



*Araştırma Makalesi / Research Article*

## Dünya Tahıl Üretimi ve Veriminin Karbon Dioksit Emisyonu Üzerine Etkisini İnceleyen İstatistiksel Bir Araştırma

### *A Statistical Study Examining the Effect of World Grain Production and Yield on Carbon Dioxide Emissions*

Gizem KAMÇI<sup>1,\*</sup>, Behiye Tuba BİÇER<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Şırnak Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarla Bitkileri Bölümü, 73300, Şırnak, Türkiye

<sup>2</sup> Dicle Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarla Bitkileri Bölümü, 21280, Diyarbakır, Türkiye

<https://doi.org/10.55007/dufed.1081306>

#### MAKALE BİLGİSİ

##### Makale Tarihi

Alınış, 02 Mart 2022

Revize, 04 Nisan 2022

Kabul, 04 Nisan 2022

Online Yayınlama, 15 Nisan 2022

##### Anahtar Kelimeler

Tahıl verim, Tahıl üretim, CO<sub>2</sub> emisyonu, İklim değişikliği

#### ARTICLE INFO

##### Article History

Received, 02 March 2022

Revised, 04 April 2022

Accepted, 04 April 2022

Available Online, 15 Nisan 2022

##### Keywords

Grain yield, Grain production, CO<sub>2</sub> emission, Climate change

#### ÖZ

Bu çalışmada; Dünya tahıl üretim ve veriminin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerine etkisi istatistiksel olarak inceleyerek, elde edilen sonuçlar ışığında gelecekte üretimi yapılacak tahıl bitkilerinde kullanılan girdilerin daha bilinçli tüketilmesi gerektiği sonucunun ortaya çıkarılması hedeflenmiştir. Araştırmada Ocak 1961- Ocak 2018 yılları arasında Dünya’da tahıl üretim (MT), verim (kg/ha) ve CO<sub>2</sub> emisyonu (kt) arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiler incelenmiş olup tahıl üretim, verim ve CO<sub>2</sub> emisyonu serilerinin logaritması kullanılarak seri değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki eşbütünlük ve nedensellik analizleri ile incelenmiştir. Ardından etki-tepki ve varyans ayrıştırma analizleri oluşturulmuştur. Çalışmada değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünlük ilişkisinin varlığı tespit edilmiş, FMOLS, DOLS ve CCR yöntemlerine göre sırasıyla Tahıl verim, üretim ile CO<sub>2</sub> arasında uzun dönemde pozitif ilişki tespit edilmiştir. Buna göre Tahıl verimindeki %1’lik artış CO<sub>2</sub> emisyonunda %1.80’lik, Tahıl üretimindeki %1’lik artış CO<sub>2</sub> emisyonunda %1.30’luk artışa yol açtığı tespit edilmiş olup, Toda & Yamamoto test sonuçları incelendiğinde tahıl verimi ve üretiminden CO<sub>2</sub> emisyonuna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Varyans Ayrıştırma Analizi sonuçlarına göre; CO<sub>2</sub> emisyonu’ da meydana gelen değişimlerin yüksek oranda kendisinden ve modele dahil edilmeyen diğer değişkenlerden kaynaklandığını ifade etmek mümkündür. Fakat ilerleyen yıllarda CO<sub>2</sub>’de meydana gelen değişimlerin tahıl üretimi ve veriminden artan oranda meydana geldiği söylenebilir. Tespit edilen oranların düşürülmesine yönelik çalışmaların yapılması gerektiği önerilmektedir.

#### ABSTRACT

In this study; by examining the effect of world grain production and yield on CO<sub>2</sub> emissions statistically, it is aimed to reveal that the inputs used in

\*Sorumlu Yazar

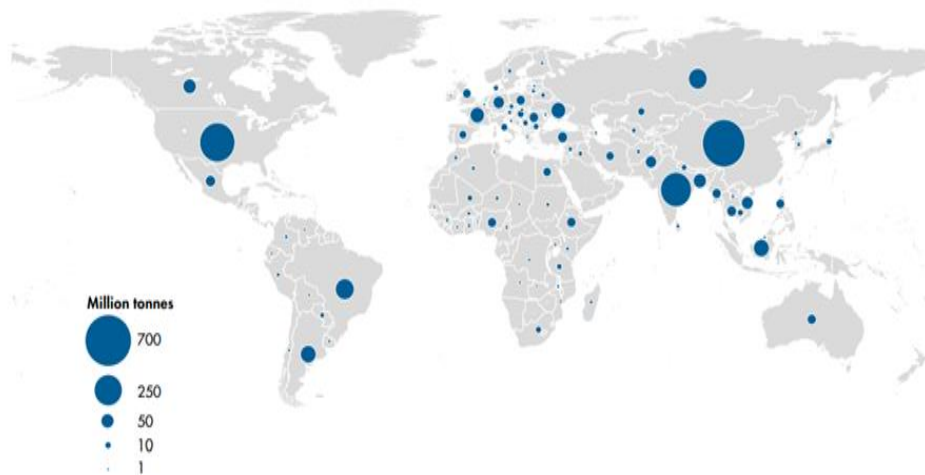
E-posta Adresleri: [gzmkm2@gmail.com](mailto:gzmkm2@gmail.com) (Gizem KAMÇI), [tbicer@dicle.edu.tr](mailto:tbicer@dicle.edu.tr) (Behiye Tuba BİÇER)

the cereal crops to be produced in the future should be consumed more consciously in the light of the results obtained. In the study, the short and long-term relationships between grain production (MT), yield (kg/ha) and CO<sub>2</sub> emission (kt) in the world between January 1961 and January 2018 were examined, and the logarithm of grain production, yield and CO<sub>2</sub> emission series was used to determine the relationship between the serial variables. The long-term relationship was examined by cointegration and causality analyses. Then, impulse-response and variance decomposition analyzes were created. In the study, the existence of a long-term cointegration relationship between the variables was determined, and a long-term positive relationship was determined between grain yield, production and CO<sub>2</sub>, respectively, according to FMOLS, DOLS and CCR methods. Accordingly, it was determined that 1% increase in grain yield led to 1.80% increase in CO<sub>2</sub> emission, 1% increase in grain production led to 1.30% increase in CO<sub>2</sub> emission. The existence of a two-way causality relationship has been determined. According to the results of Variance Decomposition Analysis; It is possible to state that the changes in CO<sub>2</sub> emission are mostly caused by itself and other variables that are not included in the model. However, it can be said that the changes in CO<sub>2</sub> in the following years occurred at an increasing rate from grain production and yield. It is suggested that studies should be carried out to reduce the detected rates.

