



**DÜNYA VE LİDER ÜLKELER İTİBARIYLA 2023-
2027 YILLARINDAKİ BUĞDAY ÜRETİM
TAHMİNLERİ ÜZERİNE BİR ÇALIŞMA**

Emine Şeyma ESGİN

**Yüksek Lisans Tezi
Tarım Ekonomisi Ana Bilim Dalı
Prof. Dr. Ahmet Semih UZUNDUMLU
2025**

(Her hakkı saklıdır.)

T.C
ATATÜRK ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
TARIM EKONOMİSİ ANABİLİM DALI

**DÜNYA VE LİDER ÜLKELER İTİBARIYLA 2023-2027 YILLARINDAKİ BUĞDAY
ÜRETİM TAHMİNLERİ ÜZERİNE BİR ÇALIŞMA**

(A Study on Wheat Production's Forecasts for Leader Countries and Worldwide in 2023-2027)

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Emine Şeyma ESGİN

Danışman: Prof. Dr. Ahmet Semih UZUNDUMLU

Erzurum
Nisan, 2025



FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

Graduate School of Natural and
Applied Sciences

T.C.
ATATÜRK ÜNİVERSİTESİ
Fen Bilimleri Enstitüsü Müdürlüğü
TEZ KABUL VE ONAY TUTANAĞI

Dünya ve Lider Ülkeler İtibariyle 2023-2027 Yıllarındaki Buğday Üretim Tahminleri Üzerine
Bir Çalışma

Prof. Dr. Ahmet Semih UZUNDUMLU danışmanlığında, Emine Şeyma ESGİN tarafından hazırlanan bu çalışma, 11/04/2025 tarihinde aşağıdaki jüri tarafından Tarım Ekonomisi Anabilim Dalı Tarım İşletmeciliği Bilim Dalı'nda yüksek lisans tezi olarak oybirliği ile kabul edilmiştir.

Jüri Başkanı: Prof. Dr. AVNİ BİRİNCİ
Atatürk Üniversitesi

Aslı Islak İmzalıdır

Danışman: Prof. Dr. Ahmet Semih UZUNDUMLU
Atatürk Üniversitesi

Aslı Islak İmzalıdır

Jüri Üyesi: Doç. Dr. Çağatay YILDIRIM
Ondokuz Mayıs Üniversitesi

Aslı Islak İmzalıdır

Enstitü Yönetim Kurulunun/.../....
tarih ve sayılı kararı.

Bu tezin Atatürk Üniversitesi Lisansüstü Eğitim ve Öğretim Yönetmeliği'nin ilgili maddelerinde belirtilen şartları yerine getirdiğini onaylarım.

Prof. Dr. Alper NUHOĞLU

Enstitü Müdürü

Aslı Islak İmzalıdır

ETİK BİLDİRİM VE İNTİHAL BEYAN FORMU

Yüksek Lisans Tezi olarak Prof. Dr. Ahmet Semih UZUNDUMLU danışmanlığında sunulan “Dünya ve Lider Ülkeler İtibariyle 2023-2027 Yıllarındaki Buğday Üretim Tahminleri Üzerine Bir Çalışma” başlıklı çalışmanın tarafımızdan bilimsel etik ilkelere uyularak yazıldığını, yararlanılan eserlerin kaynakçada gösterildiğini, Fen Bilimleri Enstitüsü tarafından belirlenmiş olan Turnitin Programı benzerlik oranlarının aşılmadığını ve aşağıdaki oranlarda olduğunu beyan ederiz.

Tez Bölümleri	Tezin Benzerlik Oranı (%)	Maksimum Oran (%)
Giriş	3	30
Kuramsal Temeller	1	30
Materyal ve Yöntem	33	35
Araştırma Bulguları ve Tartışma	20	20
Sonuçlar ve Öneriler	0	20
Tezin Geneli	21	25

Not: Yedi kelimeye kadar benzerlikler ile Başlık, Kaynakça, İçindekiler, Teşekkür, Dizin ve Ekler kısımları tarama dışı bırakılabilir. Yukarıdaki azami benzerlik oranları yanında tek bir kaynaktan olan benzerlik oranlarının %5'ten büyük olmaması gerekir.

Beyan edilen bilgilerin doğru olduğunu, aksi halde doğacak hukuki sorumlulukları kabul ve beyan ederiz.

Tez Yazarı (Öğrenci)	Tez Danışmanı
Emine Şeyma ESGİN	Prof. Dr. Ahmet Semih UZUNDUMLU
14.4.2025	14.4.2025
İmza: Aslı Islak İmzalıdır	İmza: Aslı Islak İmzalıdır

* Tez ile ilgili YÖKTEZ’de yayınlamasına ilişkin bir engelleme var ise aşağıdaki alanı doldurunuz.

☐ Tezle ilgili patent başvurusu yapılması / patent alma sürecinin devam etmesi sebebiyle Enstitü Yönetim Kurulunun/.../.... tarih ve sayılı kararı ile teze erişim 2 (iki) yıl süreyle engellenmiştir.

☐ Enstitü Yönetim Kurulunun/.../.... tarih ve sayılı kararı ile teze erişim 6 (altı) ay süreyle engellenmiştir.

TEŞEKKÜR

Yüksek lisans eğitimim boyunca desteğini hiçbir zaman esirgemeyen, akademik rehberliğiyle bana yol gösteren değerli danışmanım Sayın Prof. Dr. Ahmet Semih UZUNDUMLU'ya ve her zaman bana yardımcı olan yol gösteren tecrübe ve fikirlerine her zaman danıştığım tarım ekonomisi bölümü kıymetli hocalarına, en içten teşekkürlerimi sunarım. Sevgisi ve anlayışıyla beni daima motive eden eşime ve her zaman yanımda olan aileme de sonsuz minnettarım.

Emine Şeyma ESGİN



ÖZET

YÜKSEK LİSANS TEZİ

DÜNYA VE LİDER ÜLKELER İTİBARIYLA 2023-2027 YILLARINDAKİ BUĞDAY ÜRETİM TAHMİNLERİ ÜZERİNE BİR ÇALIŞMA

Emine Şeyma ESGİN

Danışman: Prof. Dr. Ahmet Semih UZUNDUMLU

Amaç: Tahıl ürünleri, insanlık tarihinin en temel besin kaynaklarından biri olup günümüzde de küresel gıda güvenliği açısından stratejik bir konumda olmaya devam etmektedir. Buğday, doğrudan insan tüketimine uygun olması ve aynı zamanda hayvan yemi olarak değerlendirilmesi nedeniyle, tarımsal üretimde hem bitkisel hem de hayvansal gıda arzı açısından kritik bir rol üstlenmektedir. Bu araştırmanın temel amacı, buğday üretiminde öncü konumda bulunan ülkeleri belirlemek ve 2023-2027 yılları arasındaki küresel buğday üretim miktarlarına yönelik tahminlerde bulunmak ve ülkelerin ihracat açısından rekabet durumlarını karşılaştırmaktır.

Yöntem: Bu çalışmanın temel verileri, FAOSTAT veri tabanından temin edilmiştir. Ayrıca ulusal ve uluslararası düzeyde çeşitli veri setleri, akademik makaleler, kitaplar, konferans bildirileri, tezler ve raporlar da araştırmada destekleyici bilgi kaynağı olarak kullanılmıştır. Analiz sürecinde, FAOSTAT'tan elde edilen 1961-2022 yıllarına ait 62 yıllık buğday üretim verileri, SAS istatistik yazılımı aracılığıyla ARIMA modeli kullanılarak incelenmiştir.

Bulgular: Bu çalışmada, 1961-2022 yıllarına ait veriler kullanılarak 2023-2027 dönemi için küresel buğday üretimi tahmin edilmiştir. En fazla buğday üreten on ülkenin toplam üretimi 2022 yılında 589,07 milyon ton olarak gerçekleşmiş, 2018-2022 ortalaması ise 547,77 milyon ton olarak hesaplanmıştır. ARIMA (2,1,2) modeline göre, 2023-2027 döneminde bu ülkelerin üretiminin 596-628 milyon ton aralığında olması ve beş yıllık ortalamanın 613 milyon ton seviyesinde gerçekleşmesi beklenmektedir. Bu üretimin, dünya buğday üretiminin yaklaşık %74,79'unu oluşturacağı öngörülmektedir. Diğer ülkelerin üretim verileri incelendiğinde, 2022 yılında toplam buğday üretimleri 219,36 milyon ton olarak belirlenmiştir. 2018-2022 ortalaması 208,78 milyon ton olup, ARIMA (0,1,3) modeline göre 2023-2027 döneminde 203-210 milyon ton aralığında bir üretim ve beş yıllık ortalama olarak 206,89 milyon ton seviyesinde bir gerçekleşme öngörülmektedir. Bu miktarın, küresel üretimin yaklaşık %25,21'ini oluşturacağı tahmin edilmektedir.

Sonuç: 2018-2022 yıllarını kapsayan son beş yıllık dönem ile 2023-2027 yılları arasındaki tahmini buğday üretim verileri karşılaştırıldığında, Çin, Hindistan, Pakistan, Rusya, Ukrayna, Avustralya ve Kanada'da üretim artışı beklenirken, Türkiye'de üretimin mevcut seviyelerini koruyacağı, ABD'de ise düşüş eğilimi göstereceği öngörülmektedir. 2027 yılı itibarıyla kişi başına düşen buğday üretiminin Çin, Türkiye, ABD, Rusya ve Ukrayna'da %100'ün üzerinde olacağı, Hindistan'da ise %77 seviyelerinde kalacağı tahmin edilmektedir. Bu durum, Hindistan'ın kişi başına üretimi yüksek ülkelere ithalat yapması veya üretimi artırmaya yönelik tarımsal politikalar geliştirmesi gerektiğine işaret etmektedir.

Anahtar Kelimeler: ARIMA Modeli, Buğday, Lider Ülkeler, Üretim, Dünya

Nisan 2025, 192 sayfa

ABSTRACT

MASTER THESIS

A STUDY ON WHEAT PRODUCTION'S FORECASTS FOR LEADER COUNTRIES AND WORLDWIDE IN 2023-2027

Emine Şeyma ESGİN

Supervisor: Prof. Dr. Ahmet Semih UZUNDUMLU

Purpose: Cereal crops have been one of the most fundamental food sources throughout human history and continue to hold a strategic position in global food security today. Wheat, due to its suitability for direct human consumption as well as its use as animal feed, plays a critical role in agricultural production, contributing to both plant-based and animal-based food supply. The primary objective of this study is to identify the leading countries in wheat production and make forecasts regarding global wheat production volumes for the period between 2023 and 2027.

Method: The primary data source for this study was obtained from the secondary source FAOSTAT database. Additionally, various datasets, academic articles, books, conference papers, theses, and reports at both national and international levels have been utilized as supplementary information sources for the research. During the analysis process, the 62 years of wheat production data from 1961 to 2022 obtained from FAOSTAT was examined using the ARIMA model through the SAS statistical software.

Findings: In this study, data from 1961 to 2022 was used to forecast global wheat production for the period 2023-2027. The total production of the top ten wheat-producing countries was 589.07 million tons in 2022, with an average of 547.77 million tons during 2018-2022. According to the ARIMA (2,1,2) model, the production of these countries is expected to range between 596 and 628 million tons during 2023-2027, with a five-year average of 613 million tons. This production is projected to account for approximately 74.79% of global wheat production. When examining the production data of other countries, the total wheat production in 2022 was 219.36 million tons. The 2018-2022 average was 208.78 million tons, and according to the ARIMA (0,1,3) model, production for 2023-2027 is expected to range between 203 and 210 million tons, with a five-year average of 206.89 million tons. This amount is anticipated to constitute approximately 25.21% of global wheat production.

Conclusion: When comparing the wheat production data from the last five-year period (2018-2022) with the projected data for the period 2023-2027, it is expected that production will increase in China, India, Pakistan, Russia, Ukraine, Australia, and Canada, while production in Turkey is anticipated to remain at current levels and a downward trend is forecast for the United States. By 2027, per capita wheat production in China, Turkey, the United States, Russia, and Ukraine is expected to exceed 100%, whereas in India, it is projected to remain around 77%. This indicates that India may need to import wheat from countries with higher per capita production or implement agricultural policies to increase domestic production.

Keywords: ARIMA Model, Wheat, Leader Countries, Production, World

April 2025, 192 pages

İÇİNDEKİLER

TEZ KABUL VE ONAY TUTANAĞI.....	i
ETİK BİLDİRİM VE İNTİHAL BEYAN FORMU	ii
TEŞEKKÜR	iii
ÖZET	iv
ABSTRACT	v
İÇİNDEKİLER.....	vi
TABLolar DİZİNİ.....	viii
ŞEKİLLER DİZİNİ	xiv
SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ	xvii
GİRİŞ.....	1
Araştırmanın Önemi ve Amacı	1
Araştırmanın Kapsamı	3
KURAMSAL TEMELLER.....	4
MATERYAL ve YÖNTEM	15
Materyal	15
Yöntem.....	15
En uygun modelin tahmini	21
Rekabet Durumunu Belirleme	23
Yoğunlaşma Oranı	23
Herfindahl-Hirschman index (HHI) değeri.....	23
ARAŞTIRMA BULGULARI	25
1961-2022 Yılı HHI ve CR Açısından Ülkelerin Buğday Üretim veya İhracatındaki Rekabet Durumu	25
ARIMA Modeli ile 2023-2027 Yılı Buğday Üretim Tahminleri.....	27
Dünya için yapılan tahminler	27
Çin yapılan tahminler.....	39
Hindistan için yapılan tahminler	47
ABD için yapılan tahminler	56
Avustralya için yapılan tahminler	65
Pakistan için yapılan tahminler	74
Kanada için yapılan tahminler	84
Almanya için yapılan tahminler	93
Türkiye için yapılan tahminler	102

Fransa için yapılan tahminler	111
Rusya için yapılan tahminler.....	120
Ukrayna için yapılan tahminler.....	130
Diğer ülkeler için yapılan tahminler	139
Lider ülkeler toplamı için yapılan tahminler.....	148
Gerçekleşen ve tahmini değerler arasındaki farklar.....	157
Dünya buğday üretiminde önde olan on bir ülkenin dünya paylarının dönemler itibari ile karşılaştırılması.....	160
TARTIŞMA.....	161
SONUÇ ve ÖNERİLER	164
KAYNAKLAR.....	167
ÖZGEÇMİŞ.....	172

TABLÖLAR DİZİNİ

Tablo 1. HHI İndeks ve Yoğunlaşma Oranlarına Göre Pazar Durumları	24
Tablo 2. Dünya Buğday Üretiminin Yıllar İçerisinde Rekabet Durumu	25
Tablo 3. Dünya Buğday İhracatında Lider Ülkelerin Durumu	26
Tablo 4. Dünya için Parametre Tahminleri 1	28
Tablo 5. Dünya için ARIMA Prosedürü	28
Tablo 6. Dünya için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri	29
Tablo 7. Dünya için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri.....	29
Tablo 8. Dünya için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri.....	30
Tablo 9. Dünya için ESACF Olasılık Değerleri	31
Tablo 10. Dünya için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri.....	32
Tablo 11. Dünya için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri.....	32
Tablo 12. Dünya için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri	33
Tablo 13. Dünya için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri	34
Tablo 14. Dünya için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini	34
Tablo 15. Dünya İçin Korelasyon Parametre Tahminleri	35
Tablo 16. Dünya için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü	36
Tablo 17. Dünya için Tahmin Ortalaması Gecikme AR ve MA Faktör 1 Değerleri.....	38
Tablo 18. Çin için Parametre Tahminleri	40
Tablo 19. Çin için ARIMA Prosedürü.....	41
Tablo 20. Çin için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri	41
Tablo 21. Çin için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri	41
Tablo 22. Çin için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri	42
Tablo 23. Çin için ESACF Olasılık Değerleri	42
Tablo 24. Çin İçin Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri.....	42
Tablo 25. Çin İçin ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri.....	43
Tablo 26. Çin İçin Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri.....	43
Tablo 27. Çin İçin p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri	44
Tablo 28. Çin İçin Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini	44
Tablo 29. Çin İçin Korelasyon Parametre Tahminleri.....	44
Tablo 30. Çin İçin Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü.....	45
Tablo 31. Çin İçin Tahmin Ortalaması Gecikme AR ve MA Faktör 1 Değerleri	46
Tablo 32. Hindistan için Parametre Tahminleri.....	49
Tablo 33. Hindistan İçin ARIMA Prosedürü.....	49

Tablo 34. Hindistan İçin Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri	49
Tablo 35. Hindistan İçin SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri	50
Tablo 36. Hindistan için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri.....	50
Tablo 37. Hindistan için ESACF Olasılık Değerleri	50
Tablo 38. Hindistan için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri	51
Tablo 39. Hindistan için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri	51
Tablo 40. Hindistan için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri	52
Tablo 41. Hindistan için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri.....	52
Tablo 42. Hindistan için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini	53
Tablo 43. Hindistan için Korelasyon Parametre Tahminleri	53
Tablo 44. Hindistan için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü	54
Tablo 45. Hindistan için Tahmin Ortalaması Gecikme AR ve MA Faktör 1 Değerleri.....	55
Tablo 46. ABD için Parametre Tahminleri.....	58
Tablo 47. ABD için ARIMA Prosedürü	58
Tablo 48. ABD için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri	59
Tablo 49. ABD için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri.....	59
Tablo 50. ABD için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri.....	59
Tablo 51. ABD için ESACF Olasılık Değerleri	60
Tablo 52. ABD için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri	60
Tablo 53. ABD için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri	60
Tablo 54. ABD için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri	61
Tablo 55. ABD için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini.....	61
Tablo 56. ABD için Korelasyon Parametre Tahminleri	62
Tablo 57. ABD için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü	62
Tablo 58. ABD ülkeler için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri.....	62
Tablo 59. ABD için Tahmin Ortalaması Gecikme ve AR, MA Faktör 1 Değerleri	64
Tablo 60. Avustralya için Parametre Tahminleri.....	67
Tablo 61. Avustralya için ARIMA Prosedürü	67
Tablo 62. Avustralya için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri	67
Tablo 63. Avustralya için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri.....	68
Tablo 64. Avustralya için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri.....	68
Tablo 65. Avustralya için ESACF Olasılık Değerleri	68
Tablo 66. Avustralya için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri	69
Tablo 67. Avustralya için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri	69
Tablo 68. Avustralya için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri	70

