunluğu Tablo 13'te verilmiştir. Tablo 13'te görüldüğü üzere gecikme uzunluğu 1'dir.

Tablo 13: GDPT – TRADEKR değişkenleri için gecikme uzunluğu

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-172.4004	NA	1398.088	12.91855	13.01454	12.94709
1	-151.6636	36.86535*	405.4007	11.67879	11.96675*	11.76441*
2	-148.5886	5.011205	437.1139	11.74730	12.22724	11.89001
3	-143.2556	7.900643	402.2329*	11.64857*	12.32048	11.84836
4	-139.5299	4.967631	422.4578	11.66888	12.53277	11.92576

GDPT-TRADEO değişkenlerine ait gecikme uzunluğu Tablo 14'te yer almaktadır. Bu değişkenlerin ideal gecikme uzunluğu 1'dir.

Tablo14: GDPT – TRADEO değişkenleri için gecikme uzunluğu

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-123.8592	NA	194.1505	10.94428	11.04302	10.96911
1	-113.2384	18.47103*	109.4850*	10.36855*	10.66477*	10.44305*
2	-112.7614	0.746594	150.3923	10.67490	11.16859	10.79906
3	-106.4939	8.719927	126.6977	10.47773	11.16890	10.65156
4	-105.8070	0.836237	177.3655	10.76583	11.65447	10.98932
5	-102.3086	3.650487	201.0504	10.80945	11.89557	11.08260
6	-99.14047	2.754918	246.4167	10.88178	12.16538	11.20460
7	-97.77948	0.946778	381.1139	11.11126	12.59234	11.48375
8	-95.53987	1.168491	617.8838	11.26434	12.94289	11.68649

GDPT-TRADEKR ve GDPT-TRADEO değişkenleri arasında araştırılan nedensellik ilişkisinin bulguları Tablo 15'te verilmiştir. Tabloya göre TRADEO-GDPT denkleminde ait olasılık değeri %5 kritik değerinin altında olduğu için TRADEO'dan GDPT'ye doğru tek yönlü bir bağlantı bulunmuştur. Bu durum, Özbekistan'ın pamuk, doğal gaz, mineral ürünler ve altın gibi hammaddeler ihracatının Türkiye'nin ekonomik büyümesini etkilediğini göstermektedir. Özbekistan'da bulunan Türk sermayeli şirketlerin özellikle bankacılık, inşaat, otomotiv, ayakkabıcılık, turizm ve gıda sektörlerinde yaptıkları yatırımlarla hem Özbekistan'ın ihracatına katkı sağlanmış hem de yeni istihdam imkanları oluşturulmuştur. Bu tür ticaret ve yatırımlar, Türkiye'nin ekonomik çeşitliliğini artırarak ekonomik büyümesine de olumlu sağlamaktadır. Diğer denklemlere ait olasılık değerleri %5 kritik değerden büyük olduğundan nedensellik ilişkisi kurulamamıştır. Böylelikle TRADEKR ve GDPT arasında herhangi bir bağlantı yoktur.

Tablo 15: Toda-Yamamoto nedensellik testi bulguları

	Wald Testi			Nedenselliğin Yönü
	GDPT	TRADEA	TRADEK	
GDPT	-	1.0449 (0.5931)	6.9390 (0.0311)	TRADEO \Rightarrow GDPT TRADEKR \nRightarrow GDPT
TRADEKR	1.3738 (0.5031)	-	-	GDPT \nRightarrow TRADEA
TRADEO	1.4597 (0.4820)	-	-	GDPT \nRightarrow TRADEK

SONUÇ

Çalışmaya temel teşkil eden değişken olan dış ticaret yoğunluğu endeksi, iki ülke arasındaki ticaretin yoğunluğunu ve potansiyelini değerlendiren bir göstergedir. Bu endeks, bir ülkenin başka bir ülke ile yaptığı ticaretin, toplam dış ticaret hacmine oranla ne kadar önemli olduğunu ölçer. Türkiye ve Türk Devletleri Teşkilatı üyesi ülkeler arasındaki dış ticaret yoğunluk endeksi, bu ülkeler arasındaki ekonomik ilişkilerin derinliğini ve entegrasyonunu yansıtmaktadır.