## 1. GİRİŞ

Dünya'yı etkileyen en önemli çevresel sorunlardan biri küresel ısınmadır. Küresel ısınma; enerji kullanımı, tarımda kullanılan gübreler, bitki artıklarının yakılması, tarım alanları oluşturmak için orman tahribi, sanayileşme, yakıt tüketimi gibi aktiviteler sonucu ortaya çıkan sera gazlarından (N<sub>2</sub>O, CO<sub>2</sub>, CH<sub>4</sub> vb.) meydana gelmektedir. Yapılan incelemelerde tarım, toplam küresel sera gazı emisyonlarının %10-12'sinden sorumlu olduğu tespit edilmiştir [1,2].

Tahıl Dünya'da önemli bir beslenme kaynağı olmakla birlikte, ekim alanı olarak bitkisel üretim içerisinde en fazla üretim payına sahip olduğu bilinmektedir.



Şekil 1. Dünya Tahıl Üretimi (2019) [3]

Tahılda yüksek verim ve kaliteli ürün elde etmek için toprak işleme, gübreleme gibi bakım işlemlerinin oldukça önemli olduğu bilinmektedir [4]. Toprak işleme fazla enerji girdisi, yakıt tüketimine ihtiyaç duymaktadır fakat bahsedilen girdiler CO<sub>2</sub> gazı emisyonu artırmaktadır. Gübrelenmiş topraklardan kaynaklanan N<sub>2</sub>O emisyonları, sığır enterik fermantasyonundan kaynaklanan CH<sub>4</sub> emisyonları, ormansızlaşma ve diğer arazilerden kaynaklanan toprak karbon kayıpları CO<sub>2</sub> emisyonlarına sebep olan başlıca etmenlerdir [5]. Bahsedilen etmenleri en aza indirmek sürdürülebilir tarım olanağını artıracacağı gibi küresel ısınmayı önlemeye de yardımcı olacaktır.

Yapılan çalışmada tahıl üretim ve veriminin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerine etkisi istatistiksel olarak incelenmiş olup, elde edilen sonuçlar ışığında gelecekte üretimi yapılacak tahıl bitkilerinde kullanılan girdilerin daha bilinçli tüketilmesi hedeflenmektedir.

## 2. MATERYAL VE METOT

Araştırmada Ocak 1961- Ocak 2018 yılları arasında Dünya’da tahıl üretim (MT), verim (kg/ha) ve CO<sub>2</sub> emisyonu (kt) arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiler incelenmiştir. Araştırmada kullanılan veriler World Bank Open Data (<https://data.worldbank.org/>) internet platformundan elde edilmiştir. (Veriler EViews V12.0 (<https://www.eviews.com/home.html>) ve Gauss (<https://www.aptech.com/>) programı kullanılarak istatistiksel olarak değerlendirilmiştir. Değişkenlerin logaritması alınarak analize dahil edilmiştir. Araştırmada tahıl üretim (MT), verim (kg/ha) ve CO<sub>2</sub> emisyonu (kt) serilerinin logaritması kullanılarak tahıl üretim (MT), verim (kg/ha) ve CO<sub>2</sub> emisyonu (kt) değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki eşbütünleşme ve nedensellik analizleri ile incelenmiştir. Ardından etki-tepki ve varyans ayrıştırma analizleri oluşturulmuştur.

## 3. ARAŞTIRMA BULGULARI

Dünya tahıl üretim ve veriminin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerine etkisine yönelik yapılan istatistiksel sonuçlar Tablo 1’de verilmiştir. Hesaplanan tanımlayıcı istatistik sonuçlarına göre (Tablo 1); serilerin ortalama değerleri sırasıyla; tahıl verimi 7.875109, tahıl üretimi 21.21644, CO<sub>2</sub> emisyonunda 16.85197 tespit edilmiştir. Serilerin maksimum ve minimum değerleri sırasıyla; tahıl verim serisinin maksimum değeri 8.322164, minimum değeri 7.264314, tahıl üretim serisinin maksimum değeri 21.82924, minimum değeri 20.42798, CO<sub>2</sub> emisyon serisinin maksimum değeri 17.34308, minimum değeri ise 16.05876 düzeyinde olduğu tespit edilmiştir. Serilerin standart sapma değerleri sırasıyla; tahıl verim 0.289145, tahıl üretim 0.388457, CO<sub>2</sub> Emisyon 0.333797 düzeyde olduğu tespit edilmiştir. Standart sapma değerleri incelendiğinde; yüksek düzeyde ortalamadan bir sapma ya da değişim olmadığı söylenebilmektedir. Jargue olasılık değerlerine göre serilerin normal dağılım gösterdiği sonucuna

ulaşmıştır. Seriler normal dağıldığı için aralarındaki korelasyon ilişkisi Pearson korelasyon analiziyle gerçekleştirilmiştir. Analiz sonuçları Tablo'2 de verilmiştir.