Tablo 69. Avustralya için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri.....	70
Tablo 70. Avustralya için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini	71
Tablo 71. Avustralya için Korelasyon Parametre Tahminleri	71
Tablo 72. Avustralya için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü	72
Tablo 73. Avustralya için Tahmin Ortalaması Gecikme, AR ve MA Faktör 1 Değeri	73
Tablo 74. Pakistan için Parametre Tahminleri.....	76
Tablo 75. Pakistan için ARIMA Prosedürü	76
Tablo 76. Pakistan için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri	77
Tablo 77. Pakistan için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri.....	77
Tablo 78. Pakistan için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri.....	77
Tablo 79. Pakistan için ESACF Olasılık Değerleri	78
Tablo 80. Pakistan için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri	78
Tablo 81. Pakistan için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri	79
Tablo 82. Pakistan için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri	79
Tablo 83. Pakistan için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri.....	80
Tablo 84. Pakistan için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini	80
Tablo 85. Pakistan için Korelasyon Parametre Tahminleri	81
Tablo 86. Pakistan için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü	81
Tablo 87. Pakistan için Tahmin Ortalaması Gecikme AR ve MA Faktör 1 Değerleri.....	83
Tablo 88. Kanada için Parametre Tahminleri	85
Tablo 89. Kanada için ARIMA Prosedürü	86
Tablo 90. Kanada için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri.....	86
Tablo 91. Kanada için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri	86
Tablo 92. Kanada için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri.....	87
Tablo 93. Kanada için ESACF Olasılık Değerleri.....	87
Tablo 94. Kanada için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri	88
Tablo 95. Kanada için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri	88
Tablo 96. Kanada için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri.....	89
Tablo 97. Kanada için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri.....	89
Tablo 98. Kanada için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini.....	90
Tablo 99. Kanada için Korelasyon Parametre Tahminleri	90
Tablo 100. Kanada için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü	90
Tablo 101. Kanada için Tahmin Ortalaması Gecikme AR ve MA Faktör 1 Değerleri	92
Tablo 102. Almanya için Parametre Tahminleri	94
Tablo 103. Almanya için ARIMA Prosedürü	95

Tablo 104. Almanya için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri	95
Tablo 105. Almanya için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri.....	95
Tablo 106. Almanya için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri	96
Tablo 107. Almanya için ESACF Olasılık Değerleri	96
Tablo 108. Almanya için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri.....	97
Tablo 109. Almanya için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri	97
Tablo 110. Almanya için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri	98
Tablo 111. Almanya için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri	98
Tablo 112. Almanya için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini	99
Tablo 113. Almanya için Korelasyon Parametre Tahminleri	99
Tablo 114. Almanya için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü	99
Tablo 115. Almanya için Tahmin Ortalaması Gecikme, AR ve MA Faktör 1 Değeri.....	101
Tablo 116. Türkiye için Parametre Tahminleri	103
Tablo 117. Türkiye için ARIMA Prosedürü	104
Tablo 118. Türkiye için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri	104
Tablo 119. Türkiye için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri.....	105
Tablo 120. Türkiye için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri.....	105
Tablo 121. Türkiye için ESACF Olasılık Değerleri	105
Tablo 122. Türkiye için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri.....	106
Tablo 123. Türkiye için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri.....	106
Tablo 124. Türkiye için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri	107
Tablo 125. Türkiye için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri	107
Tablo 126. Türkiye için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini	108
Tablo 127. Türkiye için Korelasyon Parametre Tahminleri	108
Tablo 128. Türkiye için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü	109
Tablo 129. Türkiye için Tahmin Ortalaması Gecikme, AR ve MA Faktör 1 Değeri.....	110
Tablo 130. Fransa için Parametre Tahminleri.....	112
Tablo 131. Fransa için ARIMA Prosedürü	113
Tablo 132. Fransa için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri	113
Tablo 133. Fransa için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri.....	114
Tablo 134. Fransa için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri	114
Tablo 135. Fransa için ESACF Olasılık Değerleri	114
Tablo 136. Fransa için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri.....	115
Tablo 137. Fransa için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri.....	115
Tablo 138. Fransa için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri	116

Tablo 139. Fransa için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri	116
Tablo 140. Fransa için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini	117
Tablo 141. Fransa için Korelasyon Parametre Tahminleri	117
Tablo 142. Fransa için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü	118
Tablo 143. Fransa için Tahmin Ortalaması Gecikme, AR ve MA Faktör 1 Değeri	119
Tablo 144. Rusya için Parametre Tahminleri	122
Tablo 145. Rusya için ARIMA Prosedürü.....	122
Tablo 146. Rusya için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri.....	123
Tablo 147. Rusya için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri	123
Tablo 148. Rusya için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri	123
Tablo 149. Rusya için ESACF Olasılık Değerleri	124
Tablo 150. Rusya için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri.....	124
Tablo 151. Rusya için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri.....	125
Tablo 152. Rusya için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri.....	125
Tablo 153. Rusya için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri	126
Tablo 154. Rusya için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini	126
Tablo 155. Rusya için Korelasyon Parametre Tahminleri.....	127
Tablo 156. Rusya için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü.....	127
Tablo 157. Rusya için Tahmin Ortalaması Gecikme, AR ve MA Faktör 1 Değeri.....	129
Tablo 158. Ukrayna için Parametre Tahminleri	131
Tablo 159. Ukrayna için ARIMA Prosedürü.....	132
Tablo 160. Ukrayna için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri	132
Tablo 161. Ukrayna için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri.....	132
Tablo 162. Ukrayna için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri	133
Tablo 163. Ukrayna için ESACF Olasılık Değerleri	133
Tablo 164. Ukrayna için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri.....	133
Tablo 165. Ukrayna için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri.....	134
Tablo 166. Ukrayna için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri	134
Tablo 167. Ukrayna için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri	135
Tablo 168. Ukrayna için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini	135
Tablo 169. Ukrayna için Korelasyon Parametre Tahmini	136
Tablo 170. Ukrayna için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü.....	136
Tablo 171. Ukrayna için Tahmin Ortalaması Gecikme, AR ve MA Faktör 1 Değeri.....	138
Tablo 172. Diğer Ülkeler için Parametre Tahminleri	140
Tablo 173. Diğer ülkeler için ARIMA Prosedürü	141

Tablo 174. Diğer Ülkeler için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri.....	141
Tablo 175. Diğer Ülkeler için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri	141
Tablo 176. Diğer Ülkeler için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri	142
Tablo 177. Diğer Ülkeler için ESACF Olasılık Değerleri.....	142
Tablo 178. Diğer Ülkeler için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri	142
Tablo 179. Diğer Ülkeler için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri	143
Tablo 180. Diğer Ülkeler için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri.....	143
Tablo 181. Diğer Ülkeler için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri.....	144
Tablo 182. Diğer Ülkeler için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini.....	144
Tablo 183. Diğer Ülkeler için Korelasyon Parametre Tahminleri.....	145
Tablo 184. Diğer Ülkeler için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü.....	145
Tablo 185. Diğer Ülkeler için Tahmin Ortalaması Gecikme, AR ve MA Faktör 1 Değerleri	147
Tablo 186. Lider Ülkeler Toplamı için Parametre Tahminleri	149
Tablo 187. Lider Ülkeler Toplamı için ARIMA Prosedürü	150
Tablo 188. Lider Ülkeler Toplamı için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri...	150
Tablo 189. Lider Ülkeler Toplamı için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri	150
Tablo 190. Lider Ülkeler Toplamı için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri	151
Tablo 191. Lider Ülkeler Toplamı için ESACF Olasılık Değerleri.....	151
Tablo 192. Lider Ülkeler Toplamı için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri	152
Tablo 193. Lider Ülkeler Toplamı için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri ..	152
Tablo 194. Lider Ülkeler Toplamı için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri....	153
Tablo 195. Lider Ülkeler Toplamı için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri.....	153
Tablo 196. Lider Ülkeler Toplamı için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini.....	154
Tablo 197. Lider Ülkeler Toplamı için Korelasyon Parametre Tahmini.....	154
Tablo 198. Lider Ülkeler Toplamı için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü.....	155
Tablo 199. Lider Ülkeler için Tahmin Ortalaması Gecikme, AR ve MA Faktör 1 Değerleri	156
Tablo 200. 1962-2022 Döneminde Gerçekleşen ve ARIMA Modeline Göre Kestirimi Yapılan Buğday Üretimleri Arasındaki Sapmalar	157
Tablo 201. Buğday Üretiminde Lider Olan 11 Ülkenin Buğday Üretimindeki Payları ile Tahmin Edilmiş Payları ve İki Üretim Dönemi Arasındaki Farkları (%) (milyon ton)	160
Tablo 202. Ülkelerin Kişi Başına Buğday Üretimlerinin Karşılaştırılması.....	162

ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil 1. 1961-2022 üretim döneminde Dünya buğday üretimi (bin ton)	27
Şekil 2. Dünya durağan seri grafiği.....	28
Şekil 3. Dünya için kalıntı korelasyon göstergeleri	37
Şekil 4. Dünya için kalıntıların normallik kontrolü	37
Şekil 5. 1961-2027 yıllarında Dünya'nın buğday üretim öngörüsü (bin ton)	38
Şekil 6. 1961-2022 döneminde Çin Buğday üretimi (bin ton)	39
Şekil 7. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Çin buğday üretimi (bin ton)	40
Şekil 8. Çin için kalıntı korelasyon göstergeleri	45
Şekil 9. Çin için kalıntı normalliği göstergeleri	46
Şekil 10. 1961-2027 yıllarında Çin buğday üretim öngörüsü (bin ton)	47
Şekil 11. 1961-2022 döneminde Hindistan buğday üretimi (bin ton).....	48
Şekil 12. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Hindistan buğday üretimi (bin ton)..	48
Şekil 13. Hindistan için kalıntı korelasyon tanılama.....	54
Şekil 14. Hindistan için kalıntı normalliği göstergeleri	55
Şekil 15. 1961-2027 yıllarında Hindistan için buğday üretim öngörüsü (bin ton).....	56
Şekil 16. 1961-2022 döneminde ABD buğday üretimi (bin ton)	57
Şekil 17. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak ABD buğday üretimi (bin ton).....	57
Şekil 18. ABD için kalıntı korelasyon göstergeleri.....	63
Şekil 19. ABD için kalıntı normalliği göstergeleri	64
Şekil 20. 1961-2027 yıllarında ABD buğday öngörüsü (bin ton)	65
Şekil 21. 1961-2022 döneminde Avustralya'nın buğday üretimi (bin ton)	66
Şekil 22. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Avustralya buğday üretimi (bin ton).....	66
Şekil 23. Avustralya için kalıntı korelasyon göstergeleri.....	72
Şekil 24. Avustralya için kalıntı normalliği tanılama	73
Şekil 25. 1961-2027 yıllarında Avustralya'nın buğday üretim öngörüsü (bin ton)	74
Şekil 26. 1961-2022 döneminde Pakistan buğday üretimi (bin ton).....	75
Şekil 27. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Pakistan buğday üretimi (bin ton)....	75
Şekil 28. Pakistan için kalıntı korelasyon göstergeleri	82
Şekil 29. Pakistan için kalıntı normalliği göstergeleri	82
Şekil 30. 1961-2027 yıllarında Pakistan'ın buğday üretim öngörüsü (bin ton)	83
Şekil 31. 1961-2022 döneminde Kanada'nın buğday üretimi (bin ton).....	84

Şekil 32. 1961-2021 döneminde bir yıllık fark alınarak Kanada'nın buğday üretimi (bin ton)	85
Şekil 33. Kanada için kalıntı korelasyon tanılama	91
Şekil 34. Kanada için kalıntı normallliği göstergeleri	92
Şekil 35. 1961-2027 yıllarında Kanada için buğday üretim öngörüsü (bin ton)	92
Şekil 36. 1961-2022 döneminde Almanya'nın buğday üretimi (bin ton)	93
Şekil 37. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Almanya buğday üretimi (bin ton)	94
Şekil 38. Almanya için kalıntı korelasyon göstergeleri	100
Şekil 39. Almanya için kalıntı normallliği tanılama	101
Şekil 40. 1961-2027 yıllarında Almanya'nın buğday üretim öngörüsü (bin ton)	101
Şekil 41. 1961-2022 döneminde Türkiye'nin buğday üretimi (bin ton)	102
Şekil 42. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Türkiye buğday üretimi (bin ton)	103
Şekil 43. Türkiye için kalıntı korelasyon göstergeleri	109
Şekil 44. Türkiye için kalıntı normallliği tanılama	110
Şekil 45. 1961-2027 yıllarında Türkiye'nin buğday üretim öngörüsü (bin ton)	111
Şekil 46. 1961-2022 döneminde Fransa'nın buğday üretimi (bin ton)	111
Şekil 47. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Fransa buğday üretimi (bin ton)	112
Şekil 48. Fransa için kalıntı korelasyon göstergeleri	118
Şekil 49. Fransa için kalıntı normallliği tanılama	119
Şekil 50. 1961-2027 yıllarında Fransa'nın buğday üretim öngörüsü (bin ton)	120
Şekil 51. 1961-2022 döneminde Rusya'nın buğday üretimi (bin ton)	121
Şekil 52. 1992-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Rusya buğday üretimi (bin ton)	121
Şekil 53. Rusya için kalıntı korelasyon göstergeleri	128
Şekil 54. Rusya için kalıntı normallliği tanılama	129
Şekil 55. 1992-2027 yıllarında Rusya'nın buğday üretim öngörüsü (bin ton)	129
Şekil 56. 1961-2022 döneminde Ukrayna'nın buğday üretimi (bin ton)	130
Şekil 57. 1992-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Ukrayna buğday üretimi (bin ton)	131
Şekil 58. Ukrayna için kalıntı korelasyon göstergeleri	137
Şekil 59. Ukrayna için kalıntı normallliği tanılama	138
Şekil 60. 1992-2027 yıllarında Ukrayna'nın buğday üretim öngörüsü (bin ton)	138
Şekil 61. 1961-2022 döneminde Diğer ülkelerde buğday üretimi (bin ton)	139
Şekil 62. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Diğer ülkelerin buğday üretimi (bin ton)	140
Şekil 63. Diğer ülkeler için kalıntı korelasyon göstergeleri	146
Şekil 64. Diğer ülkeler için kalıntı normallliği tanılama	146

Şekil 65. 1961-2027 yıllarında Diğer ülkelerin buğday üretim öngörüsü (bin ton).....	147
Şekil 66. 1961-2022 döneminde lider ülkeler toplamı için buğday üretimi (bin ton).....	148
Şekil 67. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak lider ülkeler toplamı için buğday üretimi (bin ton)	149
Şekil 68. Lider ülkeler toplamı için kalıntı korelasyon göstergeleri	155
Şekil 69. Lider ülkeler toplamı için kalıntı normalliği tanılama	156
Şekil 70. 1961-2027 yıllarında lider ülkeler toplamı için buğday üretim öngörüsü (bin ton)	157



SİMGELER VE KISALTMALAR DİZİNİ

ACF	: Otokorelasyon Fonksiyonu
ADF	: Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi
AIC	: Akaike Bilgi Kriteri
AR (p)	: Otoregresif Bileşen
Ar-Ge	: Araştırma Geliştirme
ARIMA	: Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama Süreci
ARMA	: Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci
B	: Gecikme Operatörü
BIC	: Bayes Bilgi Kriteri
CR	: Concentration Ratio (Yoğunlaşma Oranı)
da	: Dekar
DF	: Dickey-Fuller Birim Kök Testi
DVR	: Destek Vektör Regresyonu
DW	: Durbin Watson
EKK	: En Küçük Kareler Yöntemi
ESACF	Extended Sample Autocorrelation Function
EVDHM	: Empirical Variational Mode Decomposition-based Hybrid Model
F	: F-testi
FAO	: Food and Agriculture Organization
FAOSTAT	: Food and Agriculture Organization Statistics
GMM	: Genelleştirilmiş Momentler Metodu
ha	: Hektar
H₀	: Birim Kök Varlığı
HHI	: Herfindahl-Hirschman Index
HQC	: Hannan-Quinn Kriteri
I	: Fark Alma
kg	: Kilogram
MA (q)	: Hareketli Ortalama Süreci
MAE	: Ortalama Mutlak Hata
MAPE	: Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi
MS	: Yüzdesel Pay
MSE	: Hata Kareler Ortalaması

