



## İklim Değişikliği ve Çevre Kirliliğinin Türkiye’de Buğday Üretimine Etkisi: Ekonometrik Bir Analiz

Kadir Karagöz<sup>1\*</sup>

<sup>1</sup>*İİBF, Manisa Celal Bayar Üniversitesi, Türkiye*

\* [kadir.karagoz@cbu.edu.tr](mailto:kadir.karagoz@cbu.edu.tr) Başlıca yazarın mail adresi

**Özet** – Buğday, gerek yaygın üretimi nedeniyle geniş bir kesimi ilgilendirmesi gerekse temel bir besin maddesi olması nedeniyle Türkiye açısından hem ekonomik hem de sosyal açıdan çok önemli bir yere sahiptir. Bununla birlikte son dönemlerde küresel olarak etkisi hissedilen ve tartışılan iklim değişikliği ve çevresel tahribatın gerek Türkiye’de gerekse dünya genelinde buğday üretimini sekteye uğratarak çok ciddi ekonomik ve gıda krizlerine yol açması muhtemeldir. Bu noktadan hareketle bu çalışmada Türkiye’de iklim değişikliği ve çevresel kirlenmenin buğday üretimi üzerindeki etkisi zaman serileri analizi ile araştırılmaktadır. Elde edilen bulgular, uzun dönemde CO<sub>2</sub> emisyonu ile temsil edilen çevresel bozulmanın buğday üretimi üzerinde pozitif etkide bulunduğunu, yıllık ortalama sıcaklık ve toplam yağış miktarı ile temsil edilen iklim şartlarının ise sıcaklık açısından negatif ve anlamlı bulunduğunu, yağış bakımından ise anlamlı bir etkinin bulunmadığını göstermektedir. Sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde çevresel bozulma ve iddia edilen iklim değişikliği olgusunun Türkiye’de buğday üretimi açısından kısa ve orta vadede bir tehdit oluşturmadığı ancak uzun vadede özellikle sıcaklık artışından kaynaklanan üretim daralmasının yaşanabileceği söylenebilir.

*Anahtar Kelimeler – İklim Değişikliği, Çevre Kirliliği, Buğday Üretimi, Zaman Serileri Analizi, ARDL Modeli*

### I. GİRİŞ

Güvenilir ve sürdürülebilir gıda temini tüm ülkelerin karşı karşıya bulunduğu sorunların başında gelmektedir. Birleşmiş Milletler tarafından belirlenen 17 adet Milenyum Kalkınma Hedefleri arasında açlığın sona erdirilmesi doğrudan, diğer birçok hedef ise dolaylı olarak tarımsal üretim ile ilgilidir. Artan nüfus, yükselen sanayileşme ve kentleşme tarımsal alanları azaltarak gıda üretimini tehlikeye attığı gibi, çevresel bozulma ve iklim değişikliği de tarımsal üretim hacmi ve istikrarı üzerinde baskı yaratmaktadır. Söz konusu tarımsal üretim kaybı içinde en hassas alanı, özellikle gelişmemiş ve gelişmekte olan ülkeler açısından temel gıda kaynaklarını oluşturan başta buğday, çeltik, mısır gibi tahıl üretimi oluşturmaktadır.

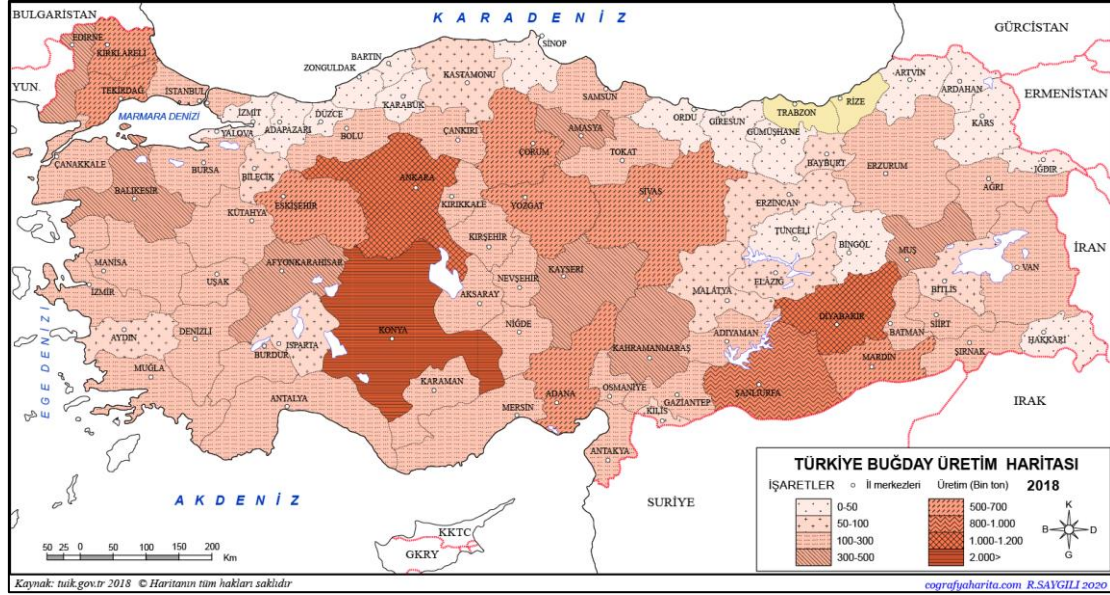
Buğday çok eski çağlardan beri dünya genelinde en önemli besin maddelerinden biri olagelmıştır.