Çalışmada teşkilata üye olan ülkeler için ayrı ayrı hesaplanan dış ticaret yoğunluk endekslerinin Türkiye ekonomisinin büyüme oranına bir etkisinin olup olmadığı kısa ve uzun vadeli olarak analiz edilmiştir. Durağanlık düzeylerinin aynı olması sebebiyle GDPT ile TRADEA ve TRADEK değişkenleri arasında Granger koentegrasyon tespit edilmiştir. Bu değişkenler için Granger nedensellik sınaması yapıldığında GDPT ve TRADEA arasında tek yönlü bir ilişkiye ulaşılmıştır. İlişkinin yönü TRADEA'dan GDPT'ye doğrudur. Azerbaycan ile yapılan dış ticaret yoğunluğunu gösteren TRADEA'nın Türkiye'nin ekonomik büyümesine etki ettiği ifade edilebilir. Tablo 1'de verilen Türkiye'den yapılan ithalat rakamlarına göre Azerbaycan ile yapılan dış ticaret Türkiye ekonomisini olumlu etkilemektedir. Bu olumlu etkiyi artırmak için; Türkiye ile Azerbaycan arasındaki tercihli ticaret anlaşmalarının kapsamının genişletilerek serbest ticaret anlaşmasına dönüştürülebilir, gümrük vergileri ve ticaret engelleri kaldırılabilir; ihracat ve ithalat süreçlerini hızlandırmak için dijital gümrük sistemleri entegre edilebilir; Azerbaycan'ın enerji kaynaklarının Avrupa'ya ulaşmasında Türkiye'nin rolünü artırabilir; güneş ve rüzgar enerjisi gibi yenilenebilir enerji alanında ortak projeler geliştirilebilir; Bakü-Tiflis-Kars demiryolunda iyileştirmeler yapılarak kapasitesi artırılabilir; modern lojistik merkezleri kurularak iki ülke arasında taşımacılık maliyetlerini azaltacak altyapı projeleri geliştirilebilir; kültürel ve tarihsel bağlar, vizesiz seyahat uygulamaları gibi uygulamalarla turizm işbirliğine çevrilebilir.

Teşkilat üyesi Kazakistan ile ticaretin Türkiye'nin ekonomik büyümesine bir etkisinin olmadığı da bir diğer sonuçtur. Tablo1'deki Türkiye'den yapılan ithalat rakamlarının dalgalı seyri de bu sonucu

doğrulamaktadır. Kazakistan'ın ihracata ve ithalata konu olan mallarının dünya piyasa fiyatlarındaki dalgalanmalar, iki ülkenin 2014 petrol krizi ve COVID-19 pandemisi gibi küresel ve bölgesel şoklarla ekonomik durumlarında ve ulusal para birimlerinin döviz kurlarındaki dalgalanmalar, lojistik maliyetler veya altyapı sorunları gibi nedenler döviz gelirlerini etkileyerek ithalat hacmini etkilemektedir. Ayrıca Kazakistan'ın Avrasya Ekonomik Birliği'ne üye olması, Orta Asya'daki jeopolitik durum ve Türkiye'nin uluslararası politikadaki hamleleri gibi faktörlerde siyasi nedenler olarak sıralanabilir.

Kırgızistan ve Özbekistan dış ticaret yoğunluk endeksleri ile Türkiye'nin ekonomik büyüme oranı arasındaki bağlantıyı araştırmada Toda-Yamamoto nedensellik testine başvurulmuştur. Öncelikle bulgular, Özbekistan'ın dış ticaret yoğunluğundan Türkiye'nin iktisadi büyümesine tek yönlü bir nedensellik olduğunu işaret etmektedir. Bu bulgu, Özbekistan ile yapılan dış ticaretin Türkiye'nin ekonomik büyümesini anlamlı bir şekilde etkilediğini ortaya koymaktadır. Tablo 1'deki Türkiye'den yapılan ithalat rakamları ile Özbekistan'ın dış ticaret yoğunluğundaki artışların Türkiye'nin ekonomik büyüme oranında pozitif bir değişikliğe yol açtığı yorumu yapılabilir. Diğer taraftan Türkiye'nin ekonomik büyümesinin Özbekistan'ın dış ticaret yoğunluğuna bir etkisi yoktur. Bu, Türkiye'nin ekonomik büyüme oranının Özbekistan ile ticaret ilişkilerini doğrudan etkilemediğini göstermektedir. Sonuçlar, ticaretin Türkiye'nin büyümesi için önemli bir faktör olduğunu, ancak Türkiye'nin büyüme dinamiklerinin Özbekistan'ın dış ticaret politikasını yönlendirmediğini göstermektedir. Özbekistan ve Türkiye arasında serbest ticaret anlaşması yapılması, sektörel çeşitliliğin artırılması, lojistik işbirliği sağlanması, doğrudan yatırımlar, ortak yatırım fonu gibi iktisadi ilişkiler oluşturularak Türkiye ekonomisinin büyümesine katkı sağlanabilir.