**Tablo 1.** Dünya tahıl üretimi ve veriminin CO<sub>2</sub> emisyonu tanımlayıcı istatistik veriler

	Tahıl Verimi (kg/ha)	Tahıl Üretimi (MT)	CO <sub>2</sub> Emisyonu (kt)
Ortalama	7.875109	21.21644	16.85197
Maksimum	8.322164	21.82924	17.34308
Minimum	7.264314	20.42798	16.05876
Standart sapma	0.289145	0.388457	0.333797
Skewness	-0.387268	-0.277558	-0.617468
Kurtosis	2.116445	2.009613	2.875286
Jarque-Bera	3.336388	3.115131	3.723165
Probability	0.188587	0.210648	0.155426
Observations	58	58	58

Dünya tahıl üretim ve veriminin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerine etkisi için yapılan Pearson korelasyon analizi sonucuna göre (Tablo 2); tahıl verimi %97.1 iken, tahıl üretimi ise %96.1 olarak tespit edilmiştir. Araştırmanın temel hipotezi tahıl verimi ve üretiminin karbon emisyonunu etkilediğidir. Bu açıdan korelasyon test sonuçları değişkenler arasında yüksek düzeyli ilişkilerin söz konusu olduğunu ortaya koymaktadır.

**Tablo 2.** Dünya tahıl üretim ve veriminin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerine Pearson korelasyon analizi

	Tahıl Verimi (kg/da)	Tahıl Üretimi (MT)
Tahıl Üretim	0.994941	
	74.11201	
CO <sub>2</sub> Emisyonu	0.971479	0.961169
	30.65813	26.06451

Tablo 3'te CO<sub>2</sub> Emisyonu serisi için düzeyde FOURIER ADF ve FOURIER GLS sabit ve sabit trende birim kök test sonuçları incelendiğinde test istatistik değerlerinin kritik değerlerin sağında yer aldığı sonucuna varılmaktadır ve testlerin temel hipotezi reddedilememiştir. Dolayısıyla seri birim kök içermektedir. CO<sub>2</sub> değişkenine ilişkin serilerin birinci dereceden farkları alındığında hesaplanan test istatistik değerlerinin kritik değerlerden küçük olduğu belirlenmiş ve temel hipotez reddedilmiştir. Bu bağlamda çalışmanın bağımlı değişkeni konumunda olan CO<sub>2</sub> serisinin düzey değerlerinde durağan olmadığı ve I (1) olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 4'te tahıl üretim değişkenine ilişkin serilerin birinci dereceden farkları alındığında hesaplanan test istatistik değerlerinin kritik değerlerden küçük olduğu belirlenmiş ve temel hipotez reddedilmiştir. Bu bağlamda çalışmanın bağımlı değişkeni konumunda olan CO<sub>2</sub> serisinin düzey değerlerinde durağan olmadığı ve I(1) olduğu tespit edilmiştir.

**Tablo 3.** CO<sub>2</sub> Emisyonu Birim Kök Test Sonuçları

FOURIER ADF (Narayan ve Popp) [6]					
Sabit				Sabit ve Trend	
ADF-istatistik	-2.712			ADF-istatistik	-3.483
Fourier	1.000			Fraction	2.000
Lags	1.000			Lags	1.000
CV (1%, 5%, 10%)	-4.420	-3.810	-3.490	CV (1%, 5%, 10%)	-4.690 -4.050 -3.710
H <sub>0</sub> : Birim Kök Vardır					
FOURIER GLS (Enders ve Lee) [7]					
Sabit				Sabit ve Trend	
GLS-istatistik	-0.371			GLS-istatistik	-2.237
Fourier	1.000			Fourier	1.000
Lags	1.000			Lags	1.000
CV (1%, 5%, 10%)	-3.911	-3.294	-2.328	CV (1%, 5%, 10%)	-4.771 -4.175 -3.879
H <sub>0</sub> : Birim Kök Vardır					
1.FARK FOURIER ADF (Narayan ve Popp) [6]					
Sabit				Sabit ve Trend	
ADF-istatistik	-5.716			ADF-istatistik	-4.731
Fraction	1.000			Fraction	1.000
Lags	0.000			Lags	0.000
CV (1%, 5%, 10%)	-4.420	-3.810	-3.490	CV (1%, 5%, 10%)	-4.950 -4.350 -4.050
H <sub>0</sub> : Birim Kök Vardır					
1.FARK FOURIER GLS (Enders & Lee) [7]					
Sabit				Sabit ve Trend	
GLS-istatistik	-5.845			ADF-istatistik	-6.423
Fourier	1.000			Fourier	1.000
Lags	0.000			Lags	0.000
CV (1%, 5%, 10%)	-3.911	-3.294	-2.328	CV (1%, 5%, 10%)	-4.771 -4.175 -3.879
H <sub>0</sub> : Birim Kök Vardır					

**Tablo 4.** Tahıl Üretim Birim Kök Test Sonuçları

FOURIER ADF (Narayan & Popp) [6]					
Sabit				Sabit ve Trend	
ADF-istatistik	-1.813			ADF-istatistik	-3.666
Fourier	3.000			Fraction	1.000
Lags	2.000			Lags	2.000
CV (1%, 5%, 10%)	-3.770	-3.070	-2.710	CV (1%, 5%, 10%)	-4.950 -4.350 -4.050
H <sub>0</sub> : Birim Kök Vardır					
FOURIER GLS (Enders & Lee) [7]					
Sabit				Sabit ve Trend	
GLS-istatistik	0.062			GLS-istatistik	-3.516
Fourier	1.000			Fourier	1.000
Lags	3.000			Lags	1.000
CV (1%, 5%, 10%)	-3.911	-3.294	-2.328	CV (1%, 5%, 10%)	-4.771 -4.175 -3.879
H <sub>0</sub> : Birim Kök Vardır					
1.FARK FOURIER ADF (Narayan & Popp) [6]					
Sabit				Sabit ve Trend	
ADF-istatistik	-7.968			ADF-istatistik	-7.973
Fraction	1.000			Fraction	3.000
Lags	1.000			Lags	1.000
CV (1%, 5%, 10%)	-4.420	-3.810	-3.490	CV (1%, 5%, 10%)	-4.450 -3.780 -3.440
H <sub>0</sub> : Birim Kök Vardır					

Tablo 4. (Devamı)