Günümüzde buğday beslenme alışkanlıkları içindeki yerini korumaktadır. Benzer şekilde Türkiye’de de buğday başlıca tahıl ürünü olarak tarımsal üretim içerisinde önemli bir paya sahiptir. Tarım alanlarının yaklaşık üçte birinde, ekili alanların yarısında, tahıl ekimi yapılan alanların ise üçte ikisinde buğday yetiştirilmektedir.

Tarımsal üretim, yapısı gereği iklim ve çevre koşullarıyla doğrudan ilişkilidir. Bitkilerin üreme ve gelişimi bölgesel iklim şartlarına göre şekillendiğinden bilhassa iklim özelliklerinin tarımsal üretimin desen ve hacmine etkide bulunması beklenir. Çevresel bozulmanın ve iklim değişikliğinin kendisini iyice hissettirdiği son yıllarda, bu gibi olumsuz gelişmelerin tarımsal üretime ve özellikle temel gıda kaynaklarının üretimine olası bir negatif etkisi, orta ve uzun vadede ekonomik ve sosyal açıdan çok ciddi

krizlere yol açma potansiyeline sahiptir. Türkiye’de ve dünyada sanayileşme, kentleşme ve tüketim artışları nedeniyle CO<sub>2</sub> ve metan gibi sera etkisi üreten gazların salımı rekor düzeylere yükselirken bir yandan da kuraklık ve yağış rejimlerinde düzensizlikler baş göstermektedir. Bu nedenle çevre

ve iklim özelliklerinin tarıma etkisinin araştırılması büyük önem taşımaktadır. Bu noktadan hareketle bu çalışmada, Türkiye’de iklim değişikliği ve çevresel bozulmanın buğday üretimine etkisi zaman serisi analizi yöntemleriyle incelenmektedir.



Şekil 1. Türkiye’de buğday üretim alanlarının dağılımı.

## II. İLGİLİ LİTERATÜR

İklim ve çevre koşullarının tarımsal üretime etkileri birçok ampirik araştırmaya konu olmuştur. Ancak ilgili literatürde iklim-tarım ilişkisinin daha baskın olduğu görülmektedir. Öyle ki, Türkiye örneğinde iklim koşullarındaki değişimin genel veya ürün bazında tarımsal üretime etkisi birçok çalışmada incelenmişse de çevre kirliliğinin tarımsal üretime etkisi konusunda yapılmış analize rastlanmamıştır. Bu durum, konuya uygun bir çevresel bozulma göstergesini belirlemenin zorluğundan kaynaklanıyor olabilir.

İklim şartlarındaki değişimin etkisini ele alan çalışmalarda genellikle yıllık toplam yağış miktarı ve ortalama sıcaklık faktörlerine yer verildiği görülmektedir. Yine bu gruptaki çalışmaların büyük kısmında analiz Türkiye geneli için yürütülmektedir. Bu çalışmalardan birinde [1], çok değişkenli regresyon analizi yoluyla nüfus ve eğitimin yanı sıra yağış ve sıcaklığın tarımsal üretim üzerine etkisini araştırdıkları çalışmalarında yağışın tarımsal üretimi pozitif, sıcaklığın ise negatif yönde etkilediği yönünde bulgular elde etmişlerdir. Ancak her iki değişken için de anlamlılık düzeyinin zayıf

olduğu görülmektedir. ARDL yaklaşımını uygulayan [2] ve [3] de aynı sonuca ulaşmaktadır.

[4] korelasyon analizi ile sıcaklık ve yağışın tarımsal üretimle ilişkisini araştırmışlardır. Bulguları, sadece sıcaklık ile arpa üretimi arasında anlamlı ve negatif yönlü orta düzeyde bir ilişki olduğunu, sıcaklık ile buğday, mısır, ayçiçeği ve şekerpancarı arasında anlamlı bir ilişki olmadığını, yağış ile buğday, arpa, mısır, ayçiçeği ve şekerpancarı arasında yine aynı şekilde anlamlı bir ilişki olmadığını ortaya koymuştur.

[5], panel veri analizi yoluyla il düzeyinde yürüttüğü incelemede sıcaklığın tarım alanlarının büyüklüğüne etkisini araştırmıştır. Elde ettiği bulgulara dayanarak sıcaklıktaki %1’lik artışın tarım alanlarını ortalama %4-9 azalttığı sonucuna varmaktadır.