R²	: Belirlilik Katsayısı
RCA	: Karşılaştırmalı Rekabet Avantaj
RSCA	: Simetrik Karşılaştırmalı Avantaj
RO	: Rastgele Orman
RMSE	: Hata Kareler Ortalamasının Kare Kökü
RMSEA	: Yaklaşımın Kök Ortalama Kare Hatası
PACF	: Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu
S.	: Sayfa
Se	: Standard Error
SBC	: Schwarz's Bayesian Kriteri
SARIMA	: Seasonal ARIMA (Mevsimsel ARIMA)
SARMA	: Seasonal ARIMA (Mevsimsel ARMA)
SCA	: Statistical System Yazılımı
SCAN	: Smallest Canonical Correlation Method
SSE	: Sum of Squared Estimate of Errors
TMO	: Toprak Mahsulleri Ofisi
TÜİK	: Türkiye İstatistik Kurumu
Var	: Varyans
Vb.	: Ve Benzeri
YSA	: Yapay Sinir Ağı
WTO	: Dünya Ticaret Örgütü
WA	: Buğday Üretim Alanı
WP	: Buğday Üretim Miktarı
ε	: Hata
μ	: Zaman Serisi Değerlerinin Ortalaması
γ_h	: Oto Ortak Varyans Fonksiyonu
ρ_h	: Fark Alma Operatörü
log	: Logaritma
ln	: Doğal Logaritma

GİRİŞ

Araştırmanın Önemi ve Amacı

Beslenme, insan yaşamının sürdürülebilmesi için vazgeçilmez bir ihtiyaçtır. Dünyanın sürekli değişen yapısı içinde, yeterli ve dengeli beslenme sağlamak en önemli küresel zorluklardan biri olmayı sürdürmektedir. Bir ülkenin ekonomik kalkınması ve toplumsal refahı, sağlıklı bir yaşam için uygun beslenmeye dayanmakta ve bu da genel yaşam kalitesini doğrudan etkilemektedir (Nalinci 2013). Dünya genelinde beslenme açısından en temel ürünlerden biri tahıllar olup, özellikle buğday hem gıda hem de hayvan yemi olarak kullanılması nedeniyle büyük bir öneme sahiptir. İçerdiği vitaminler, mineraller ve lifler sayesinde sindirim sisteminin düzenlenmesine yardımcı olan buğday, yüksek karbonhidrat içeriği ile de enerji sağlamakta önemli bir kaynaktır. Dünya genelinde, insanların günlük kalori ihtiyaçlarının %20'sinden fazlası buğday ve türevlerinden karşılanmaktadır (Peng *et al.* 2011a; Peng *et al.* 2011b; Anonymous 2025a). Türkiye'de ise bu oran %53 civarındadır (Anonymous 2025b). Artan dünya nüfusu ile gıda talebi de hızla yükselirken, mevcut üretim seviyeleri bu artan talebi karşılamakta zorlanmaktadır. Buğday, farklı iklim koşullarına ve toprak tiplerine uyum sağlayabilen bir bitki olup, dünya genelinde birçok bölge tarafından yetiştirilmektedir.

2019-2023 yılları arasında küresel buğday üretiminin yıllık ortalaması yaklaşık 781,7 milyon ton olurken, bu üretimin en büyük payını %17,4 ile Çin almış olup onu %13,8 ile Hindistan ve %11,1 ile Rusya izlemiştir. Ayrıca ABD %6,2'lik payla dördüncü sırada yer alırken, Fransa %4,6, Kanada %4,0 ve Avustralya %3,6 oranında katkı sağlamıştır. Pakistan %3,4, Ukrayna %3,3 ve Almanya %2,8 ile ilk 10 içerisinde yer almış olup Türkiye ise %2,5 üretim payıyla 11. sırada kendine yer bulmuştur. Bu veriler, küresel buğday üretiminin büyük oranda birkaç ülke tarafından gerçekleştirildiğini ve arz güvenliği açısından bu ülkelerin rolünün kritik olduğunu ortaya koymaktadır (FAOSTAT 2025).

Buğday, küresel ölçekte en çok ticareti yapılan tarım ürünlerinden biri olup, 2020 yılında 51,4 milyar dolarlık ticaret hacmiyle sadece soya fasulyesinin gerisinde kalmıştır. 97 ülkede üretimi yapılmasına rağmen, yalnızca 24 ülke 1 milyar doları aşan arz sağlayarak küresel pazara kayda değer katkıda bulunmaktadır. Çin ve Hindistan büyük üreticiler olsa da üretimlerini iç tüketim için kullanırken, Ukrayna gibi az sayıda ülke ihracatta başı çekmektedir. Öte yandan, 2020 itibarıyla 75 ülke en az 100 milyon dolarlık buğday ithal etmiş, Mısır ve Endonezya gibi tarım arazisi sınırlı ülkeler ise en büyük ithalatçılar arasında yer almıştır. Bu ülkelerin ithalata bağımlılığı ve buğdayın ikamesinin zorluğu, küresel üretim ve ticaretteki

aksaklıkların bu ülkelerde ciddi ekonomik ve sosyal etkiler yaratmasına yol açabilir (Devadoss and Ridley 2024).

Dünya genelinde 2022-2023 yıllarında buğday unu üretimi ortalama 280 milyon ton seviyelerinde seyretmiş olup, dünya ortalamasında üretim yeterlilik oranı %100 düzeyinde kalmıştır. Türkiye, buğday temelli un, makarna ve nişasta ürünlerinde yüksek üretim kapasitesine sahip olup, 2023 itibarıyla yıllık 11,4 milyon ton buğday unu üretimi gerçekleştirmiştir (TOBB, 2023). Türkiye dışında Kazakistan (%134,05), Özbekistan (%156,51), Almanya (%119,47) ve Arjantin (%111,18) gibi ülkeler de yüksek yeterlilik oranları ile ihracata yönelmişlerdir (Indexbox and ITC, 2025). Bu ülkeler, buğday unu dış ticaretinde başlıca aktörler arasında yer almakta ve dünya pazarında önemli paylara sahiptir. Buğday ununun yanı sıra makarna sektörü de küresel ölçekte öne çıkan bir alt sektör olarak dikkat çekmektedir. 2023 yılı itibarıyla dünya genelinde toplam 16,4 milyon ton makarna üretilmiş olup, bu üretimin %86'sı İtalya, ABD, Türkiye, Mısır, Brezilya ve Rusya gibi 12 ülke tarafından gerçekleştirilmiştir (UNAFPA, 2025). En büyük üretici ülke 3,96 milyon tonla İtalya olurken, onu 2 milyon tonla ABD ve 1,97 milyon tonla Türkiye izlemiştir. Türkiye bu sıralamayla, makarna üretiminde dünya üçüncüsü konumundadır.

Türkiye'de de geniş çapta yetiştirilen buğday, özellikle üreticiler için hayati öneme sahiptir ve ekmek gibi temel gıda maddelerinin hammaddesidir. Türkiye'nin buğday üretimi en yoğun olarak Orta Anadolu Bölgesi'nde gerçekleşmektedir. Dünyada en fazla buğday üreten ülkeler arasında Türkiye, 12. sırada yer almakta ve uzun yıllar kendi ihtiyacını karşılayabilen bir ülke olmuştur. Ancak, 2023 yılı itibarıyla buğday, Türkiye'nin en fazla ithal ettiği tarımsal ürün olmuştur (TÜİK 2025). Türkiye'nin buğday ithalatı, yıllık üretim miktarının neredeyse yarısı kadar olup, ihracat oranı ise çok daha düşüktür. 2022'de buğday ithalat miktarı, buğday ihracat miktarının yaklaşık 19,8 katını oluşturmuştur. Türkiye, buğdayını doğrudan ihraç etmek yerine, genellikle katma değeri yüksek ürünlere dönüştürerek dışarıya satmaktadır. Bu ürünler arasında makarna, gofret ve bisküvi gibi düşük kaliteli buğdaylardan üretilen gıda maddeleri bulunmaktadır. Ucuz ithal buğday bu tür ürünlere dönüştürülürken, Türkiye'nin yüksek kaliteli buğdayı ise yerel pazarda tüketilmekte veya daha yüksek fiyatlarla yurt dışına ihraç edilmektedir. İklim değişikliği ve su kaynaklarındaki azalma, yeni buğday üretim yöntemlerinin geliştirilmesi gerekliliğini artırmaktadır. Gıda güvenliğini sağlamak ve sürdürülebilir bir tarımsal üretim yapmak için, yenilikçi üretim teknikleri ve genetik mühendislik uygulamaları ile geliştirilen buğday çeşitlerinin önemi giderek artmaktadır. Gıda krizlerini önlemek ve bu tür krizlere karşı etkili önlemler almak, buğday üretiminin geleceğini doğru bir şekilde tahmin etmeyi gerektirmektedir. Buğday üretiminin geleceği hakkında yapılan

tahminler, tarımsal stratejilerin belirlenmesi, yasa ve yönetmeliklerin şekillendirilmesi ile acil durumlara yönelik planlamaların yapılmasında kritik bir rol oynamaktadır. Bu çerçevede, 2023-2027 yılları arasında önde gelen buğday üretici ülkelerinin ve dünya genelindeki üretim miktarlarının tahmin edilmesi amacıyla ARIMA (Otokorelasyonlu Bütünleşik Hareketli Ortalama) modeli kullanılmıştır. 1961-2022 yılları arasında elde edilen 62 yıllık üretim verileri üzerinden yapılan bu modelleme, gelecekteki buğday üretimi için öngöründe bulunmayı amaçlamaktadır.

Birçok araştırmada zaman serileri tahminlerinde genellikle tek değişkenli zaman serileri tercih edilmektedir. Tek değişkenli seriler için geliştirilen modeller, geçmiş verilerin doğrusal mı yoksa doğrusal olmayan bir yapı mı gösterip göstermediğine göre çeşitlenmektedir. Bu modeller, lineer ve lineer olmayan olarak isimlendirilmektedir (Büyüksahin ve Ertekin 2020). Durağan doğrusal stokastik modeller (ARMA), durağan olmayan doğrusal stokastik modeller (ARIMA) ve mevsimsel modeller (SARMA) bu bağlamda yaygın olarak tercih edilmektedir (Box *et al.* 2016).

Durağan seriler, ortalama ve varyanslarının belirli bir düzen içinde değiştiği yani periyodik dalgalanmalar sergilediği durumlarla tanımlanmaktadır (Teke ve Orhan 2021). ARIMA yöntemi, geçmiş verileri ele alarak bu verileri bir otoregresif (AR) süreç içinde değerlendirir. Aynı zamanda, verileri sabitleştirerek veya durağan hale getirerek tahmin yapmayı kolaylaştıran bütünleşmiş (I) süreç ile tahminler sunar ve tahmin hatalarını düzeltmek için hareketli ortalama (MA) kullanır. Bu yöntem, veri setinin uzunluğuna bağlı olarak daha hassas tahminler sağlama kapasitesine sahip olmaktadır, çünkü zamanla bilgi akışı daha etkili hale gelmektedir (Nalawade ve Pawar 2015).

Bu çalışma, buğdayın gıda güvenliği ve ekonomik önemi ışığında, son yıllarda iklim değişiklikleri ve artan kuraklıkların etkisiyle dünya genelindeki ve önde gelen ülkelerdeki buğday üretim miktarını öngörmeyi ve buğday piyasası açısından ülkelerin rekabet durumlarının belirlenmesini amaçlamaktadır.

Araştırmanın Kapsamı

İnsan sağlığı ve gıda güvenliği açısından büyük öneme sahip olan buğdayın, son yıllarda etkisi giderek artan iklim değişikliklerinin etkisiyle gelecekte dünya genelinde ve önde gelen ülkelerdeki üretim alanları, üretim miktarları ve kişi başına üretim değerleri 10 yıllık dönemler itibarıyla karşılaştırılmıştır. FAOSTAT ve TÜİK'ten alınan veriler kullanılarak ARIMA modelleri ile 2023-2027 dönemindeki beş yıllık süreçte üretim trendlerinin nasıl şekilleneceği tahmin edilmeye çalışılmıştır.

KURAMSAL TEMELLER

Contreras *et al.* (2003), yaptıkları bu çalışmada, İspanya ve Kaliforniya elektrik piyasaları için bir sonraki günün saatlik elektrik fiyatlarını tahmin etmeye yönelik ARIMA modelleri geliştirmeyi amaçlamışlardır. Elektrik üreticileri ve tüketicileri açısından piyasa stratejilerinin daha doğru belirlenebilmesi adına güvenilir kısa vadeli fiyat tahminlerinin büyük önem taşıdığını ifade etmişlerdir. Çalışmada, İspanya için Ocak–Kasım 2000 dönemi, Kaliforniya için ise Ocak–Nisan 2000 arasındaki saatlik fiyat verilerini kullanmışlardır. Analiz kapsamında, İspanya piyasasından üç haftalık dönem (Mayıs sonu, Ağustos sonu ve Kasım ortası) ve Kaliforniya’da Nisan ayının ilk haftası detaylı şekilde incelemişlerdir. Çalışmada verilerin durağanlaştırılması amacıyla logaritmik dönüşüm ve mevsimsel farklar uygulamışlardır. Modelleme ve tahmin sürecinde SCA Statistical System yazılımından faydalanarak modellerin geçerliliği Ljung-Box testi ve ACF-PACF grafik analizleriyle test etmişlerdir. Ayrıca, modele açıklayıcı değişken olarak talep ve hidroelektrik üretim verilerini dâhil ederek performans karşılaştırmalarını gerçekleştirmişlerdir. Elde ettikleri sonuçlara göre, İspanya piyasasında ortalama günlük tahmin hatası %5–10, Kaliforniya piyasasında ise %5 seviyesinde olarak tespit etmişlerdir. Bu sonuçlar doğrultusunda, elektrik fiyatlarının karmaşık yapısına rağmen ARIMA modellerinin başarılı ve uygulanabilir birer tahmin aracı olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Çalışmanın sonunda, özellikle yüksek oynaklığa sahip dönemlerde ARIMA modellerinin varsayımlarını tam olarak karşılamadığı ve bu nedenle performanslarının düştüğünü belirlemişlerdir. Bu tür dönemlerde açıklayıcı değişken içeren veya melez modeller gibi daha karmaşık yöntemlerin tercih edilmesi gerektiğini vurgulamışlardır. Ayrıca, model performansının artırılması amacıyla yapay sinir ağları gibi alternatif yöntemlerle karşılaştırmalı çalışmalar yapılması gerektiğini önermişlerdir.

Demirbaş ve Atış (2005), bu çalışmalarında Türkiye’de gıda güvencesi sorunu, tarımsal üretim perspektifinden ve stratejik bir ürün olan buğday örneği üzerinden irdelenmiştir. 1979–2003 dönemine ait verilerin analiz edildiği araştırmada, hızla artan nüfus karşısında mevcut tarım yapısının yeterliliği değerlendirilerek bu çerçevede kişi başına buğday üretimindeki azalışın, gıda güvencesi açısından potansiyel bir risk oluşturduğunu tespit etmişlerdir. Çalışmalarında zincirleme indeks, yüzde değişim oranları ve doğal artış formülü gibi yöntemleri kullanarak üretim, tüketim, verimlilik, dış ticaret ve kendine yeterlilik oranlarını analiz etmişlerdir. Elde edilen bulgulara göre Türkiye genellikle yurtiçi talebi karşılayacak düzeyde buğday üretmekteyse de üretimin miktar ve kalite açısından

yetersizlikleri zamanla dış ticaret dengesini ithalat lehine bozduğundan bahsetmişlerdir. Özellikle sanayi kullanımına yönelik kaliteli buğday üretimindeki eksiklikleri bu olumsuzluğun temel nedenlerinden biri olarak görmüşlerdir. Ayrıca, buğday destekleme alım politikalarının 2001 sonrası kaldırılması da gıda güvencesi açısından çeşitli endişeleri beraberinde getirdiğinden bahsetmişlerdir. Çalışmanın sonunda, nüfus artışı ve kentleşme eğilimi dikkate alınarak, üretimde verimlilik artışı sağlayacak kaliteli tohumluk kullanımı, modern tarım tekniklerinin yaygınlaştırılması ve üreticilerin örgütlenmesi gerektiğini önermişlerdir. Gıda güvencesinin sürdürülebilirliği için sadece miktar değil, ürün çeşitliliğine dayalı üretim politikalarının geliştirilmesinin de büyük önem taşıdığını vurgulamışlardır.

Özçelik ve Özer (2006), bu çalışmada, Türkiye’de buğday üretimi ile fiyatlar arasındaki ilişkiyi analiz etmek amacıyla Koyck modelini kullanmışlardır. Üreticilerin üretim kararlarını bir önceki yılın fiyatına göre vermelerinin, ürün arz ve fiyatında dalgalanmalara neden olduğunu varsayımlar ve fiyatların gecikmeli etkilerini içeren modeller çerçevesinde inceleme yapmışlardır. Analizde 1973–2004 yılları verileri kullanarak bağımlı değişken olarak buğday üretimi miktarı, bağımsız değişken olarak ise reel buğday fiyatlarını ele almışlardır. Fiyatları enflasyondan arındırılmış ve değişkenlerin logaritmaları alınarak kararlılık sağlamışlardır. Çalışmada kullanılan Koyck modeli ile açıklayıcı değişkenin gecikmeli etkilerini geometrik olarak azalan katsayılarla tahmin etmeye çalışmışlardır. Modelin tahminine göre, buğday üretimi en fazla geriye dönük 3 yılın fiyatlarından etkileneceği sonucuna ulaşmışlardır. Ortalama gecikme süresini 0,8325 yıl (yaklaşık 10 ay) olarak hesaplanmışlardır. Model sonucunda, buğday fiyatlarında %1’lik bir artışın, ilk yıl üretimi %0,009, ikinci yıl %0,004, üçüncü yıl ise %0,002 oranında artırdığını gözlemlemişlerdir. Ayrıca, buğday üretimindeki %1’lik bir artışın, bir sonraki yıl üretimi %0,45 oranında artırdığını tespit etmişlerdir. Bu bulgular ile fiyat değişimlerinin üretim üzerindeki etkisinin zamanla azaldığını ortaya koymuşlardır. Çalışma sonucunda buğday üretimi ile fiyatlar arasında gecikmeli ve azalan bir ilişki olduğu, fiyat sinyallerinin üretim kararlarını etkileyebilmesi için belirli bir zaman geçmesi gerektiği sonucuna ulaşmışlardır. Devletin, gelecekteki üretim düşüşlerini önlemek için erken uyarı sistemleri geliştirerek önceden fiyat müdahalesi yapması gerektiğini belirtmişlerdir.