**Tablo 4.** (Devamı)

1. FARK FOURIER GLS (Enders & Lee) [7]						
Sabit				Sabit ve Trend		
GLS-istatistik	-7.406			ADF-istatistik	-7.538	
Fourier	1.000			Fourier	1.000	
Lags	3.000			Lags	0.000	
CV (1%, 5%, 10%)	-3.911	-3.294	-2.328	CV (1%, 5%, 10%)	-4.771	-4.175 -3.879
H <sub>0</sub> : Birim Kök Vardır						

Tablo 5'te tahıl verimi değişkenine ilişkin serilerin birinci dereceden farkları alındığında hesaplanan test istatistik değerlerinin kritik değerlerden küçük olduğu belirlenmiş ve temel hipotez reddedilmiştir. Bu bağlamda çalışmanın bağımlı değişkeni konumunda olan CO<sub>2</sub> serisinin düzey değerlerinde durağan olmadığı ve I(1) olduğu tespit edilmiştir. Yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testi sonuçlarına göre araştırmada kullanılan değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olmadıkları ve birinci dereceden farkları alındığında durağan oldukları belirlenmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönemli eşbütünlük ilişkisinin araştırılabilmesi için tüm serilerin aynı düzeyde durağanlık seviyesine sahip olması gerekmektedir. Bu bağlamda elde edilen birim kök test sonuçları eşbütünlük analizinin yapılmasına imkân tanımaktadır.

**Tablo 5.** Tahıl Verim Birim Kök Test Sonuçları

FOURIER ADF (Narayan & Popp) [6]						
Sabit				Sabit ve Trend		
ADF-istatistik	-2.324			ADF-istatistik	-2.832	
Fourier	2.000			Fraction	2.000	
Lags	2.000			Lags	5.000	
CV (1%, 5%, 10%)	-3.970	-3.270	-2.910	CV (1%, 5%, 10%)	-4.690	-4.050 -3.710
H <sub>0</sub> : Birim Kök Vardır						
FOURIER GLS (Enders & Lee) [7]						
Sabit				Sabit ve Trend		
GLS-istatistik	0.412			GLS-istatistik	-3.590	
Fourier	1.000			Fourier	1.000	
Lags	3.000			Lags	2.000	
CV (1%, 5%, 10%)	-3.911	-3.294	-2.328	CV (1%, 5%, 10%)	-4.771	-4.175 -3.879
H <sub>0</sub> : Birim Kök Vardır						
1.FARK FOURIER ADF (Narayan & Popp) [6]						
Sabit				Sabit ve Trend		
ADF-istatistik	-8.073			ADF-istatistik	-8.073	
Fraction	1.000			Fraction	1.000	
Lags	1.000			Lags	1.000	
CV (1%, 5%, 10%)	-4.420	-3.810	-3.490	CV (1%, 5%, 10%)	-4.950	-4.350 -4.050
H <sub>0</sub> : Birim Kök Vardır						
1.FARK FOURIER GLS (Enders & Lee) [7]						
Sabit				Sabit ve Trend		
GLS-istatistik	-6.739			ADF-istatistik	-4.592	
Fourier	1.000			Fourier	1.000	
Lags	5.000			Lags	2.000	
CV (1%, 5%, 10%)	-3.911	-3.294	-2.328	CV (1%, 5%, 10%)	-3.911	-3.294 -2.328
H <sub>0</sub> : Birim Kök Vardır						

Tablo 6 'da yer alan CiS ve Sanso [8], Gregory ve Hansen [9], ve Arai ve Kuruzomi [10] testleri, sabitte kırılma ve trendli modelde eşbütünleşme ilişkisinin analizinde kullanılmaktadır. Elde edilen sonuçlar incelendiğinde, GH testinde hesaplanan Zt, ADF ve Za test istatistik değerlerinin kritik değerlerin solunda yer aldığı tespit edilmiş olup eşbütünleşmenin olmadığı şeklinde oluşturulan sıfır hipotezi reddedilmiştir. GH testinde kırılma tarihi tahıl verim için; 1978 ve 1979 yıllarında tahıl üretim için 2000 yılında gözlemlenmektedir.

**Tablo 6.** CO<sub>2</sub> Emisyonu- Tahıl Verim, CO<sub>2</sub> Emisyonu– Tahıl Üretim Eşbütünleşme Analiz Sonuçları

CO <sub>2</sub> Emisyonu– Tahıl Verim						
Sabitte Kırılma ve Trend						
	Test	Kırılma	İstatistik	% 1	% 5	% 10
(GH, 1996) [9] H <sub>0</sub> : Eşbütünleşme Vardır.	ADF	1978	-6.369	-5.450	-4.990	-4.720
	Zt	1979	-6.624	-5.450	-4.990	-4.720
	Za	1979	-50.487	-57.280	-47.960	-43.220
(CiS & Sanso, 2006; AK, 2007) [8,10] H <sub>0</sub> : Eşbütünleşme Vardır	Test	Kırılma	İstatistik	% 1	% 5	% 10
	SCols	1980	0.068	0.125	0.091	0.075
	SC*(dols)	1977	0.045	0.125	0.091	0.075
	Fraction			0.293		
Trendde Kırılma						
	Test		İstatistik	% 1	% 5	% 10
(Tsong et al., 2016) [11] H <sub>0</sub> : Eşbütünleşme Vardır	Fourier CIols		0.040	0.063	0.048	0.042
	Freq. (Fols)			1.00		
	F-stat (Fols)			39.028		
	Fourier CIDols		0.040	0.063	0.048	0.042
	Freq. (Fdols)			1.000		
	F-stat (Fdols)			12.137		
CO <sub>2</sub> Emisyonu– Tahıl Üretim						
Sabitte Kırılma ve Trend						
	Test	Kırılma	İstatistik	% 1	% 5	% 10
(GH, 1996)[9] H <sub>0</sub> : Eşbütünleşme vardır.	ADF	2000	-6.721	-5.450	-4.990	-4.720
	Zt	2000	-6.721	-5.450	-4.990	-4.720
	Za	2000	-50.340	-57.280	-47.960	-43.220
(CiS & Sanso, 2006; AK, 2007) [8,10] H <sub>0</sub> : Eşbütünleşme Vardır	Test	Kırılma	İstatistik	% 1	% 5	% 10
	SCols	1999	0.081	0.125	0.091	0.075
	SC*(dols)	1999	0.074	0.125	0.091	0.075
	Fraction			0.672		
Trendde Kırılma						
	Test		İstatistik	% 1	% 5	% 10
(Tsong et al., 2016) [11] H <sub>0</sub> : Eşbütünleşme Vardır	Fourier CIols		0.035	0.063	0.048	0.042
	Freq. (Fols)			1.00		
	F-stat (Fols)			30.446		
	Fourier CIDols		0.023	0.063	0.048	0.042
	Freq. (Fdols)			1.000		
	F-stat (Fdols)			8.810		