[6], ortalama sıcaklık, ortalama yağış, yıllık ortalama nem miktarları ve yıllık ortalama kar örtülü gün sayısı gibi bir dizi klimatolojik göstergelyi kullanarak iklim değişikliğinin tarımsal üretime etkisini zaman serileri yöntemleriyle araştırmış, ortalama yağış ve nem oranı ile tarımsal üretim arasındaki pozitif, ortalama sıcaklık ve karla

örtülü gün sayısı arasındaki negatif ilişki bulunduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Az sayıda çalışmada ise iklim değişikliğinin belirli bir ürünün üretimine veya belirli bir bölgedeki tarımsal üretime etkisi araştırılmıştır. [7] iklim değişikliğinin Ardahan'da tahıl ve yem bitkileri üretiminde verimliliğe etkisini incelemiştir. ARDL yönteminden elde ettikleri bulgular verimlilik ile iklim koşullarının uzun dönemde birlikte hareket etmediğini göstermiştir. Kısa dönemde ise ot ve yem bitkileri üzerinde yağışların etkili olduğu, sıcaklığın ise etkili olmadığı, tahıl verimliliği üzerinde söz konusu iklimsel değişimlerin etkisinin olmadığı gözlenmiştir. [8] şeker pancarı örneğinde iklim değişikliğinin etkisini araştırdıkları analizde elde edilen bulgulara göre değişkenler arasında uzun dönemli ilişki vardır. Bu uzun dönemli ilişkiye bağlı olarak yapılan Granger nedensellik analizine göre iklim değişikliğinden şeker pancarı üretimine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Fakat ilişki alt dönemler itibariyle incelendiğinde iklim değişikliğinden şeker pancarı üretimine doğru nedensellik ilişkisinin olduğu ve bu ilişkinin sıcaklık ve yağış değişkenlerine göre farklılık arz ettiği görülmektedir. Buna göre sıcaklık değişimlerinin hem negatif hem de pozitif, yağış değişimlerinin ise sadece pozitif etkisi söz konusudur. [9] ise iklim değişikliğinin bahçe bitkileri üretimine etkisini güneydoğu Anadolu'daki 9 il için 1995-2019 yıllarını kapsayan panel veri seti kullanarak araştırmıştır. Çalışmanın bulguları bahçecilik için kullanılan üretim alanlarının ortalama sıcaklık ve yağışlardaki değişimlerden olumlu etkilendiğini ancak üretim miktarının yağışlardaki mevsimsel değişimlerden olumsuz etkilendiğini göstermiştir.

[10] iklim değişikliğinin göstergesi olarak CO<sub>2</sub> salımını almıştır. Aynı gösterge çevresel kirlilik ile ilgili ampirik literatürde sıklıkla çevresel bozulmanın/kirlenmenin boyutunu yansıtan bir gösterge olarak kullanılmaktadır. Bu nedenle sözkonusu çalışma iklim değişikliğinden ziyade çevresel kirlenmenin tarımsal üretime etkisi bağlamında ele alınabilir. İklim değişikliğinden en fazla etkilenen 10 ülke için yürütülen panel veri analizinde elde edilen bulgular, söz konusu ülkelerde iklim değişikliğinin ekonomik büyüme ve tarımsal katma değeri negatif yönde etkilediğini ortaya koymaktadır. Yine açıklayıcı değişkenler arasında CO<sub>2</sub> salımına yer veren [11], yağış miktarı ve nem oranlarındaki artışın tarım sektörünün

GSYİH içindeki payını pozitif bir şekilde etkilediğini, sıcaklık, nüfus artışı ve CO<sub>2</sub> emisyonunun ise negatif etkilediğini belirlemiştir.

Tarımsal üretimi tarım sektörünün çıktısının GSYH içindeki payı olarak dikkate alan analizlerde bu göstergenin yanıltıcı sonuçlar verebileceğine dikkat etmek gerekir. GSYH içindeki diğer sektörlerdeki genişleme nedeniyle tarım dışı GSYH'nin tarım sektörünün katma değerinden daha fazla büyümesi hâlinde, tarımsal üretim arttığı halde olduğundan az büyümüş gibi görünebilir.