Wang *et al.* (2006), bu çalışmada, Hindistan Okyanusu’nda *Albacore* (uzun yüzgeçli orkinos) balığının ticari av miktarlarının tahmini amacıyla farklı zaman serisi modellerini karşılaştırmışlardır. Araştırmanın temel amacı, bu önemli balık türü için en doğru tahmin performansını gösteren modeli belirleyerek, sürdürülebilir balıkçılık yönetimine katkı sunmak olduğundan bahsetmişlerdir. Özellikle değişkenlik gösteren denizel stokların yönetimi açısından güvenilir tahminlerin önemini vurgulamışlardır. Analizde kullanılan verileri, 1967–

1996 yıllarını kapsamakta olup yıllık bazda düzenlemişlerdir. Uygulanan modeller arasında ARIMA ve trend analizine dayalı zaman serisi tahmin yöntemlerine yer vermişlerdir. Bu modellerin performansları, ortalama mutlak yüzde hata (MAPE), ortalama karesel hata (MSE) ve korelasyon katsayısı gibi istatistiksel ölçütler aracılığıyla değerlendirmişlerdir. Karşılaştırmalar sonucunda, ARIMA (0,1,1) modelinin en düşük hata oranlarıyla en yüksek öngörü doğruluğunu sunduğunu belirlemişlerdir. Bu nedenle, söz konusu model *Albacore* av verilerinin tahmininde en uygun yöntem olmasına karar vermişlerdir. Araştırmada elde edilen sonuçlar doğrultusunda, stok yönetimi açısından yıllık av miktarlarının planlanmasında ARIMA modelinin tercih edilmesi gerektiğini vurgulamışlardır. Bu doğrultuda, zaman serisi modellemenin balıkçılık yönetiminde belirsizlikleri azaltarak daha etkili politika geliştirme süreçlerine katkı sunabileceğini ifade etmişlerdir. Ayrıca, tahmin performansının artırılabilmesi adına modellerde yalnızca tarihsel av verilerinin değil, aynı zamanda iklim değişkenleri, okyanus sıcaklığı gibi çevresel faktörlerin de dikkate alınması gerektiğini önermişlerdir. Bunun yanı sıra, veri setinin daha uzun yılları kapsayacak şekilde genişletilmesinin, modellerin öngörü gücünü artıracığı ve uzun vadeli stratejiler geliştirilmesinde karar vericilere daha sağlam bir temel sunacağını belirtmişlerdir.

Khan *et al.* (2008), bu çalışmada, Pakistan'daki mango üretiminin gelecekteki eğilimlerini tahmin edebilmek amacıyla ekonometrik modeller kullanarak zaman serisi analizi gerçekleştirmişlerdir. Ülkenin artan üretim potansiyeline ve özellikle Orta Doğu pazarındaki yüksek ihracat talebine rağmen, mango ihracat kapasitesinin yeterince değerlendirilemediğini belirtmişlerdir. Bu bağlamda çalışmalarının amacı, mango üretimindeki büyüme eğilimlerini ortaya koymak, 2005–2024 dönemi için üretimi tahmin etmek ve bu doğrultuda politik öneriler sunmak olduğundan bahsetmişlerdir. Çalışmada 1982–2004 yılları arasındaki zaman serisi verilerini kullanmışlardır. Büyüme eğilimlerinin belirlenmesi için log-lineer model, tahmin için ise ARIMA (1,1,1) modelini uygulamışlardır. Bu model sonuçlarına göre mango üretimi yıllık %2,21 oranında büyüme gösterdiğini, bileşik büyüme oranı olarak hesaplandığında bu oranı %2,81 olarak hesaplamışlardır. ARIMA modeli kapsamında, verinin durağanlığı Augmented Dickey-Fuller testi ile sınanmış, test sonuçları serinin birinci farkında durağan olduğunu gösterdiğinden bahsetmişlerdir. Bu doğrultuda seçilen ARIMA (1,1,1) modeli ile 2005–2024 dönemi için mango üretimini tahmin etmişlerdir. 2024 yılı itibarıyla üretimin 1,4 milyon ton seviyelerine ulaşacağını öngörmüşlerdir. Modelin geçmiş dönem için yaptığı tahminlerle gerçekleşen veriler karşılaştırıldığında %1 ile %6 arasında değişen küçük sapmalar gözlemlenmiş, bu da modelin yüksek doğrulukla tahmin yaptığından bahsetmişlerdir. Çalışma sonucunda, mango üretiminin önümüzdeki yıllarda artmaya devam edeceğini öngörmüşlerdir. Bu doğrultuda, hükümetin artan üretimi karşılayacak altyapı yatırımlarına öncelik vermesi

gerektiğini vurgulamışlardır. Çalışmada ayrıca, Dünya Ticaret Örgütü (WTO) kapsamında giderek artan fito-sanitasyon standartlarının karşılanabilmesi için devletin üreticilere eğitim ve teknik destek sağlaması gerektiğine değinmişlerdir. Böylece, Pakistan'ın sahip olduğu karşılaştırmalı üstünlük, yalnızca üretim düzeyinde kalmayıp, ihracat başarısına da dönüştürülebileceğinden bahsetmişlerdir.

Atia and Atwa (2009), çalışmalarında Mısır genelinde ve Beni-Suef Valiliği özelinde buğday ekim alanı, ortalama verim ve üretim miktarına ait zaman serisi verilerini analiz ederek en uygun ARIMA modelini belirlemeyi ve bu doğrultuda geleceğe yönelik tahminlerde bulunmayı amaçlamışlardır. 1982-2006 yıllarına ait 25 yıllık verileri kullanarak 2007-2012 yılları için tahminler yapmışlardır. Mısır genelinde ekim alanı için ARIMA (0,2,1), verim ve üretim için ARIMA (1,1,1) modellerini en uygun modeller olarak belirlerken Beni-Suef Valiliği'nde ise ekim alanı ve üretim için lineer trend modeli, ortalama verim için ARIMA (0,1,2) modelini en uygun tahmin modelleri olarak belirlemişlerdir. Çalışma sonuçlarına göre 2012 yılında Mısır genelinde buğday ekim alanının yaklaşık 14.75 milyon dekar, ortalama verimin 0.94 ton/dekar ve toplam üretimin ise yaklaşık 13.53 milyon ton olacağını ve Beni-Suef Valiliği için ise ekim alanı 676.720 dekar, ortalama verim 1,12 ton/dekar ve toplam üretim yaklaşık 665 bin ton olarak öngörmüşlerdir. Ayrıca bu tahminlerin tarımsal üretim planlamasında, tahıl depolama, ithalat ve ihracat politikalarında karar vericilere önemli bir öngörü sağlayabileceğini önermişlerdir.

Karim *et al.* (2010) bu çalışmalarında, 1972-2004 yılları arasında Bangladeş ve Bangladeş'in en fazla üretim yapılan üç bölgesindeki buğday üretim verilerini yedi çağdaş modelde en fazla iyi özellik gösteren kriterler ve R^2 'si en yüksek modeli belirleyerek buna bağlı olarak 2005-2009 yıllarındaki buğday üretimlerini tahmin etmeyi amaçlamıştır. Çalışmada 7 adet büyüme modeli kullanılarak uygun modeli bulmak inceleme yapılmıştır. Çalışmada Bangladeş, Dinajpur, Rajshahi ve Rangpur'daki buğday üretimi için en uygun modelin ikinci dereceden, doğrusal ve kübik model olduğu ortaya çıkmıştır. Bu, büyüme modelini tanımlamada çok yaygın olan üstel/bileşik modelin kullanımının arkasında yatan yüzde cinsinden sabit yıllık büyüme oranı varsayımının, Bangladeş'teki buğday üretiminin büyüme modeli için uygun olmadığına karar vermişlerdir. Dinajpur Bölgesi'nde doğrusal modelin uygun olduğunu tespit etmişlerdir. 2005 yılında Bangladeş, Dinajpur, Rajshahi ve Rangpur bölgelerindeki beş yıllık buğday üretimi tahminleri %95 güven aralığıyla sırasıyla 1,55, 0,31, 0,24 ve 0,37 milyon ton olarak bulmuşlardır. Çalışma sonucunda, mevcut büyüme oranlarının devam etmesi durumunda Bangladeş ve Dinajpur, Rajshahi ve Rangpur bölgelerindeki buğday

üretiminin 2009 yılında sırasıyla 1,54, 0,35, 0,31 ve 0,59 milyon ton olacağını ortaya çıkarmışlardır.

Dörtok ve Aksoy (2018), çalışmalarında dünya ve Türkiye tarımında stratejik öneme sahip buğday ürününün arz, talep, fiyat ve dış ticaret boyutlarını 1961–2013 yılları arasında eşanlı denklem sistemleri ile analiz etmeyi amaçlamışlardır. Çalışmada kullanılan verileri, FAO veri tabanından temin etmişlerdir, buğday üretimi, tüketimi, ithalatı, ihracatı ve fiyatlarına ilişkin beş farklı model oluşturmuşlardır. Modellerin tahmininde Genelleştirilmiş Momentler Metodunu (GMM) tercih etmişlerdir. GMM yöntemini, modeldeki içsellik problemini giderme ve otokorelasyona karşı güçlü standart hatalar üretme yeteneği nedeniyle uygun bulmuşlardır. Durağanlık analizlerinde, yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testlerini kullanmışlardır. Testler sonucunda değişkenlerin durağan olup olmadığını belirlemişler ve ekonometrik modellerin geçerliliğini sağlamışlardır. Çalışma bulguları, buğday fiyatları ve üretim kararlarında TMO alımları, alternatif ürün fiyatları ve geçmiş fiyatların etkili olduğundan bahsetmişlerdir. Tüketim modeli, gelir düzeyi ve fiyatlar ile ilişkili bulmuşlardır. Dış ticaret modellerinde stoklar, döviz kuru ve üretim miktarlarının önemli belirleyici değişkenler olarak ortaya çıktığı sonucuna ulaşmışlardır. Bu sonuçların, buğday sektörüne yönelik politika önerilerinin şekillendirilmesinde kullanılabileceğinden bahsetmişlerdir.

Berk ve Uçum (2019), çalışmalarında, Türkiye'nin 1985-2018 yıllarına ait nohut üretim verilerini ARIMA (1,3,1) modeliyle analiz ederek 2019-2023 dönemine yönelik üretim tahminleri yapmışlardır. Üretimdeki yıllık dalgalanmalar, artan ithalat ve azalan ihracat nedeniyle nohut üretiminde sürdürülebilirliğin risk altında olduğunu vurgulamışlardır. Modelin uygunluğunu Dickey-Fuller testleri ve artık analizleriyle teyit etmişlerdir. ARIMA (1,3,1) modeli sonucunda, nohut üretiminin 2019-2023 yılları arasında yaklaşık %132 oranında artarak 1,78 milyon tona ulaşacağını tahmin etmişlerdir. Çalışmada, üretim artışının ithalatı azaltacak düzeyde olmayabileceği, bu nedenle üretimi destekleyecek yapısal önlemlerin gerekli olduğunu ifade etmişlerdir. Sonuç olarak, nohut üretiminin artırılması ve sürdürülebilirliğin sağlanması için sertifikalı tohum kullanımının yaygınlaştırılması, kurak alanlarda nohutun ekim nöbetine dahil edilmesi, mekanizasyonun teşvik edilmesi ve üretim maliyetlerini azaltacak desteklerin sunulması gerektiğini önermişlerdir. Ayrıca, üretici gelirinde istikrar sağlamak amacıyla lisanslı depoculuk sisteminin geliştirilmesi ve elektronik ürün senedi altyapısının güçlendirilmesini tavsiye etmişlerdir. Bu önerilerin hem üreticilerin korunması hem de dış ticarete Türkiye'nin rekabet gücünün artırılması açısından önem taşıdığından bahsetmişlerdir.

Kadanalı vd. (2019), bu çalışmalarında 2019-2030 yılları arasında Türkiye'deki buğday üretim alanı ve üretim miktarı için projeksiyon yapmayı hedeflemişlerdir. Bu amaçla,

TMO'nun 1938-2018 yılları arasında yayınladığı buğday üretim miktarı verileri kullanılarak ARIMA modeli ile tahminler gerçekleştirmişlerdir. Araştırmanın sonucunda, ARIMA modeline göre 2030 yılında buğday üretim alanının 8,27 milyon ha ve üretim miktarının 23,11 milyon ton olacağını öngörmüşlerdir. WA (buğday üretim alanı) ve WP (buğday üretim miktarı) değişkenleri için uygun ARIMA modelleri belirlendikten sonra, bu modeller kullanılarak 2019-2030 yılları için tahmin sonuçlarını belirlemişlerdir. Sonuç olarak 2019'dan 2030'a kadar buğday üretim miktarlarının %11,3 oranında artarak 2030 yılında üretim miktarının 23,11 milyon tona ulaşacağını öngörmüşlerdir.

Nath *et al.* (2019), bu çalışmalarında buğday üretiminin, Hindistan gibi tarıma dayalı ekonomilerde temel gıda güvenliği açısından hayati bir öneme sahip olduğunu vurgulayarak Hindistan'ın 1949-2016 yıllarına ait 68 yıllık üretim verisine ARIMA yöntemini kullanarak 2026 yılına kadar ki üretim miktarını tahmin etmişlerdir. ARIMA (1,1,0) modeli ile yapılan modelin en küçük AIC değerine göre en uygun tahmin model olduğu sonucuna varıp, buğday üretiminin yıllık ortalama %4 oranında artacağını öngörmüşlerdir. 2023-2026 yılları için yapılan tahmine göre üretim miktarı 106,71, 108,07, 109,43 ve 110,79 milyon ton olarak öngörmüşlerdir. Ancak çalışmada, tüm öngörü modellerinde olduğu gibi ARIMA modelinin de bazı sınırlılıkları olduğu ve tahminlerin doğruluğunun tamamen garanti edilemeyeceği vurgulayarak Hindistan'daki buğday üretimini planlamak ve geliştirmek için bu modelin sunduğu tahminlerden yararlanılabileceği, ancak karar vericilerin modelin sınırlamalarını da dikkate alarak hareket etmeleri gerektiğini önermişlerdir.

Devi *et al.* (2021), çalışmalarında buğdayın Hindistan'da önemli bir geçim kaynağı olmasının yanı sıra üretimde yıllar içinde iklim değişiklikleri, teknolojik gelişmeler ve politik etkiler sebebiyle dalgalanmaların gerçekleşmesine bağlı olarak üretimde istikrarsızlık ve sürdürülebilirliğin önemli bir araştırma konusu olduğunu ifade etmişler ve Haryana eyaletindeki buğday üretiminin zamana bağlı değişkenliğini ve sürdürülebilirliğini analiz ederek geleceğe yönelik üretim tahminlerinde bulunmayı amaçlamışlardır. Araştırmanın verilerini Haryana eyaletine ait 1980-2018 yılları arasındaki 39 yıla ilişkin buğday üretim verilerinden sağlamışlardır. Çalışmada üretim tahminlerinde bulunmak için Box-Jenkins ARIMA modeli ve Yapay sinir ağı (YSA) metodolojisini kullanmışlardır. Buğday üretiminin modellenmesi ve tahmini için ARIMA (1,1,0) modelinin en iyi model olarak tespit etmişlerdir. Araştırma döneminde Haryana eyaletindeki buğday üretiminde iki katından daha fazla artışın gerçekleştiğini, başlangıç döneminden 2018 yılına kadar verimin %50'den fazla artış göstererek 232,70 kg/da'dan 503,00 kg/da'a yükseldiğini tespit etmişlerdir. Sonuç olarak çalışmada bölgede buğday üretim alanı, miktarı ve veriminin artan bir eğilim içinde olduğunu üretim ve

verimde en yüksek seviyedeki artışın 1980-1989 yılları arasında gerçekleştiğini ve üretim alanında ise bu büyümenin 1990-1999 döneminde olduğunu ifade etmişlerdir. Üretim istikrarsızlığının fiyat ve tüketici istikrarını olumsuz etkileyeceğini ve bunun gıda yönetimi ve makroekonomik istikrar için de önemli olduğunu vurgulamışlardır.