Arai ve Kuruzomi [10] ve CiS ve Sanso [8] testi için SC\*(dols) ve SCols test verilerine göre eşbütünleşmenin varlığına yönelik oluşturulan sıfır hipotezi reddedilememiştir ve değişkenler arasında

uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ortaya çıkarılmıştır. Tahıl verim için 1980 ve 1977 yılları, tahıl üretim için 1999 yılı kırılma tarihi olarak tespit edilmiştir.

Tsong vd. [11] Trendde kırılmalı model için eşbütünleşme ilişkisi veren bir testtir. Yapılan Tsong vd. [11] analizine göre; Fourier CIols ve Fourier CIDols test istatistik değerlerine göre CO<sub>2</sub> Emisyonu ve tahıl verim, CO<sub>2</sub> Emisyonu ve tahıl üretim arasında uzun dönemli eşbütünleşmenin varlığına yönelik oluşturulan sıfır hipotezi reddedilememiştir ve değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ortaya çıkarılmıştır.

Tablo 7’de yer alan trendli modelde FMOLS, DOLS ve CCR yöntemlerine göre sırasıyla Tahıl verimi (kg/ha) ile CO<sub>2</sub> arasında uzun dönemde pozitif ilişki tespit edilmiştir. Buna göre tahıl verimindeki %1’lik artış CO<sub>2</sub>’de %1.80’lik artışa yol açmaktadır. Tahıl üretim (MT) ile CO<sub>2</sub> emisyonu (kt) arasında uzun dönemde pozitif ilişki tespit edilmiştir. Buna göre tahıl üretimindeki %1’lik artış CO<sub>2</sub>’de %1.30’luk artışa yol açmaktadır.

**Tablo 7.** Tahıl Verim- Tahıl Üretim Eş Bütünleşme Katsayı Tahmin Analiz Sonuçları

	CO <sub>2</sub> Emisyonu (kt) - TREND		
	FMOLS	DOLS	CCR
Tahıl Verim	2.058330(0.0000)	1.732375(0.0000)	1.629622(0.0000)
c	1.029518(0.7373)	3.447790(0.2357)	4.261564(0.1171)
Trend	-0.013945(0.0499)	-0.009961(0.1294)	-0.008543(0.1732)
	CO <sub>2</sub> Emisyonu (kt) - TREND		
	FMOLS	DOLS	CCR
Tahıl Üretim	1.694203(0.0044)	0.970126(0.0387)	1.244046(0.0063)
c	-18.59163(0.1187)	-3.609132(0.7028)	-9.258213(0.3087)
Trend	-0.017892(0.1728)	-0.003762(0.7204)	-0.009890(0.3296)

Tablo 8’de değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı ve bu ilişkinin yönü ve katsayı belirlendikten sonra bu ilişkinin tek ya da çift yönlü olup olmadığını belirleyebilmek amacıyla nedensellik analizi yapılmıştır. Kümülatif Fourier- Frekans Toda & Yamamoto [12] Nedensellik Testi serilerdeki yapısal kırılmaları dikkate alan ve düzeyde durağan olmayan seriler arasındaki nedensellik ilişkisini incelemeye olanak tanıyan bir testtir. Testin sıfır hipotezi değişkenler arasında nedensellik ilişkisi yoktur şeklinde sınanmaktadır. Toda & Yamamoto [12] test sonuçları incelendiğinde tahıl verimi ve üretiminden CO<sub>2</sub> emisyonuna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Bu bağlamda CO<sub>2</sub> emisyonunun nedeni olarak hem tahıl verimi hem de üretimi gösterilebilmektedir.



**Tablo 8.** Tahıl Verim, CO<sub>2</sub> Emisyonu, Tahıl Üretim Nedensellik Testi

		Kümülatif Fourier- Frekans Toda & Yamamoto [12] Nedensellik Testi				
Nedensellik		Wald	Asym. Olas.	Bootstrap Olas.	Lag	Frekans
Tahıl Verim=> CO <sub>2</sub> emisyonu		15.056	0.010	0.021	5.000	3.000
CO <sub>2</sub> emisyonu => Tahıl Verim		10.568	0.061	0.095	5.000	3.000
		Kümülatif Fourier- Frekans Toda & Yamamoto [12] Nedensellik Testi				
Nedensellik		Wald	Asym. Olas.	Bootstrap Olas.	Lag	Frekans
Tahıl üretim => CO <sub>2</sub> emisyonu		18.783	0.000	0.001	3.000	3.000
CO <sub>2</sub> emisyonu => Tahıl üretim		5.510	0.138	0.155	3.000	3.000