Bu çalışmada yürütülen analize yakın bir çalışma [12] tarafından yürütülmüştür. Sıcaklık ve yağışın buğday verimine etkisini belirlemek için gerçekleştirilen regresyon analizinde yağışlarla verim arasındaki ilişkilerin sıcaklık-verim ilişkilerine göre daha güçlü olduğu belirlenmiştir. Diğer taraftan, Orta Anadolu, Güneydoğu Anadolu ve Doğu Anadolu bölgelerinde buğday ekim döneminde sıcaklıklarla verim arasında pozitif ilişki görülürken, başaklanma döneminde negatif ilişki söz konusudur. Hasat döneminde gerek sıcaklık-verim gerekse yağış-verim ilişkileri diğer fenolojik dönemlere göre zayıftır. Yine benzer bir çalışmada [13], 1985-2016 döneminde küresel ısınmanın Türkiye'de tarım sektörü üzerine etkilerinin ortaya koymayı amaçlamıştır. Bu amaçla, tarımsal GSYH, buğday üretimi, mısır üretimi, çeltik üretimi değişkenlerinin her biri ile ortalama sıcaklık, toplam yağış, toplam karbondioksit miktarı arasındaki ilişkiyi ARDL modeli ile incelemiştir. Elde edilen tahmin sonuçlarına göre, tarımsal GSYH ile karbondioksit ve yağış miktarı arasında negatif bir ilişki vardır. Sıcaklık ile tarımsal GSYH arasında negatif bir ilişki bulunamamıştır. Buna karşın, iklim değişikliğinin genel etkisi negatif yöndedir. Yapılan analizlerde buğday üretimi ile sıcaklık, yağış ve karbondioksit değişkenleri arasında bir eşbütünlük ilişkisine dair kanıt ulaşılamamıştır.

## II. YÖNTEM VE MATERYAL

### A. Yöntem

Ekonometrik analiz ARDL modeline dayalı eşbütünlük (sınır) testi ve uzun-kısa dönem katsayı tahminlerinden oluşmaktadır. [14] ve [15] tarafından geliştirilen ARDL sınır testi, aynı veya farklı bütünlük derecelerine sahip değişkenler arasındaki ilişkileri araştırmak için kullanılmaya elverişli ve diğer bazı avantajları nedeniyle zaman serisi regresyonlarında yaygın olarak kullanılan bir eşbütünlük testi yöntemidir.

İki değişkenli ( $Y$  ve  $X$ ) bir durum için doğrusal ARDL( $p,q$ ) modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\Delta Y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \delta_j \Delta X_{t-j} + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunmadığı şeklindeki sıfır hipotezi modifiye edilmiş  $F$ , Wald testi veya  $t$  testi yoluyla test edilebilir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kanıtlandıktan sonra ikinci aşamada, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki aşağıdaki denklem yardımıyla tahmin edilmektedir:

$$Y_t = \eta + \sum_{i=1}^p \theta_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j X_{t-j} + u_t$$

Son olarak, değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisinin varlığı da aşağıdaki hata düzeltme modeli aracılığıyla incelenmektedir:

$$\Delta Y_t = \omega + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_j \Delta X_{t-j} + \varphi ECM_{t-1} + v_t$$

ARDL denklemindeki fark terimleri hata düzeltme bileşenleridir ve kısa dönemli ilişkiyi yansıtmaktadırlar. Gecikmeli düzey terimleri ise uzun dönemli ilişkiyi temsil etmektedirler. Bu nedenle, analizin ilk aşamasında yukarıdaki ARDL modeli EKK yöntemiyle tahmin edilerek  $\beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_k = 0$  şeklindeki sıfır hipotezi  $\beta_0 \neq \beta_1 \neq \dots \neq \beta_k \neq 0$  şeklindeki alternatif hipotez karşısında Wald testi ile sınanmaktadır. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin araştırıldığı bu aşama literatürde “sınır testi” olarak adlandırılmaktadır. Sıfır hipotezini reddetmeye imkân verecek kadar büyük bir  $F$  değeri değişkenlerin eşbütünleşik oldukları anlamına gelmektedir [16].

### B. Model ve Veri

Analizde kullanılan ampirik modelde bağımlı değişken olarak üretilen buğday miktarı ( $B\ddot{U}$ ), bağımsız değişkenler olarak ise; çevresel bozulma göstergesi olarak Türkiye’de kişi başına karbondioksit ( $CO_2$ ) emisyonu, iklim değişikliğinin göstergesi olarak yıllık ortalama sıcaklık ( $ISI$ ) ve toplam yağış miktarı ( $YGMR$ ) kullanılmıştır. Analizin odak noktasını oluşturan bu değişkenlerin yanı sıra, buğday üretimi üzerinde etkili olabileceği düşünülen buğday ekim alanı ( $ALAN$ ), tarım sektöründe istihdam edilen nüfus ( $\dot{I}ST$ ), buğday

tarımında kullanılan azotlu gübre miktarı ( $GBR$ ) ve buğday birim fiyatı ( $FYT$ ) gibi girdi faktörlerine de yer verilmiştir.

Analizde 1991-2021 dönemine ait yıllık veriler kullanılmıştır. Buğday üretim miktarı, tarım sektöründe istihdam miktarı, buğday ekim alanı ve birim fiyatı verileri FAO istatistiklerinden elde edilmiştir. Türkiye’de kişi başına  $CO_2$  salımı verisi Dünya Bankası WDI veritabanından, sıcaklık ve yağış verileri Meteoroloji Genel Müdürlüğü internet sayfasından derlenmiştir.