Jalić *et al.* (2021) çalışmalarında buğdayın özellikle nüfusun beslenmesi için önemli olduğu ve sıklıkla mısırın yerine kullanıldığı bir ürün olduğundan bahsederek, yüksek üretim hacmine rağmen, Bosna-Hersek'in buğdayda kendine yeterlilik oranının düşük olduğunu belirtmişlerdir. Bu nedenle bu çalışmada 1998-2020 yılları arasındaki buğday üretim verilerini alarak sonraki 2021-2025 yılları için tahmin etmeyi amaçlamışlardır. Seçilen ARIMA (1,1,10) modeline dayanarak, Bosna-Hersek'teki buğday üretiminin sırasıyla 292, 275, 278, 284 ve 274 bin ton olacağını öngörmüşlerdir. Tahmin edilen dönemde üretimin her yıl ortalama %3,10 oranında azalacağını ve tahmin edilen üretim eğiliminin değişkenliği, iklim faktörlerinin aşırı etkileri, bölgesel ve küresel piyasalardaki öngörülemez fiyat hareketleri ve hükümetin tarımsal üretime yönelik politikaları gibi faktörlerden etkilenebileceğini belirtmişlerdir. Ayrıca, bu tahminlerin tarım sektörü için önemli bir rehber olabileceği, çiftçilere ve politika yapıcılara üretim planlamasında yardımcı olabileceği sonucuna varmışlardır. Çalışmada gelecekteki üretim artışını desteklemek için tarımsal verimliliğin artırılması ve yerel çiftçilere yönelik destek politikalarının güçlendirilmesi gerektiğini ifade etmişlerdir.

Aydın (2022), bu çalışmada, Türkiye'nin 1938-2020 yılları arasındaki buğday üretim verileri kullanılarak 2021-2025 dönemine ilişkin üretim tahminleri yapmıştır. Toprak Mahsulleri Ofisi (TMO) verilerinin kullanıldığı araştırmada, zaman serisi analizine dayalı ARIMA (4,1,2) modeli tercih etmiştir. Çalışma, Türkiye buğday üretim sektörünü hem yapısal açıdan ele almakta hem de geleceğe yönelik nicel tahminler sunmuştur. Tahmin sonuçlarına göre, 2020 yılında 20,5 milyon ton olan buğday üretiminin 2025 yılında yaklaşık 22,1 milyon tona ulaşmasını beklemiş ancak bu artış sınırlı düzeydedir ve kişi başına üretimin düşeceğini öngörmüştür. Bu bulgular, Türkiye'nin önümüzdeki beş yıllık süreçte de net buğday ithalatçısı konumunu sürdüreceğine işaret ettiğinden bahsetmiştir. Çalışmanın sonuç bölümünde, buğday üretimini artırmaya yönelik olarak TMO alımlarının genişletilmesi, gübre ve mazot desteklerinin artırılması, döviz kırılganlığını azaltmak için yerli girdi üretiminin teşvik edilmesi ve özellikle organik buğday üretiminde yerel tohum çeşitlerinin değerlendirilmesi gibi politika önerilerine yer vermiştir. Böylece hem dışa bağımlılığın azaltılması hem de sürdürülebilir bir buğday üretim yapısının oluşturulması hedeflenmesi gerektiğinden bahsetmiştir.

Latifi and Shabanali Fami (2022), yapmış oldukları bu çalışmada İran halkı için hayati bir öneme sahip olan ekmeğin hammaddesi olan buğdayın İran'ın en önemli tarımsal ürünlerden

biri olduğunu ve üretim tahminleri, depolama, ithalat veya ihracat gibi ülkelerin kararlarını planlayabilmesi açısından kritik öneme sahip olduğunu ifade etmişlerdir. Tarımsal üretim planlamasında buğdayın üretim miktarlarının doğru tahmin edilmesi, gıda güvenliği ve ekonomi açısından büyük önem taşıdığını vurgulamışlardır. Bu nedenle bu çalışmada, İran'daki buğday üretiminin gelecekteki eğilimlerini öngörmek amacıyla zaman serisi analizi ve yapay sinir ağları (YSA) gibi iki farklı tahmin yöntemini karşılaştırmışlardır. Araştırmada, geçmiş yıllara ait buğday üretim verileri kullanılarak hem klasik istatistiksel yöntemlerden biri olan ARIMA modeli hem de yapay zekâ tabanlı YSA modellerini uygulamışlardır. 1961-2018 arasındaki yıllık buğday üretimi, toplam yıllık yağış miktarı, kullanılan toplam gübre miktarı, nüfus ve buğday ekim alanı verilerini dikkate alarak RMSE, AIC, HQC ve SIBC kriterlerinin en düşüklerini en fazla sağlayan ARIMA(1,1,1) modelini en iyi model olarak seçmişlerdir. YSA modellerinin test edilmesinde ise girdi değişkenleri olarak toplam yıllık yağış, kullanılan gübre miktarı, nüfus ve ekim alanı; çıktı değişkeni olarak ise buğday üretimini kullanmışlardır. Çok katmanlı algılayıcı yapay sinir ağı (MLP-NN) modeli, beş gizli katmanla birlikte en düşük Ortalama Kare Hatası (MSE=0.153) değerine ulaşarak tercih etmişlerdir. Çalışmada 2024-2030 yıllarında 15,13, 15,51, 15,71, 15,91, 16,11 ve 16,30 milyon ton buğday üretilebileceğini öngörmüşlerdir. Ayrıca elde edilen sonuçlara, göre YSA'nın karmaşık ve doğrusal olmayan ilişkileri daha başarılı bir şekilde modelleyerek daha yüksek doğrulukla tahminler sunduğunu tespit etmişlerdir. Böylece, bu yöntemlerin tarımsal üretim planlamasında kullanılabilirliği ve karar alma süreçlerine katkısı olacağını vurgulamışlardır.

Özdemir ve Çılgın (2022), bu çalışmalarında buğday fiyatının öngörüsü amacıyla ARIMA modelinin yanı sıra Destek Vektör Regresyonu (DVR), Rastgele Orman (RO), ve Yapay Sinir Ağları (YSA) yöntemlerini kullanmışlardır. Modellerin öngörü performanslarını karşılaştırmak için mutlak hata (MAE) metriğini ele almışlardır. Elde edilen sonuçlara göre, klasik istatistiksel zaman serisi tahmin yöntemlerinden biri olan ARIMA modelinin yanı sıra DVR, RO, YSA gibi literatürde ekonomik ve finansal zaman serilerini tahmin etmek için kullanılan makine öğrenme yöntemlerinin de iyi performans sergilediği belirlemişlerdir. İlk olarak, makine öğrenme modellerinin hiper-parametreleri Izgara Arama yaklaşımı ile belirleyerek ARIMA modeli için en uygun modeli tespit etmişlerdir. Modellerin parametre ayarlarının tamamlanmasının ardından ileriye dönük doğrulama yapılmış ve son 60 güne ait gözlem verilerini tahmin etmişlerdir. MAE metriğine göre model performanslarını karşılaştırdıklarında DVR ve YSA modellerinin ARIMA ile rekabet edebilecek sonuçlar ürettiği, ancak ARIMA modelinin daha iyi performans sergilediği sonucuna ulaşmışlardır. Bu durum, ARIMA modelinin, hem tahmin performansı açısından diğer modellere göre daha üstün

hem de parametre ayarlama sürecinin daha kolay olması nedeniyle, buğday fiyatının öngörülmesi adına kullanışlı bir yöntem olduğunu ifade etmişlerdir.

Srivastava *et al.* (2022), araştırmalarında Uttar Pradaş eyaletinde ARIMA modelini kullanarak buğday üretim alanı, miktarı ve verimini tahmin etmeyi amaçlamışlardır. Çalışmanın verilerini 1950-2018 yılları arasındaki buğday alanı, üretimi ve verimine ilişkin bilgilerden sağlamışlardır. 1950-2009 dönemine ait verileri model oluşturmak, 2010-2018 yıllarına ait verileri ise model doğrulaması için kullanmışlardır. En iyi modelin tespit edilmesinde AIC, RMSE, MAE, MAPE ve R^2 değerlerini dikkate almışlardır. Analiz sonuçlarına göre %95 güven aralığında alan, üretim ve verim için en iyi modelleri sırasıyla ARIMA (1,1,5), ARIMA (1,1,4) ARIMA (0,1,5) olarak hesaplamışlardır. 2018-2019'da buğday ekili alan 9,54 milyon hektar iken, bu değeri 9,60 milyon hektar olarak tahmin etmişlerdir. 2025 yılı üretim alanının 10,00 milyon hektar olmasını öngörmüşlerdir. 2018 yılında 32,75 milyon ton olan üretim miktarını ise 32,94 milyon ton olarak öngörmüşler ve 2025 yılı üretim miktarını ise 35,18 milyon ton olarak tahmin etmişlerdir. Aynı dönemlerde 341,95 kg/da olarak tahmin edilen verimin ise gerçekte 343,20 kg/da olduğunu ifade etmişlerdir. 2025 yılında ise verimin 341,09 kg/da olacağını ifade etmişlerdir. Sonuç olarak gıda üretiminin bir ülkenin gıda güvenliğini sağlamasında oynadığı kritik rol nedeniyle, hükümetlerin tarımsal dalgalanmaları en aza indirerek tarım sektörüne teknik ve pazar desteği sağlayan politikaları yürütmek ve geliştirmek için tahminlere ihtiyaçları olduğunu vurgulamışlardır.

Ken ve Semerci (2023), buğday üretimi üzerine yaptıkları incelemede, mevcut durumu detaylı bir şekilde ele almış ve aynı zamanda uygulanan destekleme politikaları konusunda çeşitli değerlendirmelerde bulunmuşlardır. Türkiye'nin buğday veriminin (266,50 kg/da), dünya ortalamasının (349,20 kg/da) oldukça altında olduğu ve bu arz açığını kapatmak için buğday veriminin artırılmasının öncelikli olduğunu vurgulamışlardır. Bu hedefe ulaşmak için bölgenin koşulları göz önünde bulundurularak planlı bir üretim yapılması, sulama imkanlarının artırılması, yüksek verimli ve sertifikalı tohum kullanımının yaygınlaştırılması, gübreleme ve tarımsal mücadelenin uygun miktarda, koşulda ve zamanında yapılması, makine çekiş gücü ve işgücünün nitelikli şekilde kullanılması ve ıslah çalışmalarına önem verilmesi gerektiğini belirtmişlerdir. Ayrıca, bu konuda özel ve kamuya ait araştırma kurum ve kuruluşların danışmanlık ve yayım faaliyetleri ile Ar-Ge çalışmalarını teşvik edici politikalara da ihtiyaç olduğunu ifade etmişlerdir.

Al-Sammarraie and Hameed (2024), çalışmalarında Irak'ta ortalama buğday verimini daha doğru şekilde tahmin edebilmek için melez (hibrit) bir model olan EVDHM-ARIMA yöntemini kullanarak gelecek yıllara yönelik öngörülerde bulunmayı amaçlamışlardır.

Araştırmada, EVDHM (Empirical Variational Mode Decomposition-based Hybrid Model) ile zaman serisi analizine dayalı ARIMA modeli birleştirilerek tahmin gücünü artırmışlardır. Elde edilen bulgulara göre Irak'taki buğday veriminin dalgalanma gösterdiğini ancak geliştirilen hibrit modelin bu değişkenlikleri yüksek doğrulukla öngörebildiğini ortaya koymuştur. Çalışma sonucunda, tarımsal planlama ve gıda güvenliği politikalarının geliştirilmesinde bu tür gelişmiş tahmin modellerinin kullanılmasının, kaynakların etkin yönetimi ve verimliliğin artırılması açısından önemli katkılar sağlayacağını önermişlerdir.

Mohamad and Ab-Rahim (2024), bu çalışmalarında, Rusya ve Ukrayna arasındaki krizin, başlıca buğday ihracatçılarının rekabet gücü üzerindeki etkilerinin öngörülmesini amaçlamışlardır. Araştırmada, 2001 ile 2021 yılları arasında beş büyük buğday ihracatçısının karşılaştırmalı avantajları, mevcut buğday ihracat rekabetçiliğini incelemek için ortaya konan karşılaştırmalı avantaj (RCA) ve simetrik karşılaştırmalı avantaj (RSCA) endeksleri kullanarak bu ülkelerin ihracat performanslarını kriz öncesi ve sonrası dönemler için karşılaştırmalı olarak değerlendirmişlerdir. Ayrıca, bu çalışma, Rusya ve Ukrayna hariç, üç büyük buğday üretici ülkeyi inceleyerek, 83 aylık gözlemler kullanarak, bir sonraki altı ay için (ARIMA) modeli ile öngörü yapmışlardır. Yapılan analizler sonucunda, Rusya ve Ukrayna'nın ihracat kapasitelerinde önemli düşüşlerin yaşadığı, diğer yandan ABD, Kanada ve Avustralya gibi ülkelerin küresel pazardaki paylarında artış gözlemlendiğini belirlemişlerdir. Sonuçlar doğrultusunda politika yapıcılara ve ilgili paydaşlara gıda arz güvenliğinin sağlanabilmesi için tedarik zincirlerinin çeşitlendirilmesi gerektiği ve alternatif tedarik kaynaklarına doğru yönelme yapılması gerektiğini vurgulamışlardır.

Yadav (2024), yaptığı bu çalışmada fiyat oynaklığı ve arz-talep şoklarının ekonomik etkisi nedeniyle doğru buğday fiyatı tahmini hayati öneme sahip olduğunu bu nedenle bu çalışmada Ocak 1990'dan Şubat 2024'e kadar küresel buğday fiyatlarını tahmin etmek için zaman serisi, makine öğrenmesi ve derin öğrenme modellerinin karşılaştırmalı bir analizini yapmayı amaçlamıştır. Bu nedenle bu üç farklı model türünü kullanarak, geçmiş fiyat verileri üzerinden gelecekteki buğday fiyatlarını tahmin etmeye çalışmıştır. Zaman serisi analizlerinde ARIMA modeli, makine öğrenmesinde regresyon ve sınıflandırma algoritmaları, derin öğrenme yöntemlerinde ise yapay sinir ağları gibi modelleri kullanmıştır. Elde edilen sonuçlar doğrultusunda derin öğrenme modellerinin özellikle yüksek doğruluk sağladığını, ancak makine öğrenmesi ve zaman serisi yöntemlerinin de belirli durumlar için etkili tahminler sunduğunu tespit etmiştir. Bu bağlamda, buğday fiyatlarının gelecekteki dalgalanmalarını tahmin etmek için hibrit modellerin geliştirilmesi ve çeşitli yöntemlerin kombinasyonunun kullanılması gerektiğini önermiştir.

Ojha and Karki (2025), bu çalışmada değişen iklim koşulları ve piyasa dinamikleri çerçevesinde küresel buğday fiyatlarını tahmin etmeyi amaçlamışlardır. Çalışmada, Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average (SARIMA) modelleme tekniğini kullanarak, geçmiş fiyat verileri üzerinden gelecekteki buğday fiyatlarını tahmin etmişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre iklim değişikliklerinin ve piyasa dalgalanmalarının küresel buğday fiyatları üzerinde önemli bir etki yarattığını belirlemişlerdir. Böylece bu çalışma ile buğday fiyatlarının gelecekteki dalgalanmalarına dair tahminler sunarak, tarım sektöründeki paydaşlara fiyat dalgalanmalarına karşı önceden hazırlıklı olabilme imkânı tanımayı arzulamışlardır. Sonuç olarak, bu tür öngörülerin, gıda güvenliği sağlama ve tarımsal politikaların şekillendirilmesinde önemli bir rol oynayacağı, dolayısıyla iklim değişikliği ve piyasa dinamikleri göz önünde bulundurularak stratejilerin geliştirilmesi gerektiğini önermişlerdir.

Kuramsal çerçeve incelendiğinde, literatürdeki çalışmaların büyük çoğunluğunun farklı ülke ve bağlamlarda buğday ya da genel olarak tarımsal üretim, fiyat tahmini gibi konulara odaklandığı; bu kapsamda hem ARIMA gibi klasik zaman serisi analiz yöntemlerinin hem de Yapay Sinir Ağları (YSA), Destek Vektör Regresyonu (SVR) gibi yapay zekâ temelli modellerin kullanımına yer verildiği görülmektedir. Bu çalışmalar, söz konusu yöntemlerin etkinliğini ortaya koymakla kalmayıp aynı zamanda çeşitli tarımsal göstergelere ilişkin öngörüler de sunmaktadır. Bu bağlamda, bizim çalışmamız mevcut literatüre katkı sunacak biçimde yalnızca tek bir ülkeye odaklanmakla sınırlı kalmayıp, dünya genelinde buğday üretiminde öne çıkan lider ülkeler düzeyinde üretim tahminlerinin yapılmasını ve buna ek olarak buğday üretim ve ihracatının piyasa yoğunlaşmasını ölçen HHI (Herfindahl-Hirschman Index) ve CR (Concentration Ratio) endeksleri açısından karşılaştırmalı bir analizini içermektedir.

MATERYAL ve YÖNTEM

Materyal

Bu çalışmanın temel veri kaynağını FAOSTAT veri tabanı oluşturmaktadır. Buna ek olarak, araştırma sürecinde ulusal ve uluslararası düzeyde birçok veri seti ile birlikte çeşitli akademik makaleler, kitaplar, konferans bildirileri ve tezlerden de yararlanılmıştır. Çalışmada elde edilen veriler, 1961–2022 yılları arasındaki buğday üretim istatistikleri çerçevesinde değerlendirilmiş; dünya genelindeki başlıca üretici ülkeler ile küresel üretim düzeyi kapsamlı bir biçimde analiz edilmiştir.