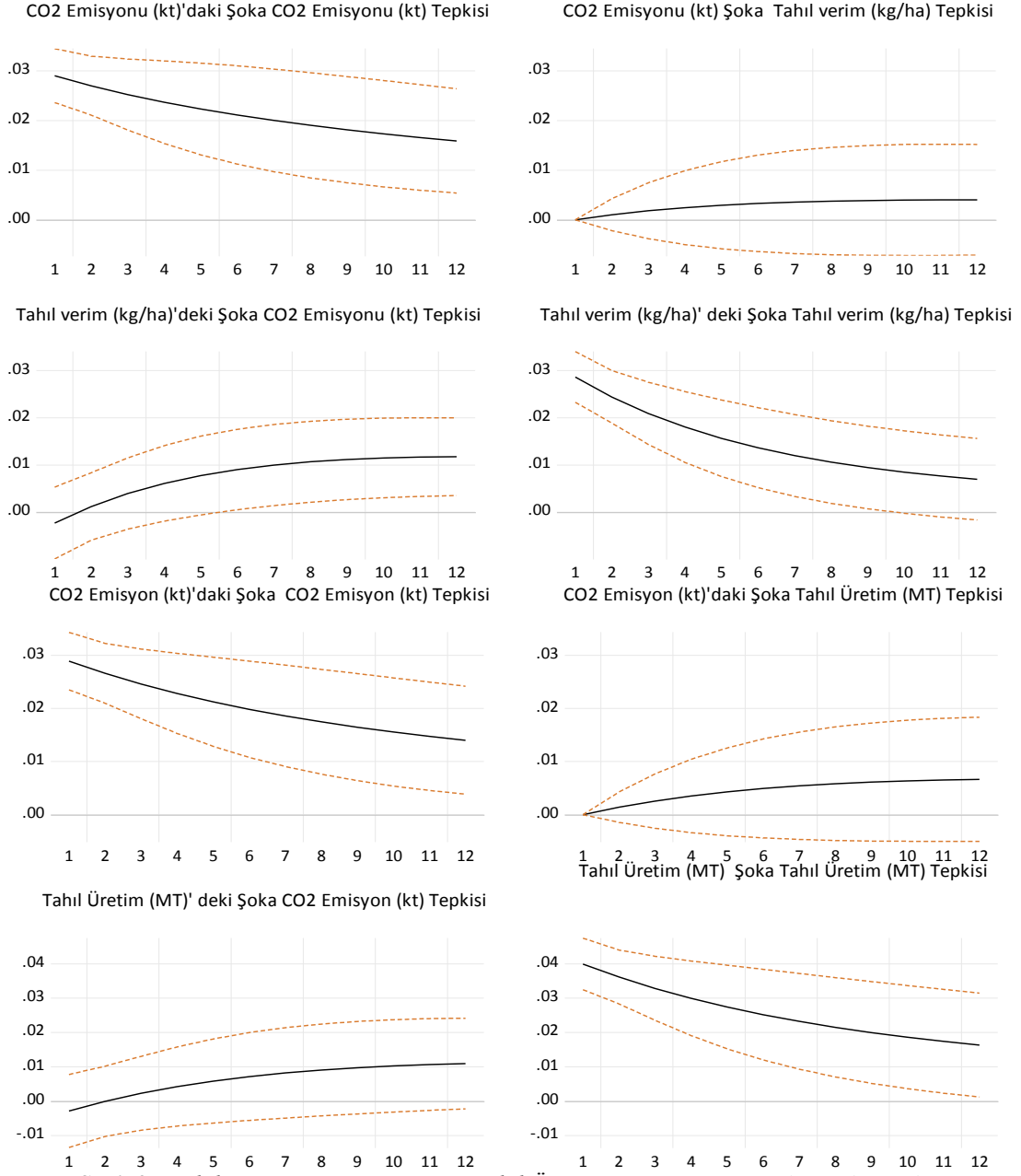
Tablo 9 'da CO<sub>2</sub> emisyonu tahıl verim ve CO<sub>2</sub> emisyonu tahıl üretim VAR sistemi için yapılan her iki test içinde; en uygun gecikme uzunluğu 5 test kullanılarak ayrı ayrı hesaplanmıştır. Test sonuçlarına göre 5 testten 4'ünde e uygun gecikme uzunluğunun 2 olduğu belirlenmiştir. Etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizleri için en uygun gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir. Etki-tepki ve varyans ayrıştırması analizlerini gerçekleştirirken değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünlük ilişkisini varlığı doğrultusunda VEC modeli üzerinden sistem oluşturulmuş ve olası şok etkileri araştırılmıştır.

**Tablo 9.** CO<sub>2</sub> Emisyonu Tahıl Verim ve CO<sub>2</sub> Emisyonu Tahıl Üretim VAR Gecikme Uzunluğu Belirleme Kriterleri (5%)

CO <sub>2</sub> emisyonu-Tahıl verim						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	66.39740	NA	0.000288	-2.476823	-2.401775	-2.448052
1	221.6320	292.5575	8.58e-07	-8.293538	-8.068394*	-8.207223
2	227.2591	10.17215*	8.06e-07*	-8.356120*	-7.980881	-8.212262*
3	229.9430	4.645230	8.50e-07	-8.305501	-7.780166	-8.104100
4	231.5146	2.599177	9.37e-07	-8.212101	-7.536671	-7.953157
5	233.5301	3.178296	1.02e-06	-8.135774	-7.310248	-7.819287
6	235.4585	2.892620	1.11e-06	-8.056098	-7.080476	-7.682068
CO <sub>2</sub> emisyonu- Tahıl Üretim						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	43.05647	NA	0.000707	-1.579095	-1.504047	-1.550323
1	203.5818	302.5284	1.72e-06	-7.599298	-7.374155	-7.512984
2	212.2006	15.58019*	1.44e-06	-7.776946	-7.401706*	-7.633088*
3	216.5369	7.505233	1.42e-06*	-7.789882*	-7.264547	-7.588481
4	219.3199	4.602529	1.50e-06	-7.743072	-7.067641	-7.484128
5	220.5570	1.950818	1.68e-06	-7.636806	-6.811280	-7.320319
6	222.6324	3.113171	1.82e-06	-7.562785	-6.587163	-7.188755

Şekil 2'de tahıl verim - CO<sub>2</sub> emisyonu ve tahıl üretim - CO<sub>2</sub> emisyonu etki-tepki analizi verilmiştir. Analiz sonuçlarına göre; tahıl verim serisinde meydana gelen bir şokun CO<sub>2</sub> emisyonunda birinci yıldan itibaren pozitif bir şoka sebep olduğu aynı şekilde tahıl üretim serisinde meydana gelen bir şokun CO<sub>2</sub> emisyonunda birinci yıldan itibaren pozitif bir şoka sebep olduğu tespit edilmiştir. Tahıl

üretimi ve veriminde meydana gelen bir şok  $CO_2$ 'de pozitif bir şoka yol açtığı ve bu etkinin uzun dönemde dengeye gelmediği ve devamlılık gösterdiği söylenebilir.