## III. BULGULAR

### A. Durağanlık Analizi

Değişkenler arasındaki ilişki konusunda güvenilir çıkarımlarda bulunabilmek için serilerin düzey değerlerinin durağan veya eşbütünleşik olmaları gerektiğinden analize modelde yer alan değişkenlerin durağanlık özelliklerini araştırmakla başlanmıştır. Bu amaçla, [17] tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve [18]’in geliştirdiği KPSS birim-kök testleri yürütülmüş ve sonuçları Tablo 1’de verilmiştir. ADF testinden elde edilen sonuçlar  $ALAN$  ve  $\dot{I}ST$  değişkenlerinin  $I(1)$  diğerlerinin  $I(0)$ , KPSS testi sonuçları ise tüm değişkenlerin  $I(0)$  olduklarını göstermektedir. Her ne kadar bulguları tam olarak örtüşmese de, iki yöntemin değişkenlerin  $I(2)$  olmadığı konusunda uzlaştığı, bu nedenle eşbütünleşme için sınır testinin yürütülmesinin uygun olduğu söylenebilir.

Tablo 1. Birim-kök testleri sonuçları

	ADF		KPSS	
	$s$	$s + t$	$s$	$s + t$
$B\ddot{U}$	-4,9247 (0,0004) -2,1495	-5,2069 (0,0011) -2,1096	0,2628 -2,2903	0,0861 -2,2304
$CO_2$	-0,3905 (0,8986) -0,2635	-3,4344 (0,0657) -0,5104	0,7168 2,4256	0,0898 -0,4706
$ISI$	-3,4826 ( $< 0,01$ ) 2,5025	-6,2030 ( $< 0,01$ ) 2,0890	0,6453 2,5205	0,0779 1,9773
$ALAN$	0,2176 (0,9692) -3,7774	-2,3769 (0,3832) -3,8909	0,7082 -1,4098	0,1169 -3,4861
$\dot{I}ST$	-1,0940 (0,7050) -2,5185	-1,4697 (0,8177) -2,4450	0,5924 -0,1120	0,1115 -1,3181
$GBR$	1,7899 (0,9995) -1,2030	-3,6828 (0,0393) -1,3943	0,5941 -0,9331	0,1477 -1,4624
$FYT$	-3,7799 ( $< 0,01$ )	-3,6441 (0,0433)	0,2092 -1,7135	0,1597 -1,6437

	-2,2308	-2,1198		
$\Delta B\ddot{U}$	-10,2735 ( $< 0,01$ ) -1,9517	-10,0841 ( $< 0,01$ ) -1,8405	0,3004 -1,6390	0,2780 -1,5278
$\Delta CO_2$	-5,4110 ( $< 0,01$ ) -0,2292	-5,2919 ( $< 0,01$ ) -0,1153	0,3502 -0,3715	0,3317 -0,2613
$\Delta ISI$	-7,5718 ( $< 0,01$ ) 2,3204	-7,5411 ( $< 0,01$ ) 2,4154	0,5000 2,7490	0,5000 2,8615
$\Delta ALAN$	-5,0428 ( $< 0,01$ ) -3,7366	-5,1608 ( $< 0,01$ ) -3,6638	0,3900 -3,8891	0,5000 -3,8142
$\Delta \dot{I}ST$	-4,4290 ( $< 0,01$ ) -2,4786	-4,3489 ( $< 0,01$ ) -2,3632	0,1050 -2,5900	0,0849 -2,4814
$\Delta GBR$	-6,5331 ( $< 0,01$ ) -1,2255	-4,6845 ( $< 0,01$ ) -1,1970	0,4036 -1,2069	0,5000 -1,1007
$\Delta FYT$	-4,9689 ( $< 0,01$ ) -2,3156	-5,1989 ( $< 0,01$ ) -2,3019	0,2699 -2,0613	0,2700 -1,9627

Not: ADF testinde gecikme uzunluđu SIC ye gre belirlenmiřtir. KPSS testi iin kritik deđerler: Sabit: 0,7390 (%1); 0,4630 (%5); 0,3470 (%10); Sabit + trend: 0,2160 (%1); 0,1460 (%5); 0,1190 (%10), bant geniřliđi Newey-West yntemine gre belirlenmiřtir.  $\Delta$  iřareti serinin birinci farkını gstermektedir. Parantez iindeki deđerler p-deđerini, en alttakiler ise SBC deđerini gstermektedir.

## B. Eřbtnleřme Analizi

Deđiřkenler arasındaki uzun dnemli anlamlı bir iliřkinin varlıđı yukarıda iřleyiři anlatılan ARDL sınır testi yntemiyle arařtırılmıřtır. Schwarz kriterine gre ARDL(2,1,1,2,2,1,0,0) modelinin uygun olduđu belirlendikten sonra eřbtnleřme testi iin elde edilen F deđeri, deđiřkenler arasında iliřki bulunmadıđı ynndeki sıfır hipotezinin %1 dzeyinde reddedilebileceđine iřaret etmektedir (Tablo 2).