Yöntem

Zaman serisi analizi, ilgili değişkenler üzerinde yeterince büyük miktarda veriyle kısa vadeli tahminler elde edebilir ve bunu oldukça kesin bir şekilde yapabilir (Granger and Newbold 1974). Tek değişkenli zaman serisi analizinde, ARIMA modelleri esnek ve yaygın olarak kullanılmaktadır. ARIMA modeli, üç sürecin birleşimidir: (i) Otoregresif (AR) süreç, (ii) Fark alma süreci ve (iii) Hareketli Ortalama (MA) süreci. Bu süreçler, istatistik literatüründe ana tek değişkenli zaman serisi modelleri olarak bilinir ve birçok uygulamada yaygın olarak kullanılmaktadır. Belirli bir zaman dilimine ait verileri içeren zaman serisi, bu verilerin analiz edilmesi ise veriler üzerinde yapılan çeşitli çıkarımsal analizleri ifade etmekte ve geleceğe yönelik tahminler bu serilerden yapılabilmektedir. Bununla birlikte zaman serilerinde mevsimsel değişimlerin varlığının tespit edilmesi ve geleceğe yönelik tahminlerin sayısal olarak elde edilmesi, planlayıcılar için önemlidir (Özhan 2020). Zaman serisi tahminleri, hava durumu ve trafik gibi tahmini gibi çeşitli gerçek dünya senaryolarında kilit bir rol oynamakta ve tarımsal ürünlerin üretimi, tedarik zinciri yönetimi ve finansal yatırım vb. konularda karar vericiler ve politika yapıcıların önemli kararlar almasına kullandıkları yardımcı sayılmaktadır (Cao *et al.* 2020).

Gelecekteki durumları tahmin etmek için çeşitli yöntemler bulunmaktadır. Bu yöntemler, tahmin hedefi, zaman serisinin niteliği ve kullanılabilir geçmiş verilerin miktarı gibi faktörlere bağlı olarak değişmektedir. Zaman serileri analizinde Box-Jenkins (ARIMA), Üstel Düzleştirme, Hareketli Ortalamalar, Trend Analizi, Tahmin, Uyarlayıcı Arındırma, Trende Oranlama Yöntemi ve Mevsimsel Dalgalanmalar kullanılmaktadır (Nebati vd. 2021). Tahmin yöntemleri içerisinde en fazla kullanılanın Box-Jenkins yöntemi olduğu söylenebilmektedir

(Ateşoğlu 2015). Bu yaklaşımın bilgisayar paket programlarıyla rahat bir çözümünün olması bu yaklaşımı en fazla kullanılan zaman serisi analiz yöntemlerinden yapmaktadır (Tortum vd. 2014). 1970'lerde Box ve Jenkins tarafından önerilen bir zaman serisi tahmin yöntemi olan ARIMA modeli, onu bulan iki kişinin ismi ile bilim camiasında anılmaktadır ve bu kısaltmanın açılımı Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama modeli şeklindedir (Yüksel 2015). Bir istatistiksel model, geçmişten gelen verileri kullanarak gelecekteki değerleri tahmin ediyorsa, ARIMA'da olduğu gibi onun otoregresif olduğu söylenmektedir (Hyndman and Khandakar 2008). Bu modeller birim kök testlerini birleştirerek Akaike bilgi kriterini (AIC'i) minimize etmektedir (Ventura *et al.* 2019). ARIMA parametrelerinin tahmin edilmesi için maksimum olabilirlik yönteminin kullanılabilmesi gerekmektedir ve bu yöntem en küçük kareler (EKK) yöntemine benzerlik gösterip bu yöntemin tahmincilerinin diğer tahmincilerden daha etkin tahmin sonuçları verdiğini ifade etmektedir (Sardar *et al.* 2023).

ARIMA zaman serisi modelleri üç ana başlıkta incelenebilmektedir, bunlar zamana bağlı durağan olan değişken modeller (ARMA), zamana bağlı durağan olmayan değişken modeller (ARIMA) ve mevsimsellik ve üstel düzeltme modelleri (SARMA) şeklindedir (Box *et al.* 2016).

ARIMA modelinde istatistiksel analizlerin doğru bir şekilde yapılabilmesi için belirli koşulların sağlanması gerekmektedir. Bu koşulların başında, verilerin zamana göre durağan olması yer almaktadır. Bunun yanı sıra, verilerin normal dağılım göstermesi, herhangi bir anormallik içermemesi ve eksik veri bulunmaması da gereklidir (Hasmida 2009). Durağanlık, zaman serilerinde ortalama ve varyansın sabit kalmasıyla tanımlanmaktadır. Ayrıca, veriler arasındaki gecikmeli dönemin kovaryansı zaman yerine gecikmelere bağlı olarak değişmektedir (Kaya 2019). Eğer bir seri durağan değilse, t-1, t-2 veya t-3 gibi farklar kullanılarak yumuşatılabilir. Mevsimsel dalgalanma göstermeyen serilerde, trend, rassal dağılım ya da rassal olmayan dalgalanmalar, zaman serilerindeki değişimlere neden olabileceği için durağanlık sağlanamayabilir (Yeşilyayla 2013). Bu tür değişkenlik gösteren serilerle yapılan analizler yanıltıcı sonuçlar verebilir, bu nedenle durağanlığın tespiti için zaman serisi grafikleri ve korelogram analizi gibi formel olmayan yöntemler ile birim kök testleri gibi resmi teknikler kullanılabilir (Aydın 2022). İkinci aşamada, verilerin normal dağılım gösterip göstermediği incelenir ve normallik testi ile belirlenen bir anormallik varsa, verilerin normal dağılıma uymasını sağlamak amacıyla karekök veya logaritmik dönüşümler yapılabilir (Yonar *et al.* 2021). Üçüncü aşamada ise, verilerdeki uç noktalar (outliers) tespit edilerek, genellikle bu tür uç veriler, standart sapma aralıklarının dışında kaldığı takdirde analiz dışında bırakılabilir. Dördüncü aşamada veri seti üzerindeki bazı gözlemlerde eksiklik olması

durumu ile karşılaştırılabilir böyle bir durumda değer atama veya tahmine dayalı yöntemler ile bu eksik verilere değer atanabilmektedir (Tafralı 2022).

ARIMA modeline bir zaman serisi verisini uydurmak için aşağıdaki 5 adım uygulanabilir.

1.Eğer veriler normal dağılıma uymuyorsa, varyansı dengelemek için verilerin karekökü veya logaritması alınabilir. Ayrıca, sıra dışı gözlemler belirlenmeli ve eksik verilerin olup olmadığı incelenerek gerekli düzeltici önlemler alınmalıdır (Yonar *et al.* 2021).

2.Verilerin durağan olup olmadığına bakılması gerekmektedir. Zaman serilerinin durağanlığının tespiti için otokorelasyon (ACF) ve kısmi korelasyon (PACF) grafiklerindeki parametreler analiz edilmektedir. ACF birkaç gecikmede azalarak hızlı bir şekilde sıfıra yaklaşması durumunda durağanlık olduğundan bahsedilmektedir. Birim kök testi zaman serilerinin durağanlığın tespit edilmesi için kullanılmaktadır. Augmented Dickey-Fuller ve Phillips-Pherontesti kullanılarak birim kök varlığı tespit edilebilmektedir (Palabıçak 2019). Durağanlık testi için ilk olarak, EKK yönteminin yardımı ile hata terimi tahmin edilmekteyken sonraki aşamada ise elde edilen verilerden hata terimi çıkarılarak birim kök sınanması bulunabilmektedir (Yücel 2023).

$$H_0: p = 1 \text{ ve } H_1: p < 1$$

$(p - 1) = 0$ veya $\gamma = 0$ isey_t serisinin birim kök içerdiği görülmektedir. Bunun yanı sıra $|p| < 1$ olması halinde serinin durağan olduğu anlaşılmaktadır. Bu denklemde “t” değerinin, mutlak olarak hesaplanması McKinnon Dickey-Fuller veya Dickey-Fuller kritik değerlerinden daha düşük olması durumunda $H_0: p = 1$ fonksiyonu reddedilmektedir ve $H_1: p < 1$ fonksiyonu kabul edilmesiyle serinin birim kökü olmadığı bu sebeple serinin durağanlığı açığa çıkmaktadır (Hanedar vd. 2006). Durağanlığın testi için otokorelasyonun olup olmadığının tespitini sağlayan testlerden birisi de Durbin-Watson Testi’dir. Eğer Durbin-Watson Testi (d)=2 ise durağanlığın olduğunu belirtmektedir (Yalta 2011).

$$H_0: \rho = 0 \text{ ve } H_1: \rho \neq 0$$

$$d = \frac{\sum(u_t - u_{t-1})^2}{\sum u_t^2} \quad (1)$$

$$d = 2 (1 - \rho) \quad (2)$$

Aynı zamanda,

$$E(Y_t) = \mu \text{ (tüm t'ler için)}$$

$$\text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 (\text{tüm } t\text{'ler için})$$

$$\text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) = y_k \text{ sabit (tüm } t\text{'ler için tüm } k \neq 0 \text{ için)}$$

Zamanın boyuttunu dikkate aldığımızda, bir seride verilerin ortalaması, varyansı ve kovaryansının sabit kalması durumunda, serinin durağan olduğundan bahsedilebilir. Bu durumun oluşabilmesi için serinin yukarıda verilen 3 şartı sağlamasıyla durağanlığı ifade edilebilmektedir (Yalta 2011). Dickey-Fuller testi ile zaman serisi verilerinde birim kök bulunduğu (seriler durağan olmadığında) verilerden birinci, ikinci veya üçüncü dereceden fark alınarak veriler durağan yapılabilmektedir (Uzundumlu *et al.* 2022).

3. Uygun p ve q parametrelerinin belirlenmesinde, bilgi gerektirmeyen Otokorelasyon Fonksiyonu (ACF) ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu (PACF) kullanılır. Ancak, bu yöntemlerin yetersiz olduğu durumlarda, en iyi ARIMA modelini seçmek için AIC, BIC gibi bilgi gerektiren kriterler de devreye girmektedir (Mensah 2015; Yonar *et al.* 2021).

4. Kalıntılarla ilgili ACF ve PACF'yi çizerek seçilen en iyi modeldeki kalıntıların kontrol edilmesi yapılmakta eğer kalıntılar için beyaz gürültü aksi takdirde model değiştirilmesi gereklidir (Mishra *et al.* 2021). Yeni seçilen modelde, ilk dört özelliği sağlayan beyaz gürültü sağlayan model en iyi model olarak tahminlerin yapıldığı model olmaktadır.

Bir Otoregresif Hareketli Ortalama ARMA (p,q) ile gösterilmekte ve Otoregresif (AR) veya (p) Hareketli Ortalama (MA) veya (q) ile gösterilmektedir. Bu model, durağan serilerde rahatlıkla kullanılabilir. Otoregresif Birleşik Hareketli Ortalama ARIMA (p,d,q) ise durağan olmayan serilere uygulanmakta ve d durağanlığın sağlandığı değişimi belirtmektedir (Dönmez 2014). AR modeli zaman serisi içindeki bağımlı değişkenin kendinden önceki zaman verilerine bağımlı olduğu ve bu verilerin bağımlı bir fonksiyonu olduğunu ortaya koymaktadır (Ferah 2018). Basitçe bir AR modeli denklemi aşağıda Formül 3'te verilmiştir (Çelik, 2013).

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Yukarıda verilen model denklemi birinci dereceden AR (1) modeli göstermektedir. Denkleminde net olarak ifade edildiği üzere, y_t değişkeninin değeri, a_0 sabitine ek olarak a_1 ile çarpılan y_{t-1} bir önceki dönemdeki değerinin çarpımıyla elde edilen değere ve ε_t kestirilemeyen hata değerleri toplayla ifade edilir.

Model, daha yüksek derecelerde genişletildiğinde bir Artırılmış Gerçeklik (AR) modeli elde edilmektedir.

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

y_t = t zamanında öngörüsü yapılacak veri

$y_{(t-p)}$: değişik gecikme dönemlerindeki değişken verilerin değerini göstermekte

y_{t-1} = t zamanından bir önce oluşmuş verileri,
 y_{t-2} = t zamanından iki önce oluşmuş verileri,
 y_{t-3} = t zamanından üç önce oluşmuş verileri göstermektedir.

$a_0, a_1, \dots, a_p \longrightarrow$ AR modeli katsayılarını,

$\varepsilon_t \longrightarrow$ Hata değerlerinin toplamını göstermektedir.

ARIMA zaman serisi modelinin verilerinin işlenmesine başlanmadan önce excel'de zaman serileri verilerini bir sütunda t, t₁, t₂ ve t₃ serileri verilerini t baz alınarak üç dönemlik gecikme verileri aktarılarak değerlendirilmektedir (Uzundumlu *et al.* 2022). Denklem 4'te p=1 diğer ifadesiyle AR(1) 1. dereceden otoregresif bir model ve p=2 diğer ifadesiyle AR(2)'de 2. dereceden otoregresif bir model olarak belirtilmektedir. AR(p) yani p'ninci dereceden otoregresif serilerin covaryanslarının fonksiyonunu aşağıda verilmiştir (Yeşilyayla 2013; Mech 2017);

$$\gamma_h = \theta_0 + \theta_1\gamma_{h-1} + \theta_2\gamma_{h-2} + \dots + \theta_p\gamma_{h-p} + \varepsilon_t \text{ ve } h > 0 \quad (5)$$

AR(p) yani p'ninci dereceden otoregresif serilerin otokorelasyon fonksiyonunu aşağıda verilmiştir (Yeşilyayla 2013; Mech 2017);

$$\rho_h = \theta_0 + \theta_1\rho_{h-1} + \theta_2\rho_{h-2} + \dots + \theta_p\rho_{h-p} + \varepsilon_t \text{ ve } h > 0 \quad (6)$$

H₀ hipotezinin, durağanlık testleri için birim kök bulunmadığı ve alternatif bir hipotez sayılan H₁ ile kıyaslanmasıdır (Torun 2015). Bu testin açıklanması için uygulanan modelin denklemi aşağıda verildiği gibi düşünülür ise;

$$y_t = \rho y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

u_t = Rastgele hata terimi.

Modelin eşitliğinin her iki tarafından y_{t-1} çıkarılmasından,

$$y_t - y_{t-1} = (p - 1)y_{t-1} + u_t$$

$(p - 1) = y$ oluşmak üzere formül aşağıda verildiği gibi oluşmaktadır.

$$\Delta y_t = \gamma_{y_{t-1}} + u_t \quad (8)$$

Bir otoregresif model zaman serilerini tek başına bir tahmin modelini genelde oluşturamamaktadır. Zaman serisindeki gecikmeli bulunan hata terimi, son bulunan hata terimini etkiliyorsa model tasarımında hareketli ortalamada dikkate alınmalıdır (Yeşilyayla 2013). MA serisinin uygulanabilmesinde zaman serilerinin belirli bir gecikme sonrasında hızlı

bir düşüşle sıfıra yaklaşması, (PACF)'da üstel değerinin azalması beklenmektedir (SAS 2014; Kurtoğlu 2018). MA modellerinin tanımlanabilmesi (PACF)'e verileri incelenerek mümkündür. Otokorelasyonların sayısına bakılarak, kısmi otokorelasyon fonksiyonunun saf hareketli ortalama işleminden geometrik olarak sıfıra yaklaşması durumunda, q'nun değerinin istatistiksel olarak anlamlılığı belirlenebilir (Brooks 2008; Kohvakka 2017).

Sıradan bir MA modeli;

$$y_t = \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \quad (9)$$

Yukarıdaki denklem, birinci dereceden MA modelini açıklamaktadır. Denklemde görülebileceği gibi y_t değişkeninin bugünkü değeri, bugünkü hata değerinin θ değeriyle ifadesinin bir önceki dönem gecikme ε_{t-1} ile çarpılması sonucunda elde edilen değerler arasındaki farka eşittir. MA (q) modelinde, y_t 'nin ortalaması sıfır olduğunda ve $q > 0$ için $\gamma(q) > 0$ olan otokorelasyon fonksiyonu durağan süreçte ise, bu modelde q'uncu seviyede hareketli ortalama serisinin denklemi aşağıdaki gibi olacaktır: (Çelik 2013; Yeşilyayla 2013).

$$y_t = \mu + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (10)$$

Buradaki ε_t , WN (0, σ^2) denklemde verilen beyaz gürültü serisidir.

AR modeli, ACF üssel olarak azalması ile PACF belirli bir gecikme yasadıktan sonra sıfıra doğru düşmekte ve en son sıfır olmaktadır. MA modeli ise ACF belirli bir gecikme sonrasında sıfır olur iken, PACF üssel olarak azalma eğilimindedir. Anlaşıldığı üzere AR modeli ile MA modelinin ters bir ilişki içinde oldukları görülmektedir. Bazı zaman serileri modelleri bazen AR modeli ile MA modelini beraber içermekte bu da ACF ile PACF değerlerinin belirli bir gecikme ile kesintiye uğramadığı gibi sıfıra yaklaşma eğilimini yavaşta olsa devam ettirmektedir (Yüksel 2015).

'AR 've 'MA 'kombinasyonu durağanlık I(0) da olması durumunda ARMA, durağanlık I(1) veya I(2)'de oluşmasında ise ARIMA modeli oluşmaktadır (Mech 2017). ARMA modeli için uygulanacak denklem aşağıda verilmiştir.

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t - a_1 \varepsilon_{t-1} - a_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - a_q \varepsilon_{t-q} \quad (11)$$

ARMA modeli fonksiyonunda ise durağanlık olması dikkate alınınca aşağıda verildiği gibi ARIMA modeline dönüşmektedir (Çelik 2013).

$$y_t(a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p}) * (1 - B)^d + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (12)$$

Ayrıca Kadılar (2009) ARIMA modelinin denklemini (16)'da ki gibi ifade etmektedir.

$$1 - a_1B^1 - a_2B^2 \dots - a_pB^p) * (1 - B)^d y_t = (1 - \theta_1B^1 - \theta_2B^2 - \dots - \theta_qB^q) \varepsilon_t \quad (13)$$

$(1 - B)^d$ Terimini d'ninci derece fark alma işlemi olup, $(1 - B)^d y_t$ ifadesi ise $d=1$ için $By_t = y_{t-1}$ şeklinde yazılabilmektedir. Ayrıca $d=2$ için $B^2 y_t = y_{t-2}$ veya $B^1 y_{t-1} = y_{t-2}$ şeklinde yazılabilmektedirler.