Tablo 10'da yapılan varyans analizden elde ettiğimiz sonuçlara göre; birinci dönemde  $CO_2$  emisyonu (kt) ; tahıl verim (kg/ha) ve tahıl üretim (MT) dışındaki olası şoklar karşısında meydana gelen değişimlerin tamamının kendisinden kaynaklı olduğu belirlenmiştir. 5. yılda bu değişimin yaklaşık %2'si tahıl veriminden, %0.69'u ise tahıl, 10. yılda %4.06 tahıl veriminden, %2.04 tahıl üretiminden, 15. yılda % 4.9'i tahıl veriminden, %3.36'sı tahıl üretiminden, 20.yılda ise %5.32'si tahıl verimi, %3.08'i tahıl üretiminden kaynaklandığı tespit edilmiştir. Tespit edilen değişim oranları, Granger

nedenselliği büyüklüğünü de temsil etmektedir. Varyans ayrıştırması test sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde, CO<sub>2</sub> emisyonu (kt)'da meydana gelen değişimlerin yüksek oranda kendisinden ve modele dahil edilmeyen diğer değişkenlerden kaynaklandığını ifade etmek mümkündür.

**Tablo 10.** Varyans Ayrıştırma Analizi

C Period	S.E.	CO <sub>2</sub> emisyonu (kt)	Tahıl Verim (kg/ha)	Tahıl Üretim (MT)
1	0.029469	100.0000	0.000000	0.000000
2	0.048604	99.13124	0.394017	0.474743
3	0.063938	98.88507	0.840593	0.274335
4	0.078256	98.11985	1.502529	0.377625
5	0.091956	97.18830	2.116607	0.695097
6	0.105066	96.27235	2.653816	1.073829
7	0.117563	95.44163	3.105441	1.452933
8	0.129468	94.70954	3.484293	1.806165
9	0.140810	94.07435	3.801548	2.124098
10	0.151628	93.52683	4.068174	2.404998
11	0.161957	93.05566	4.293316	2.651021
12	0.171836	92.64967	4.484565	2.865761
13	0.181302	92.29881	4.648041	3.053146
14	0.190388	91.99441	4.788671	3.216921
15	0.199126	91.72913	4.910411	3.360454
16	0.207546	91.49687	5.016446	3.486682
17	0.215673	91.29253	5.109349	3.598119
18	0.223531	91.11189	5.191211	3.696900
19	0.231142	90.95144	5.263734	3.784828
20	0.238524	90.80826	5.328317	3.863423

#### 4. SONUÇLAR

Dünyada tahıl ekim alanı, üretim ve verim bazında oldukça yüksek rakamlara sahip tarla bitkisidir. İnsan beslenmesinde yerini önemli yüzde oranlarında almaktadır. Bilindiği üzere bitkilerden üretim ve verim alabilmek için öncelikli hazırlıklar, bakım, hasat, harman ve insan kullanımına sunabilmek için çeşitli işlemlerin yapılması gerekmektedir. Fakat bu uygulamaların kazanımları olduğu gibi Dünya için kayıpları da mevcut bulunmaktadır. Bu kayıpların başında CO<sub>2</sub> emisyonu gelmektedir. CO<sub>2</sub> emisyonu küresel ısınmanın oluşumunda başlıca bir etmendir. Yapılan çalışmada Dünyada tahıl üretim ve veriminin CO<sub>2</sub> emisyonu üzerine etkisi istatistiki olarak incelenmiş olup; tahıl üretim, verim ve CO<sub>2</sub> emisyonu (kt) serilerinin logaritması kullanılarak tahıl üretim, verim ve CO<sub>2</sub> emisyonu (kt) değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki eşbütünlük ve nedensellik analizleri incelenmiştir. Ardından etki-tepki ve varyans ayrıştırma analizleri oluşturulmuştur. Elde edilen sonuçlara göre; Pearson korelasyon analizinde; tahıl verim %97, tahıl üretimi ise %96 oranlarında CO<sub>2</sub> emisyonu etkilediği, FOURIER ADF ve FOURIER GLS sabit ve sabit trende birim kök test sonuçları