Teşkilat üyesi Kırgızistan ile ticaretin Türkiye'nin ekonomik büyümesine katkı sağlamadığı da başka bir sonuçtur. Gelişmekte olan Kırgızistan ekonomisi, düşük GSYH ve kişi başına gelire sahiptir. Bu nedenle, Türkiye ile büyük ölçekli ekonomik iş birliği veya ticaret potansiyeli sınırlıdır. Yabancı yatırımlar için öngörülemezlik ve altyapı eksikliği Türk şirketlerinin yatırım yapması zorlaştırmaktadır. Kırgızistan'ın 1991'de bağımsızlığını kazanmasıyla beraber darbeler, protestolar ve hükümet değişiklikleri gibi pek çok siyasi istikrarsızlıklar yaşamıştır. Rusya ve Çin'deki ekonomik ve siyasi olaylar bölgesel anlamda Kırgızistan'ı olumsuz etkilemektedir. Türk Devletleri Teşkilatında aktif rol alamaması, coğrafi uzaklık ve lojistik sorunlar, düşük teknolojiye dayalı üretim ve ihracat yapısı, iç pazarın darlığı gibi yapısal sorunlar da eklenince Kırgızistan ve Türkiye ekonomisi arasında nedensel bir ilişkinin tespit edilememesi doğal bir durum olarak yorumlanabilir.

Yapılan analizler, Türkiye ile teşkilat ülkeleri arasındaki ticaretin karşılıklı olarak yoğunlaşmasının Türkiye ekonomisine belirgin etkilerinin olduğunu göstermektedir. Özellikle Türkiye'nin ekonomik

büyümesine katkı sağlayan faktörler arasında dış ticaretin rolü, dış ticaret yoğunluk endeksleri ile somut bir şekilde ölçülebilir hale gelmiştir. Bu sonuçlar, bölgesel işbirliklerinin ve ticari entegrasyonların, hem Türkiye'nin hem de üye ülkelerin ekonomik büyüme hedeflerine ulaşmalarında ne denli kritik olduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca, Türk Devletleri Teşkilatı çerçevesinde gerçekleştirilen ekonomik işbirliği, Türkiye'nin bölgesel liderlik pozisyonunu güçlendirmekte ve ekonomik kalkınmasına katkı sağlamaktadır. Türkiye'nin ekonomik büyüklüğü, bölgesel ve küresel diplomasi alanındaki tecrübesi, ülkeye teşkilat içinde stratejik bir ağırlık kazandırmaktadır.

YAZAR BEYANI/AUTHOR STATEMENT

Araştırmacılar makaleye ortak olarak katkıda bulunduğunu bildirmiştir. Araştırmacılar herhangi bir çıkar çatışması bildirmemiştir.

Researchers have jointly contributed to the article. Researchers have not declared any conflict of interest.