$p=0$, $d=1$ ve $q=1$ olması durumundaki modeli ARIMA (0,1,1) yani $(1 - B)^{d=1} y_t = (1 - \theta B) \varepsilon_t$ olduğu için $y_t - By_t = \varepsilon_t - \theta B \varepsilon_t$ ise $y_t - y_{t-1} = \varepsilon_t - \varepsilon_{t-1}$ ve $y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}$ ve $-1 < \theta < 1$

$p=1$, $q=0$ ve $d=1$ olması durumundaki modeli ARIMA (1,1,0) yani $1 - a_1B^1 * (1 - B)^{d=1} y_t = \varepsilon_t$ olduğu için $(1 - B)^{d=1} y_t = y_t - By_t'$ ye eşit olmaktadır. İşlemin biraz daha açılmasıyla $(1 - B)^1 y_t = y_t - y_{t-1}$ eşitliğini oluşturmaktadır. $(1 - a_1B^1) * (y_t - y_{t-1}) = \varepsilon_t$ açılımının yapılması $y_t - y_{t-1} + (-a_1B^1)y_t + (a_1B^1)y_{t-1} = \varepsilon_t$ ve $y_t - y_{t-1} + a_1(-y_{t-1} + y_{t-2}) = \varepsilon_t$

$$y_t = y_{t-1} - a_1(-y_{t-1} + y_{t-2}) + \varepsilon_t \text{ veya}$$

$$y_t = y_{t-1} + a_1(y_{t-1} - y_{t-2}) + \varepsilon_t \text{ olmakta.}$$

$p=1$, $q=1$ ve $d=1$ olması durumundaki modeli ARIMA (1,1,1) yani $1 - a_1B^1 * (1 - B)^{d=1} y_t = (1 - \theta B) \varepsilon_t$ olduğu için $(1 - B)^{d=1} y_t = y_t - By_t'$ ye eşit olmakta, işlemin açılma işlemi artırılınca

$(1 - B)^1 y_t = y_t - y_{t-1}$ eşitliğini oluşturmaktadır. $(1 - a_1B^1) * (y_t - y_{t-1}) = \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}$ olur ve $y_t - y_{t-1} + (-a_1B^1)y_t + (a_1B^1)y_{t-1} = \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1}$

$$y_t - y_{t-1} + a_1(-y_{t-1} + y_{t-2}) = \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \text{ eşitliğini sağlamakta ve}$$

$$y_t = y_{t-1} - a_1(-y_{t-1} + y_{t-2}) + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \text{ veya } y_t = y_{t-1} + a_1(y_{t-1} - y_{t-2}) + \varepsilon_t - \theta \varepsilon_{t-1} \text{ olmaktadır.}$$

En uygun modelin tahmini

Zaman serisi analizi için en uygun yönteminin seçimi için AIC (Akaike Information Criterion), BIC (Bayesian Information Criterion), SBC (Schwarz's Bayesian Criterion), HQC (Hannan-Quinn Kriteri), MAE (Mean Absolute Error), MSE (Mean Squared Error), MAPE (Mean Absolute Percentage Error), SSE (Sum of Squared Estimate of Errors), DW (Durbin Watson Test), RMSEA (Root-Mean-Square Error of Approximation) ve R^2 (Coefficient of

Determination) kriterleri kullanılmasına karşın yaygın olarak AIC veya BIC kriterleri tercih edilmelidir (Uzundumlu *et al.* 2023).

Akaike Bilgi kriteri olarak isimlendirilen, Akaike Information Criteria (AIC) kullanılmakta ve modellerde en küçük AIC değeri olan model en uygun model olarak seçilmelidir (Ekmekci 2016). Aşağıdaki Formül (14)'te AIC ve Formül 15'te BIC hesaplamaları verilmiştir (Arando *et al.* 2021).

$$AIC = n * \ln(SSE/n) + 2m \quad (14)$$

Denklemden gözlem sayısı n, hatanın karelerinin toplamını SSE ve m, parametre sayısı (p+q)+ 1'dir. AIC katsayısı, verilere uyum kalitesindeki değişiklikleri ve iki model arasındaki parametre sayısı farklılıklarını tahmin etmekte kullanılmaktadır.

$$BIC(SIC) = n * \ln\left(\frac{SSR}{n}\right) + k * \ln(n) \quad (15)$$

Denklemden n, gözlem sayısıdır; SSR artıkların karelerinin toplamını ve k parametre sayısını ifade etmektedir.

$$SBC = -2 \log(L) + (m) \ln(n) \quad (16)$$

m=(p+q+P+Q) tahmin edilen parametrelerin sayısı ve L ARIMA modellerinin olasılık fonksiyonudur (Achite *et al.* 2021).

BIC kriterine benzerlik gösteren Hannan-Quinn Kriterinin formülü aşağıda vermiştir (Pincheira and Medel 2015).

$$HQC = n * \ln\left(\frac{SSR}{n}\right) + 2k * \ln(n) \quad (17)$$

Formül 18-21'de MAE, MSE, MAPE, R² hesaplamaları verilmiştir (Kalam *et al.* 2022).

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |X_{Ai} - X_{Ei}| \quad (18)$$

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_{Ai} - X_{Ei})^2 \quad (19)$$

$$MAPE = \frac{100}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{X_{Ai} - X_{Ei}}{X_{Ai}} \right| \quad (20)$$

$$R^2 = 1 - \frac{SSE}{SST} = 1 - \sum_{i=1}^n \frac{(X_{Ai} - X_{Ei})^2}{\left(\frac{X_{Ai} - \bar{X}_{Ai}}{\sqrt{n}} \right)^2} \quad (21)$$

Formül 22-23'te RMSE ve MPE hesaplamaları verilmiştir (Waiswa 2023).

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_{Ai} - X_{Ei})^2}{n}} \quad (22)$$

$$MPE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{X_{Ai} - X_{Ei}}{X_{Ai}} \right| \quad (23)$$

X_{Ai} : Gerçek değeri

X_{Ei} : tahmin edilen değeri

$\bar{X}_{Ai}$: Ortalama gerçek değeri

n: veri noktası sayısı

RMSEA, popülasyondaki uyumun bir ölçüsü olup popülasyondan kaynaklanan tutarsızlıkla ilgilenmektedir. Formül 23'te RMSEA hesabı verilmiştir (Gana and Broc 2019).

$$RMSEA = \sqrt{\frac{X^2 - df}{df(n-1)}} \quad (24)$$

X^2 , belirtilen ve tahmin edilen teorik modelin Ki kare değerini, df, belirtilen ve tahmin edilen teorik modelin serbestlik derecesini ve n örneklem büyüklüğünü ifade etmektedir.

Rekabet Durumunu Belirleme

Yoğunlaşma Oranı

Ele alınan ürün için piyasadaki en büyük genelde ilk dört ama bazen de sekiz, yirmi ve elli firmanın satış veya üretim değeri, katma değer, işleme veya sabit varlıklar gibi büyüklüklerinin sanayi toplamı içindeki payı olup, piyasadaki tekelleşme derecesini yani piyasa yapısını gösteren orandır. Bu oran %0'a yaklaştıkça tam rekabet, %50'den az ise monopollü rekabet, %50'den fazla ise oligopol ve tek firma varsa monopoldür. Örneğin piyasadaki ilk dört firmanın payı %50, %25 %15 ve %10 olursa toplamda %100 sanki monopolmüş gibi görünse de 4 firma olduğu için oligopoldür (Uzundumlu vd. 2019).

Herfindahl-Hirschman index (HHI) değeri.

En kapsamlı endüstri yoğunlaşma göstergelerinden biri olan Herfindahl-Hirschman Endeksi (HHI), piyasadaki serbest rekabet koşullarını bozan bir tekelleşme olup olmadığını sayısal olarak ölçer. Bu endeks, firmaların pazar paylarının yüzde cinsinden karelerinin toplamını alarak hesaplanır. Endeksin değeri, her endüstrinin özelliklerine göre değişir ve toplam değer belirlenmiş bir seviyenin üzerinde olması, rekabet koşullarının bozulduğunu gösterir. Eğer HHI değeri 1 000'den küçükse piyasada tam rekabet söz konusudur; 1 000 ile 1 800

arasında ise monopolistik rekabet; 1 801'den büyükse oligopol durum söz konusudur. Endeksin tam 10 000 olması ise mutlak tekelleşme anlamına gelir.

Örneğin piyasadaki ilk dört firmanın payı %50, %25 %15 ve %10 olursa

$HHI = 50^2 + 25^2 + 15^2 + 10^2 = 3450$ ise bu piyasa oligopoldür (Uzundumlu 2019).

En büyük beş üretici veya ihracatçı ülke için HHI ve CR hesaplaması aşağıda gösterilmiştir.

$$HHI = MS_1^2 + MS_2^2 + MS_3^2 + MS_4^2 + MS_5^2 \quad (25)$$

$$HHI^{-1} = 1 / HHI \quad (26)$$

$$CR_1 = MS_1 \quad (27)$$

$$CR_2 = MS_1 + MS_2 \quad (28)$$

$$CR_3 = MS_1 + MS_2 + MS_3 \quad (29)$$

$$CR_4 = MS_1 + MS_2 + MS_3 + MS_4 \quad (30)$$

$$CR_5 = MS_1 + MS_2 + MS_3 + MS_4 + MS_5 \quad (31)$$

MS_1 = Üretim veya ihracatta dünyada ilk sırada olan ülkenin yüzdesel payı

MS_2 = Üretim veya ihracatta dünyada ikinci sırada olan ülkenin yüzdesel payı

MS_3 = Üretim veya ihracatta dünyada üçüncü sırada olan ülkenin yüzdesel payı

MS_4 = Üretim veya ihracatta dünyada dördüncü sırada olan ülkenin yüzdesel payı

MS_5 = Üretim veya ihracatta dünyada beşinci sırada olan ülkenin yüzdesel payı

HH indeks ve yoğunlaşma oranlarına göre pazar durumları Tablo 1'de verilmiştir.

Tablo 1. HHI İndeks ve Yoğunlaşma Oranlarına Göre Pazar Durumları

Piyasalar	HHI	CR
Tam rekabet	0-0,0099	< %1
Tekelci (monopolü) rekabet	0,010-0,179	%1-49,9
Oligopol	0,18-0,99	%50-99,9
Monopol	1,00	%100

Kaynak: Krugman and Wells 2009.

Yoğunlaşma oranına göre endüstri koşulları değerlendirildiğinde, bu oran %0'a yaklaştıkça piyasada tam rekabet durumu söz konusudur; %50'den azsa monopolistik rekabet, %50'den fazla ise oligopol durumunu ifade eder. Eğer Herfindahl-Hirschman Endeksi (HHI) 1.000'den küçükse (%0,10'dan az) tam rekabeti göstermektedir; 1,00 ile 1,80 arasında (%0,10-0,18) monopolistik rekabeti; 1,80'den büyükse (%0,18'den fazla) oligopolü; ve 10,00'e eşitse (%1,00) mutlak tekelleşmeyi işaret etmektedir.

ARAŞTIRMA BULGULARI

Bu bölümde dünya ve lider ülkelerin buğday üretim ve ihracatındaki rekabet durumları onar yıllık dönemler itibari ile ele alınmıştır.

1961-2022 Yılı HHI ve CR Açısından Ülkelerin Buğday Üretim veya İhracatındaki Rekabet Durumu

HHI ve CR açısından üretim veya ihracattaki rekabet durumu Tablo 2, 3 ve 4'te verilmiştir

1961'den 2022'ye kadar buğday üretiminde lider ülkeler Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2. Dünya Buğday Üretiminde Yıllar İçerisinde Rekabet Durumu

Yıllar	HHI	HHI ⁻¹	CR ₁	CR ₂	CR ₃	CR ₄	CR ₅	Başlıca Üretici Ülkeler	Ülke Sayısı
1961-1970	0,10	10,27	26,08	39,02	47,40	53,16	57,94	SSCB, ABD, Çin, Kanada, Hindistan	95-97
1971-1980	0,09	10,95	22,83	36,33	48,00	55,16	59,87	SSCB ABD, Çin, Hindistan, Fransa	96-99
1981-1990	0,08	12,75	16,37	32,08	44,79	53,58	59,15	Çin, SSCB, ABD, Hindistan, Fransa	99-102
1991-2000	0,08	12,75	18,64	29,86	40,93	46,92	52,59	Çin, Hindistan, ABD, Fransa, Rusya	102-123
2001-2010	0,06	17,01	16,41	28,22	37,39	45,21	51,02	Çin, Hindistan, ABD, Rusya, Fransa	122-124
2011-2020	0,06	15,57	17,55	30,65	39,65	47,15	52,18	Çin, Hindistan, Rusya, ABD, Fransa	122-123
2021-2022	0,07	15,19	17,61	30,81	41,06	47,86	52,61	Çin, Hindistan, Rusya, ABD, Fransa	123-125
2023-2027	0,07	14,59	17,53	31,07	42,88	48,72	53,32	Çin, Hindistan, Rusya, ABD, Fransa	123-125

Kaynak: (FAOSTAT 2025)

1961-2022 yılları arasında dünya buğday üretiminde rekabetin yıllar içinde nasıl değiştiğini göstermektedir. HHI değerleri, 1961-1970 döneminde oldukça yüksekken, bu değer yıllar içinde azalarak 2021-2022 döneminde 0,07'ye düşmüştür. Bu düşüş, pazarın daha fazla ülkeye yayıldığını ve rekabetin arttığını göstermektedir. CR1-CR5 değerleri de benzer bir eğilim izleyerek, en büyük üreticilerin pazar paylarının azaldığını ve rekabetin daha geniş bir tabana yayıldığını işaret etmektedir. 1960'lı yıllarda Sovyetler Birliği, ABD, Çin gibi ülkeler başlıca üreticiler olarak öne çıkarken, sonraki yıllarda Hindistan, Rusya, Fransa gibi ülkeler de bu listeye eklenmiş, özellikle Hindistan'ın yükselişi dikkat çekmiştir. Ayrıca, buğday üretimi yapan ülke sayısı da önemli bir artış göstererek, 1961-1970 arasında 95-97 iken 2021-2022 döneminde 123-125'e ulaşmıştır. Bu veriler, dünya buğday üretiminde rekabetin zamanla arttığını ve pazarın daha fazla ülke arasında dengeli bir şekilde dağıldığını ortaya koymaktadır.

1961'den 2022'ye kadar buğday ihracatında lider ülkeler Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3. Dünya Buğday İhracatında Lider Ülkelerin Durumu

Yıllar	HHI	HHI ⁻¹	CR ₁	CR ₂	CR ₃	CR ₄	CR ₅	Başlıca İhracatçı Ülkeler	Ülke Sayısı
1961-1970	0,21	4,65	37,04	59,54	71,67	80,39	87,27	ABD, Kanada, Avustralya, SSCB, Fransa	49-51
1971-1980	0,24	4,20	41,81	60,80	73,15	82,93	87,57	ABD, Kanada, Avustralya, Fransa, SSCB	47-51
1981-1990	0,20	5,09	35,24	53,58	67,88	80,06	85,77	ABD, Kanada, Fransa, Avustralya, Arjantin	49-50
1991-2000	0,15	6,58	28,07	45,76	60,64	72,98	79,63	ABD, Kanada, Fransa, Avustralya, Arjantin	54-103
2001-2010	0,10	10,39	21,48	34,34	47,07	57,64	65,51	ABD, Fransa, Kanada, Avustralya, Rusya	99-101
2011-2020	0,08	12,86	14,90	29,48	41,53	52,12	61,38	ABD, Rusya, Kanada, Fransa, Avustralya	101-116
2021-2022	0,07	14,87	13,86	26,47	37,93	48,16	57,40	Avustralya, Rusya, ABD, Kanada, Fransa	110-117

Kaynak: (FAOSTAT 2025)

1961-1970’li yıllarda 49-51 ülkenin buğday ihracatı ile başlayan ve ABD’nin ihracat lideri iken 2011 sonrası incelendiğinde ABD liderliğini korurken SSCB’nin en büyük ülkesi olan Rusya ikinci ülke konumundadır. 2021-2022 yılları incelenirken Avustralya liderliğe yükselirken ABD üçüncü sıraya gerilerken Rusya ikinciliğini korumuştur. Son yıllarda buğday ihracatında önde gelen ülkeler %13,86 ile Avustralya, %12,61 ile Rusya, %11,46 ile ABD, %10,23 ile Kanada ve %9,24 ile Fransa olarak sıralanmıştır. 1961-1990 yılları arasında HHI indeksi 0,18’den büyük olduğu için oligopol piyasası, 1991 sonrası dönem için daha hızlı bir şekilde rekabet gücü azalarak monopollü rekabet piyasası özelliği göstermektedir. Yoğunlaşma indeksine göre ise ilk 5 ülkenin payı %50’den fazla olduğu için tüm dönemlerde oligopol piyasası özelliği göstermektedir.