Tablo 2. ARDL(2,1,1,2,2,1,0,0) modeli sınır testi sonuları (Bađımlı deđerken:  $B\ddot{U}$ )

Bađımsız deđerkenler	F-deđer	Kritik deđerler	I(0)	I(1)
$CO_2$ , $ISI$ , $YGMR$ $ALAN$ , $\dot{I}ST$ , $GBR$ , $FYT$	5,2058	%10 %5 %1	1,70 1,97 2,54	2,83 3,18 3,91

Bu bulgudan hareketle tahmin edilen uzun dnem katsayıları Tablo 3'te grlmektedir. Sonulara gre  $CO_2$  salımı ve buđday ekim alanı byklđu buđday retimi zerinde %5 dzeyinde anlamlı pozitif etkiye sahip grnmektedir. Yıllık ortalama sıcaklık ve toplam yađıř miktarı, beklendiđi gibi sırasıyla pozitif ve negatif etkide

bulunmakla birlikte her iki katsayının sıfırdan farklılıđı anlamlı deđerdir. Gbre kullanımı anlamlı bir etkide bulunuyorken ve tarım sektr istihdamının etkisi anlamlı (%5 dzeyinde) ancak beklentinin aksine negatif iřaretili bulunmuřtur. İstihdamın negatif etkisini, mekanizasyon yođunluđun giderek arttıđı sektrde leđe gre azalan iřgc verimliliđi ile aıklamak mmknse de fiyatın negatif etkisini gerekelendirmek zordur. Teknik ilerlemeler sayesinde zaman iinde birim alan bařına verimlilik artmıř olsa da buđday alanlarındaki geniřleme retimi en fazla destekleyen faktr olarak ortaya ıkmaktadır.

Modelde evresel tahribatın etkisini temsilen yer verilen  $CO_2$  salımının beklentinin tersine pozitif etkide bulunuyor olması seilen gstergeninin uygunsuzluđuna iřaret ediyor olabilir. Aslında  $CO_2$  bitkiler iin geliřimi destekleyen, fotosentez iin gerekli bir faktrdr. Ancak atmosferdeki  $CO_2$  konsantrasyonunun ařırı boyutlara varması bitkisel retim iin daha fazla su ve mineral ihtiyaı dođurmaktadır. Burada ortaya ıkan pozitif ve anlamlı etki, havadaki  $CO_2$  miktarının bitkisel yařam iin tehlikeli dzeyde olmadıđı gibi geliřimi destekleyen bir etkide bulunduđuna iřaret etmektedir.

Tablo 3. ARDL(2,1,1,2,2,1,0,0) modeli uzun dnem katsayı tahminleri (Bađımlı deđerken:  $B\ddot{U}$ )

Deđerken	Katsayı	St. Hata	t deđer	p deđer
$CO_2$	0,1279	0,0486	2,6294	0,0208
$YGMR$	0,0004	0,0003	1,3935	0,1868
$ISI$	-0,0229	0,0322	-0,7115	0,4893
$ALAN$	1,1575	0,2554	4,5314	0,0006
$\dot{I}ST$	-0,1893	0,0806	-2,3497	0,0352
$GBR$	0,2844	0,1335	2,1303	0,0528
$FYT$	-0,1936	0,1636	-1,1829	0,2580
ECM	-0,9519	0,1189	-8,0044	$< 0,01$
B-G	0,2788	p deđer	0,8699	
White	17,4356	p deđer	0,3580	
RESET	0,4139	p deđer	0,5321	
J-B	0,2389	p deđer	0,8874	
CUSUM	Kararlı	CUSUM2	Kararlı	

Not: i. B-G: Breusch-Godfrey otokorelasyon testi ki-kare istatistiđi, ii. White: deđerken varyans testi ki-kare istatistiđi, iii. RESET: Ramsey'in spesifikasyon hatası testi ki-kare istatistiđi, iv. CUSUM: Parametre kararlılık testi

Tahmin edilen ARDL(2,1,1,2,2,1,0,0) modeline ait diagnostik testlerin sonuları da Tablo 3'n alt kısmında verilmiřtir. Otokorelasyon iin Breusch-Godfrey, deđerken varyans iin White testlerinden

elde edilen bulgulara göre kalıntılarda otokorelasyon ve heteroskedastisite sorunları bulunmamaktadır. Ramsey'in RESET testi modelde spesifikasyon hatası bulunmadığını, Jarque-Bera (J-B) test istatistiği de kalıntıların normal dağıldığını göstermektedir.