KAYNAKÇA

- Anand, A., & Garg, K. (2016). A study of India's trade intensity with United Arab Emirates: An overview. *International Journal of Electrical, Electronics and Computers*, 1(1), 22-28.
- Arora, V., & Vamvakidis, A. (2005). How much do trading partners matter for economic growth? *IMF Staff Papers*, 52(1), 24-40.
- Balassa, B. (1978). Exports and economic growth: further evidence. *Journal of Development Economics*, 5(2), 181-189.
- Banday, U. J., Murugan, S., & Maryam, J. (2021). Foreign direct investment, trade openness and economic growth in BRICS countries: evidences from panel data. *Transnational Corporations Review*, 13(2), 211-221.
- Bıyıklı, M. (2018). Ortak kuruluşlar ilişkiler ve işbirlikleri. Y. E. Gürbüz (Ed.), *25 yıllık tecrübenin ardından Türk konseyi bünyesindeki ülkelerde ortak etkinlikler ve iş birlikleri*. Bişkek: Kırgızistan-Türkiye Manas Üniversitesi Yayınları.
- De Benedictis, L., & Tamberi, M. (2004). Overall specialization empirics: Techniques and applications. *Open Economies Review*, 15(4), 323-346.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Dünya Ticaret Örgütü. (2024). <https://data.wto.org>

- Edmonds, C., & Li, Y. (2010). *A new perspective on China trade growth: Application of a new index of bilateral trade intensity*.
https://researchmap.jp/cedmonds/published_papers/6261638/attachment_file.pdf adresinden erişildi.
- Erol, M. S., & Çelik, K. E. (2017). Türk dünyasında işbirliği denemesi: Türk keneşi ve Kazakistan. *Türk Dünyası İncelemeleri Dergisi*, 17(2), 15-32.
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons Inc.
- Enders, W., & Jones, P. (2016). Granger causality and nonlinearity: A fourier approach. *Applied Economics Letters*, 23(2), 85-89.
- Engle, R. F. & Granger, W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Frankel, J. A., & Romer, D. (2009). Does trade cause growth? In *Global trade* (pp. 255-276). Routledge.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and crossspectral models. *Econometrica*, 37(3), 424-438. doi: 10.2307/1912791
- Gujarati, D. N. (2003). *Basic econometrics*. Boston: McGraw-Hill Education.
- Gül, E., Kamacı, A., & Konya, S. (2013). Dış ticaretin büyüme üzerine etkileri: Türk Cumhuriyetleri ve Türkiye örneği. *Akademik Bakış Dergisi*, 35, 1-12.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Jin, J. C. (2006). Openness, growth, and inflation: Evidence from South Korea before the economic crisis. *Journal of Asian Economics*, 17(4), 738-757.
- Kaya, Z., & Şahin, L. (2015). Dış ticaret hacmi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin panel eşbütünleşme analiziyle değerlendirilmesi: BRIC ülkeleri (1995-2013). *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 1(13), 434-446.
- Kim, S. J. (2009). *Changes in trade intensity between Korea and her major trading countries in the manufacturing sector*. <https://core.ac.uk/download/pdf/51181336.pdf> adresinden erişildi.
- Kumar, R. (2018). India's foreign trade with U.S.A.—A study based on trade intensity & reciprocity index. *International Journal of Research in Economics and Social Sciences*, 8(4), 116-129.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2013). Minimum LM unit root test with one structural break. *Economics Bulletin*, 33(4), 2483-2492.
- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit-root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.

- Maddala, G. S., & Kim, I. M. (1998). *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge University Press.
- Maryam, J., Bandy, U. J., & Mittal, A. (2018). Trade intensity and revealed comparative advantage: An analysis of intra-BRICS trade. *International Journal of Emerging Markets*, 13(5), 116-129.
- Omoke, P. C., & Opuala–Charles, S. (2021). Trade openness and economic growth nexus: Exploring the role of institutional quality in Nigeria. *Cogent Economics&Finance*, 9(1), 1-17. doi: 10.1080/23322039.2020.1868686
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607.
- Sıljdzic, S., & Mehic, E. (2017). Trade openness and economic growth: Empirical evidence from transition economies. In *MIC 2017: Managing the Global Economy; Proceedings of the Joint International Conference* (pp. 581-594). *Monastier di Treviso*.
- Şimşek, N., Şimşek, H. A., & Zhanaltay, Z. (2017). Analysis of bilateral trade relations between Turkey and Russia Federation. *Bilig*, 83, 1-26.
- Toda, H. Y. & Yamamoto, T. (1995), Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- UNCTAD. (2012). *Trade intensity indices*. United Nations Conference on Trade and Development. www.unctad.org
- Yanikkaya, H. (2003). Trade openness and economic growth: A cross-country empirical investigation. *Journal of Development Economics*, 72(1), 57-89.
- Zivot, E., & Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.