incelendiğinde CO<sub>2</sub> değişkenine ilişkin serilerin birinci dereceden farkları alındığında hesaplanan test istatistik değerlerinin kritik değerlerden küçük olduğu belirlenmiş ve temel hipotez reddedilmiştir. Bu bağlamda çalışmanın bağımlı değişkeni konumunda olan CO<sub>2</sub> serisinin düzey değerlerinde durağan olmadığı ve I(1) olduğu, tahıl üretim ve tahıl Verim Birim Kök Test Sonuçları incelendiğinde test istatistik değerlerinin kritik değerlerden küçük olduğu belirlenmiş ve temel hipotez reddedilmiştir. Bu bağlamda çalışmanın bağımlı değişkeni konumunda olan CO<sub>2</sub> serisinin düzey değerlerinde durağan olmadığı ve I(1) olduğu, CO<sub>2</sub> Emisyonu- Tahıl Verim Eşbütünleşme Analiz Sonuçlarına göre GH testinde kırılma tarihi 1978 ve 1979 yılları, CiS ve Sanso [8] ve Arai ve Kuruzomi [10] testi için SCols ve SC\*(dols) test istatistik değerlerine göre 1980 ve 1977 yılları kırılma tarihi olarak tespit edilmiştir. Fourier CIols ve Fourier CIols test istatistik değerlerine göre CO<sub>2</sub> Emisyonu ve tahıl verim arasında uzun dönemli eşbütünleşmenin varlığına yönelik oluşturulan sıfır hipotezi reddedilememiştir ve değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ortaya çıkarılmıştır. CO<sub>2</sub> – Tahıl Üretim Eşbütünleşme Analiz Sonuçlarına göre GH testinde kırılma tarihi 2000 yılında, CiS ve Sanso [8] ve Arai ve Kuruzomi [10] testi için SCols ve SC\*(dols) test istatistik değerlerine göre 1999 yılı kırılma tarihi olarak tespit edilmiştir. Trendde kırılmalı model için Fourier CIols ve Fourier CIols test istatistik değerlerine göre CO<sub>2</sub> emisyonu ve tahıl üretim arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin olduğu ortaya çıkarılmaktadır. Trendli modelde FMOLS, DOLS ve CCR yöntemlerine göre sırasıyla Tahıl verimi (kg/ha) ile CO<sub>2</sub> arasında uzun dönemde pozitif ilişki tespit edilmiştir. Buna göre Tahıl verimindeki %1'lik artış CO<sub>2</sub>'de %1.80'lik artışa yol açmaktadır. Tahıl üretim (MT) ile CO<sub>2</sub> emisyonu (kt) arasında uzun dönemde pozitif ilişki tespit edilmiştir. Buna göre Tahıl üretimindeki %1'lik artış CO<sub>2</sub>'de %1.30'luk artışa yol açmaktadır. Tahıl Verim, CO<sub>2</sub>, Tahıl Üretim Nedensellik Testi incelendiğinde; Toda & Yamamoto [12] test sonuçları incelendiğinde tahıl verimi ve üretiminden CO<sub>2</sub> emisyonuna doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Bu bağlamda CO<sub>2</sub> emisyonunun nedeni olarak hem tahıl verimi hem de üretimi gösterilebilmektedir. VAR sistemi oluşturularak hesaplanan en uygun uygun gecikme uzunluğunun 2 olduğu belirlenmiştir. Şekil 2 'de tahıl verim- CO<sub>2</sub> emisyonu ve tahıl üretim- CO<sub>2</sub> emisyonu etki-tepki analiz sonuçlarına göre tahıl verim ve tahıl üretim serisinde meydana gelen bir şokun CO<sub>2</sub> emisyonunda birinci yıldan itibaren pozitif bir şoka sebep olduğu tespit edilmiştir. Varyans Ayrışma Analizi sonuçlarına göre; CO<sub>2</sub> emisyonu (kt)'da meydana gelen değişimlerin yüksek oranda kendisinden ve modele dahil edilmeyen diğer değişkenlerden kaynaklandığını ifade etmek mümkündür. Fakat ilerleyen yıllarda CO<sub>2</sub>'de meydana gelen değişimlerin tahıl üretimi ve veriminden artan oranda meydana geldiği söylenebilir. Tespit edilen oranların düşürülmesine yönelik çalışmaların yapılması gerektiği önerilmektedir.

## ÇIKAR ÇATIŞMASI

Yazarlar çıkar çatışması olmadığını bildirmektedirler.

## YAZARLARIN KATKILARI

Gizem KAMÇI: Kavramsallaştırma, metodoloji, doğrulama, analiz, yazma-inceleme ve düzenleme, veri toplama, verinin düzenlenmesi, görselleştirme. Behiye Tuba BİÇER: Yazma-inceleme ve düzenleme, gözetim ve liderlik sorumluluğu, inceleme, doğrulama.

## KAYNAKLAR

- [1] G. Akın, “Küresel ısınma, nedenleri ve sonuçları”, *Ankara Üniversitesi Dil Ve Tarih-Coğrafya Fakültesi Dergisi*, vol. 46, no. 2, pp. 29-43, 2006.
- [2] J. Bellarby, B. Foerid, A. Hastings, P. Smith, *Cool farming: climate impacts of agriculture and mitigation potential*. Greenpeace International, Amsterdam, The Netherlands, 2008.
- [3] FAO. World food and agriculture – *Statistical Yearbook*, Rome, 2021.
- [4] Z. Koday. “Türkiye'nin tahıl üretimi”, *Türk Coğrafya Dergisi*, vol. 35, pp. 299-320, 2014. Retrieved from <https://dergipark.org.tr/en/pub/tcd/issue/21252/228015>
- [5] A. Muller, C. Aubert, *The potential of organic agriculture to mitigate the influence of agriculture on global warming. a review*, S. Bellon, S. Penvern Eds, Organic Farming, Prototype for Sustainable Agricultures.. 2014. DOI 10.1007/978-94-007-7927-3\_13
- [6] P. K. Narayan, S. Popp, “A new unit root test with two structural breaks in level and slope at unknown time”, *Journal of Applied Statistics*, vol. 37, no. 9, pp. 1425-1438, 2010.
- [7] W. Enders, J. Lee, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 74, no. 4, pp. 574-599, 2012.
- [8] J. L. Carrion-i-Silvestre, A. Sanso, “Testing the null of cointegration with structural breaks. Oxford”, *Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 68, no. 5, pp. 623-646, 2006.
- [9] A. W. Gregory, B. E. Hansen, “Practitioners Corner: Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 58, pp. 555-560, 1996. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.1996.mp58003008.x>
- [10] Y. Arai, E. Kurozumi, “Testing for the null hypothesis of cointegration with a structural break”, *Econometric Review*, vol. 2, pp. 705-739, 2007.
- [11] M. L. Tseng, K. H. Tan, “ Sustainable consumption and production in emerging markets”, *International Journal of Production Economics*, vol. 181, pp. 257-261, 2016.
- [12] H. Y. Toda, T. Yamamoto, “ Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes”, *Journal of Econometrics*, vol. 66, pp. 225–250, 1995.