### C. Eşbütünleşik Regresyon Tahmini

Tahminciler asimptotik olarak asimetric bir şekilde sapmalı hâle geldiklerinden eşbütünleşik zaman serileri arasındaki ilişkinin sıradan en küçük kareler (SEKK) yöntemiyle tahmin edilmesi uygun değildir. Bu durumda SEKK yerine FMOLS, DOLS veya CCR gibi eşbütünleşik regresyon tahmin yöntemlerinden biri kullanılarak sapmasız tahminler elde edilebilir. Burada, [19] tarafından geliştirilen FMOLS (Fully Modified Ordinary Least Squares) yöntemiyle tahminler elde edilmiştir. Tablo 4'te verilen sonuçlar Tablo 3'teki SEKK bulguları ile kısmen örtüşmektedir. CO<sub>2</sub> salımı ve gübre kullanımı yine pozitif ve anlamlı etkiye sahiptir. Yağış ve fiyat değişkenleri yine istatistiksel olarak anlamsız görünmektedir. Buna karşılık sıcaklık, istihdam ve ekim alanı değişkenleri anlamlılık açısından tersine bir değişim göstermiştir.

Tablo 4. FMOLS tahminleri (Bağımlı değişken: BÜ)

Değişken	Katsayı	St. Hata	t değeri	p değeri
Sabit	-4,8468	6,7658	-0,7164	0,4813
CO <sub>2</sub>	0,2762	0,0922	2,9941	0,0067
YGMR	0,0005	0,0003	1,5758	0,1293
ISI	-0,0849	0,0331	-2,5639	0,0177
ALAN	-0,3615	0,5627	-0,6424	0,5272
İST	-0,1572	0,1594	-0,9862	0,3348
GBR	0,5651	0,1837	3,0757	0,0055
FYT	-0,1969	0,2162	-0,9106	0,3724

## IV. SONUÇLAR

Tarım sektörü, belirli ürünler itibariyle hayati önem taşıyan bir üretim koludur. Bu nedenle, sürdürülebilir bir yaşam için yeterli ve sürdürülebilir tarımsal üretimin sağlanması büyük önem taşımaktadır. İnsan yaşamı üzerindeki olumsuz etkileri giderek hissedilen iklim değişikliği ve çevresel bozulma gibi olguların tarımsal üretime etkilerinin araştırılması ve elde edilen bulgular ışığında gerekli önlemlerin alınması gerekmektedir. Bu çalışmada iklim değişikliği ve çevresel bozulmanın, özellikle az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler açısından hayati önem taşıyan bir ürün

olan buğday üretimi üzerindeki etkisi Türkiye için araştırılmıştır.

Elde edilen ampirik bulgular, uzun dönemde CO<sub>2</sub> emisyonu ile temsil edilen çevresel bozulmanın buğday üretimi üzerinde pozitif etkide bulunduğunu, yıllık ortalama sıcaklık ve toplam yağış miktarı ile temsil edilen iklim etkisinin ise ortalama sıcaklık için anlamlı negatif bir etki şeklinde kendisini gösterdiği belirlenmiştir. CO<sub>2</sub> buğday gibi bitkilerin üretimi açısından gerekli bir unsur ise de aşırı CO<sub>2</sub> emisyonunun buğday rekoltesine zarar vermesi mümkündür. Diğer taraftan, Türkiye'de ortalama sıcaklıkta pozitif bir trend gözlenmektedir. Bu durumun, tahminlerde ortaya çıkan negatif ilişki dikkate alındığında uzun vadede buğday ve benzeri ürünlerde rekolte kayıplarına ve üretimde düşüşe neden olması beklenebilir. Yapılan araştırmalar Türkiye'de güney ve orta bölgelerde ortalama ısının yükseldiğini, yağış miktarının ise düşüş gösterdiğini ortaya koymaktadır [20], [21]. Bu gelişmenin buğday üretimi açısından olası iki sonucu, uygun iklim kuşağındaki daralma nedeniyle mevcut ekim alanlarında azalma ve verim kaybı şeklinde kendisini gösterecektir.

Kontrol değişkenleri olarak modelde yer verilen ekim alanı miktarı, tarımsal istihdam ve buğday fiyatı değişkenleri ise negatif fakat istatistiksel açıdan anlamsız etkiye neden olmaktadır. Sonuçlar kimyasal gübre kullanımının ise üretim üzerinde anlamlı bir etkisinin olduğu işaret etmektedir. Bulgular genel olarak değerlendirildiğinde çevresel bozulma ve iddia edilen iklim değişikliği olgusunun Türkiye'de buğday üretimi açısından kısa ve orta vadede bir tehdit oluşturmadığı söylenebilir. Bununla birlikte analiz sonuçlarının kullanılan gösterge setine koşullu olduğu gözden uzak tutulmamalıdır. Ayrıca çevresel bozulma ve iklim değişikliği gibi olguların uzun vadede kendisini hissettiren olgular oldukları, bu analizdeki 31 yıllık örneklem döneminin bu tür etkileri yakalamak için kısa olduğunu belirtmek gerekir.

## KAYNAKLAR

- [1] A. T. Akcan, Ü. Kurt ve C. Kılıç, "Türkiye'de iklim değişikliğinin tarım sektörü üzerindeki etkileri: ARDL sınır testi yaklaşımı", *Trends in Business and Economics*, Cilt 36, Sayı 1, s. 125-131, 2022.
- [2] K. Altan, A. Teksoy ve S. K. Akal Solmaz, "Türkiye'de Yağış ve Sıcaklığın Su Kaynakları, Tarımsal Ürün Verimi ve Su Politikalarına Etkisi", *Uludağ Üniversitesi*

- Mühendislik Fakültesi Dergisi*, Cilt 25, Sayı 3, s. 1253-1269, 2020.
- [3] A. Başoğlu ve O. M. Telatar, “İklim Değişikliğinin Etkileri: Tarım Sektörü Üzerine Ekonometrik Bir Uygulama. *Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, cilt 6, s. 7-25, 2013.
- [4] H. N. Bayraç ve E. Doğan, “Türkiye’de İklim Değişikliğinin Tarım Sektörü Üzerine Etkileri”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, cilt 11, sayı 1, s. 23-48, 2016.
- [5] Y. Dumrul ve Z. Kılıçarslan, “Economic Impacts of Climate Change on Agriculture: Empirical Evidence from ARDL Approach for Turkey”, *Journal of Business, Economics and Finance*, cilt 6, sayı 4, s. 336-347, 2017.
- [6] A. Demirdöğen, “Türkiye’de Sıcaklık ve Tarım Alanlarındaki Değişim”, *Tarım Ekonomisi Dergisi* Cilt 26, Sayı 2, s. 167-176, 2020.
- [7] Ö. Şentürk ve N. Mert, “Küresel İklim Değişikliğinin Ardahan İlinde Tahıl ve Yem Bitkileri Verimliliği Üzerine Etkilerinin ARDL Modeli ile Analizi”, *KSÜ Tarım ve Doğa Dergisi*, cilt 25 (Ek Sayı 2), s. 506-514, 2022.
- [8] P. Hayaloğlu, “İklim Değişikliğinin Tarım Sektörü Ve Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri”, *Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*, Cilt: 9, Sayı: 25, s. 51-62, 2018.
- [9] B. Oğul, “İklim Değişikliği Tarım Sektörünü Nasıl Etkiliyor? Türkiye Ekonomisi Üzerine Ekonometrik Bir Uygulama”, *Tarım Ekonomisi Dergisi*, Cilt:28, Sayı:2 Sayfa: 151-162, 2022.
- [10] M. İlıkkan-Öztürk ve C. Demirtaş, “Türkiye’de İklim Değişikliği ile Şeker Pancarı Üretimi Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Zamanla Değişen Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Analizi”, *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, cilt 21, sayı 2, 611-628, 2022.
- [11] H. Uslu, “İklim Değişikliğinin Tarımsal Faaliyetler Üzerindeki Etkisi: Bahçecilik Sektörü Üzerine Ampirik Bir Çalışma”, *Adıyaman Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, cilt 14, sayı 38, s. 458-485, 2021.
- [12] C. İrdem, “Türkiye buğday verimindeki değişimlerin sıcaklık ve yağış koşulları ile ilişkileri”, *Turkish Studies-Social*, cilt 17, sayı 3, s. 377-392, 2022.
- [13] B. Temur, “Küresel Isınmanın Türkiye’de Tarım Sektörü Üzerine Etkisi: Bir ARDL Modeli Uygulaması”, Anadolu Üniversitesi SBE, Yüksek Lisans Tezi, Eskişehir, 2017.
- [14] M. H. Pesaran ve Y. Shin “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis”. In S. Strom, A. Holly and P. Diamond (Eds.), Chapter 11 in *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century the Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 371-413, 1999.
- [15] M. H. Pesaran, Y. Shin ve R. J. Smith “Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships”. *Journal of Applied Econometrics*, 16, pp. 289-326, 2001.
- [16] K. Karagöz, “Yaşlanmanın Tasarrufa Etkisi: Türkiye İçin Bir Zaman Serileri Analizi”, International Conference on Innovative Academic Studies, Konya, Türkiye, 10-13 Eylül, 2022.
- [17] S. E. Said ve D. A. Dickey “Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order”. *Biometrika*, vol 71, issue 3, pp. 599–607, 1984.
- [18] D. Kwiatkowski, P. C. B. Phillips, P. Schmidt ve Y. Shin “Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?”, *Journal of Econometrics*, vol 54, issue (1–3), pp. 159–178, 1992.
- [19] P. C. B. Phillips ve B. E. Hansen, “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes”, *Review of Economic Studies*, vol 57, pp. 99–125, 1990.
- [20] M. Bahadır, “Türkiye’de İklim Değişikliğinin İklim Bölgelerine Yansımada Kuzey-Güney Yönlü Sıcaklık ve Yağış Değişim Öngörülleri”, *Akademik Bakış Dergisi*, sayı 26, s. 1-18, 2011.
- [21] E. Yılmaz, “Türkiye’de Thornthwaite İklim İndislerindeki Eğilimler”, *Coğrafya Dergisi*, sayı 40, s. 163-185, 2020.