Buğday ihracat miktarı ve ihracat değeri verileri incelendiğinde, bazı ülkelerin ihraç ettikleri buğdayın kalitesine dair dolaylı çıkarımlar yapmak mümkündür. Genel olarak, bir ülkenin ihracat değerinin ihracat miktarına oranla daha yüksek olması, bu ülkenin daha kaliteli veya talep gören buğday ürettiğini gösterebilir. Verilere göre, Rusya ve Ukrayna ihracat miktarlarına kıyasla daha yüksek ihracat değeri elde etmektedir. Bu durum, bu ülkelerin dünya pazarında yüksek talep gören veya kaliteli buğday ürettiklerini düşündürmektedir. Kanada ve ABD gibi geleneksel olarak kaliteli buğday üretimiyle bilinen ülkeler ise ihracat değerlerinde rekabet baskısı altında olabilir. Fransa ve Almanya ihracat miktarı ile değeri arasında dengeli bir dağılım gösterirken, Avustralya ve Hindistan gibi ülkelerin ihracat değerleri miktarlarına kıyasla daha düşük seviyededir. Bu da bu ülkelerin daha düşük fiyatlı ya da nispeten daha az kaliteli buğday ihraç ettiklerini gösterebilir. Ancak, buğday kalitesi yalnızca fiyatla değil, protein oranı, glüten seviyesi, sertlik ve yetiştirme koşulları gibi birçok faktörle de belirlenmektedir. Bu nedenle, verilerden elde edilen çıkarımlar piyasa dinamikleri ve talep faktörleriyle birlikte değerlendirilmelidir.

ARIMA Modeli ile 2023-2027 Yılı Buğday Üretim Tahminleri

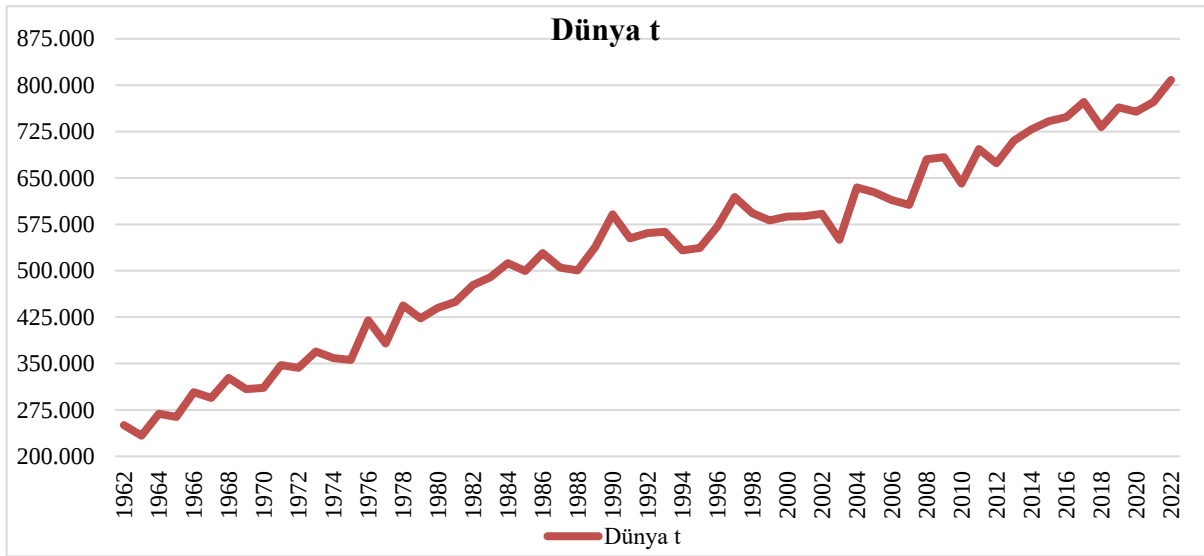
ARIMA zaman serisi modeliyle 2023-2027 yılı dünya buğday üretimi ve lider ülkeler için üretim tahminleri yapılmıştır.

Dünya için yapılan tahminler

Dünya için model belirleme

Durağanlık tespiti

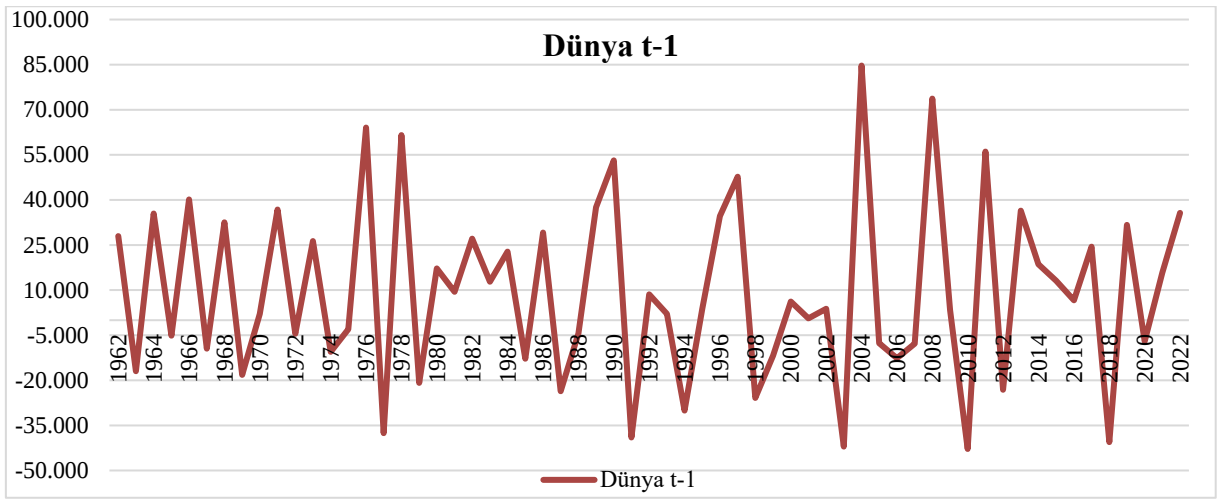
Şekil 1’de 1961-2022 üretim döneminde dünya buğday üretimi verilmiştir.



Şekil 1. 1961-2022 üretim döneminde Dünya buğday üretimi (bin ton)

Veriler durağan olmadığında verilerin 1, 2 veya 3 yıllık gecikmesi alınarak durağanlaştırılmaktadır. Şekil 3 incelendiğinde dünya buğday üretimi verilerinin durağan olmadığı görülmekte, ayrıca verilerin durağan olup olmadığını belirlemek için Genişletilmiş Dicky-Fuller (ADF) testi kullanılmış ve bu testin sonucunda 1961-2022 yıllarında dünya buğday üretim verilerinin durağan olmadığı tespit edilmiştir. Bu nedenle verilerin bir yıllık gecikmesi alınarak yani verilerin bir önceki yıla göre farkı alınarak bir yıllık fark ($d=1$) uygulanarak veriler durağanlaştırılmıştır. Dünya ile ilgili in durağan olmadığı tespit edilerek bir yıllık fark işlemi ($d=1$) uygulanarak veriler durağanlaştırılmıştır.

Şekil 2’de bir yıl gecikme dönemine ait Dünya buğday üretimi verilmiştir.



Şekil 2. Dünya durağan seri grafiği

Şekil 2 incelendiğinde artık veriler sürekli bir artış grafiği göstermemekte aynen kalp atışı ritmi gibi artış azalışları göstermekte yani verilerin artık durağanlaştığını göstermektedir.

Parametre tahminleri (En uygun modelin tahmini)

Tablo 4'te Dünya için parametre tahminleri verilmiştir.

Tablo 4. Dünya için Parametre Tahminleri 1

Değişken	DF	Tahmin	Se	t Değeri	Tahmin Pr > t	Değişken Sınıfı
Durağanlık	1	115 667 251	338 497 33	3,42	0,0012	
Dünyat₁	1	3454133	116 671 2	2,96	0,0045	t1
Dünyat₂	1	-0,4042	0,1332	-3,04	0,0036	
Dünyat₃	1	-0,2842	0,1269	-2,24	0,0292	

Parametre tahminleri tablosu, DF (Dickey-Fuller Birim Kök Testi) her parametre için tahmini değeri, tahmin için standart hatayı, t değerini ve gecikme dönemini de göstermektedir. Tablo 4'te görüldüğü üzere parametre tahminlerinde birinci fark işlemlerinde verilerin durağanlaştığı ve anlamlılık düzeyinin arttığı tespit edilmiştir.

Tablo 5'te Dünya için ARIMA prosedürleri verilmiştir.

Tablo 5. Dünya için ARIMA Prosedürü

Değişken ismi = Dünyat₁	
Fark alma dönemi (yıl)	1
Çalışma serisinin ortalaması (ton)	9 607 940
Standart sapma (ton)	29 507 227
Gözlem sayısı (yıl)	61
Fark alma ile azaltılan gözlem (yıl)	1

Dünya buğday üretiminin çalışma serisinin gözlem sayısı(yıl) 62-1=61 elde edilirken, verilerin 1 sene önceki değerlerinden çıkarılarak oluşturulan 61 yıllık değerlerin ortalaması 9 607 940 ton ve standart sapması 29 507 227 ton tespit edilmiştir.

Tablo 6’da Dünya için karesi alınmış kanonik korelasyon tahminleri belirtilmiştir.

Tablo 6. Dünya için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,2281	0,0007	0,0032	0,0073	0,0060	0,0086
AR 1	0,0693	0,0032	0,0003	0,0016	0,0115	0,0256
AR 2	0,0530	0,0073	0,0016	<,0001	0,0021	0,0005
AR 3	0,0068	0,0047	0,0110	0,0021	0,0011	0,0011
AR 4	0,0092	0,0003	0,0234	0,0005	0,0011	<,0001
AR 5	0,0569	0,0397	0,0188	0,0110	0,0061	0,0041

Tablo 6, Dünya için hesaplanan karesi alınmış kanonik korelasyon tahminlerini sunmakta olup, düşük gecikmeli AR (0) ve MA (0) kombinasyonunda en yüksek korelasyon değeri olan 0,2281 ile en güçlü ilişkinin anlık veriler arasında gerçekleştiğini göstermektedir. Genel olarak değerlendirildiğinde, tablodaki çoğu değer oldukça düşüktür; bu da zaman serileri arasındaki ilişkilerin zayıf ya da kısa vadeli olduğunu göstermektedir. Bazı istisnalar (örneğin AR(5), MA(1) kombinasyonundaki 0,0397 değeri) uzun gecikmelerin de zaman zaman etkili olabileceğini düşündürse de, elde edilen sonuçlar modellemede düşük gecikmeli AR ve MA bileşenlerine odaklanmanın daha anlamlı olacağını ortaya koymaktadır.

Tablo 7’de Dünya için SCAN Ki Kare [1] olasılık değerleri verilmiştir.

Tablo 7. Dünya için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	<,0001	0,8645	0,7145	0,5847	0,6222	0,5601
AR 1	0,0379	0,7152	0,8989	0,7947	0,4991	0,3124
AR 2	0,0730	0,5880	0,7947	0,9801	0,7662	0,9004
AR 3	0,5308	0,6348	0,5196	0,7689	0,8243	0,8416
AR 4	0,4681	0,9139	0,3195	0,8946	0,8435	0,9995
AR 5	0,0701	0,2161	0,4734	0,6169	0,7482	0,8144

En küçük kanonik (SCAN) korelasyon yönteminde ARMA işleminin sıraları geçici olarak tanımlanabilmektedir (SAS 2014). Tablo 7, Dünya için hesaplanan SCAN Ki Kare testine ait olasılık (p) değerlerini göstermekte olup, bu değerler zaman serileri arasındaki ilişkilerin istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını değerlendirmek için kullanılmaktadır; $p < 0,05$ olan değerler anlamlı kabul edilmektedir. Tabloda yalnızca AR(0), MA(0) kombinasyonundaki p değeri $<0,0001$ olup istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkiye işaret ederken, diğer tüm kombinasyonlarda p değerleri 0,05'in üzerinde olup bu da bu eşleşmelerde elde edilen ilişkilerin istatistiksel olarak anlamlı olmadığını göstermektedir. Bu sonuçlar, Dünya verisi için anlamlı ilişkilerin yalnızca düşük gecikmeli (özellikle AR(0), MA(0)) düzeyde ortaya çıktığını ve daha yüksek gecikmelerde bu ilişkilerin zayıfladığını ya da tesadüfi olabileceğini düşündürmektedir.

Tablo 8'de SCAN'da (0,3), (2,2) ve (4,0) tepe noktaları verilen dikdörtgen alandaki tüm bileşenler %5 için anlamsızdır.

Tablo 8'de Dünya için genişletilmiş örnek otokorelasyon işlevleri verilmiştir.

Tablo 8. Dünya için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	-0,4730	0,0260	-0,0553	0,0827	-0,0725	-0,0861
AR 1	-0,4368	-0,2759	-0,0219	0,0383	-0,0570	-0,0741
AR 2	-0,4997	-0,3813	-0,2402	0,0296	-0,0363	0,0091
AR 3	-0,3138	-0,3896	-0,1380	0,0775	-0,0307	0,0107
AR 4	-0,4840	0,0757	-0,2838	0,0461	-0,0771	-0,0033
AR 5	-0,3462	-0,1370	-0,2415	0,0228	-0,0772	-0,0542

Tablo 8, Dünya için hesaplanan genişletilmiş örnek otokorelasyon işlevlerini (EACF) göstermekte olup, bu değerler zaman serisinin hem kendi geçmişiyle (AR) hem de hata terimlerinin geçmiş değerleriyle (MA) olan ilişkilerini yansıtır. Tablo genelinde negatif otokorelasyon değerlerinin baskın olduğu görülmektedir; özellikle AR(0)–MA(0) (-0,4730), AR(2)–MA(0) (-0,4997) ve AR(4)–MA(0) (-0,4840) gibi kombinasyonlarda güçlü negatif ilişkiler dikkat çekmektedir. Buna karşılık, bazı kombinasyonlarda (örneğin AR(0)–MA(3) = 0,0827 ve AR(3)–MA(3) = 0,0775) zayıf pozitif otokorelasyonlar da gözlemlenmektedir. Bu yapı, Dünya verisinin özellikle düşük MA derecelerinde ve belirli AR gecikmelerinde belirgin negatif otokorelasyon eğilimleri taşıdığını ve bu durumun modelleme sürecinde dikkate alınması gerektiğini ortaya koymaktadır.

Tablo 9’da Dünya için ESACF olasılık değerleri verilmiştir.

Tablo 9. Dünya için ESACF Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0002	0,8662	0,7195	0,5922	0,6403	0,5805
AR 1	0,0007	0,0358	0,8815	0,8013	0,7530	0,6064
AR 2	0,0001	0,0034	0,1051	0,8416	0,8358	0,9579
AR 3	0,0169	0,0031	0,3488	0,5925	0,8707	0,9497
AR 4	0,0003	0,6385	0,0863	0,8007	0,7305	0,9855
AR 5	0,0096	0,3443	0,1531	0,8956	0,6765	0,7631

ESACF (Genişletilmiş örnek otokorelasyon fonksiyonu) yöntemi, otoregresif parametrelerin tekrarlanan EKK (en küçük karelere) bağlı olarak durağan veya durağan olmayan bir ARMA sürecindeki modelleri geçici olarak belirleyebilmektedir (SAS 2014).

Tablo 9’da Dünya için hesaplanan ESACF (Extended Sample Autocorrelation Function) olasılık değerlerini içermekte olup, bu değerler belirli AR ve MA gecikme kombinasyonlarının istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını test etmektedir; genellikle $p < 0,05$ olan değerler anlamlı kabul edilmektedir. Tablo incelendiğinde, özellikle AR(0)–MA(0) ($p = 0,0002$), AR(1)–MA(0) ($p = 0,0007$), AR(2)–MA(0) ($p = 0,0001$) ve AR(2)–MA(1) ($p = 0,0034$) gibi düşük gecikmeli kombinasyonlarda anlamlı sonuçlar elde edilmiştir. Bu durum, Dünya verisinde kısa vadeli AR-MA yapılarının önemli olduğunu ve modelleme sürecinde özellikle bu gecikmelere odaklanılması gerektiğini göstermektedir. Diğer gecikme kombinasyonlarında p değerlerinin çoğunlukla $0,05$ ’in üzerinde olması, bu bölgelerdeki ilişkilerin istatistiksel olarak anlamlı olmadığını ve model açısından dikkate alınmalarının gereksiz olabileceğini ortaya koymaktadır.

Tablo 10’da Dünya için minimum bilgi ölçütüne ilişkin olasılık değerleri tabloda sunulmuş ve modellerin karşılaştırılmasında değerlendirme kriteri olarak kullanılmıştır.

Tablo 10. Dünya için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	34,31006	33,98421	34,04388	34,1058	34,16677	34,20923
AR 1	34,1372	34,05024	34,10488	34,16547	34,22504	34,26511
AR 2	34,12293	34,1149	34,16094	34,13784	34,18843	34,22625
AR 3	34,13206	34,16228	34,17919	34,19604	34,25582	34,28956
AR 4	34,19201	34,2244	34,2394	34,24286	34,30999	34,35692
AR 5	34,23593	34,26609	34,24498	34,26809	34,30776	34,37422

Not: p=1 ve q= 0 alınmıştır..

Tablo 10’da Dünya için çeşitli AR ve MA gecikme kombinasyonlarına göre hesaplanan Minimum Bilgi Ölçütü (muhtemelen AIC veya BIC) değerlerini göstermekte olup bu değerler, modellerin karşılaştırılmasında kullanılarak en uygun modelin belirlenmesine yardımcı olmaktadır. Daha düşük değer daha iyi model uyumuna işaret etmektedir. Tablo incelendiğinde, en düşük bilgi ölçütü değeri AR(2), MA(0) kombinasyonunda 34,12293 ile elde edilmiştir, bu da bu modelin diğerlerine kıyasla daha iyi bir denge sunduğunu göstermektedir. Genel olarak gecikmeler arttıkça bilgi ölçütü değerleri de artmakta, bu da model karmaşıklığının veriyle uyumlu hale gelmediğini ve aşırı uyum (overfitting) riskinin yükseldiğini göstermektedir. Bu nedenle, Dünya verisi için en uygun modelin AR(2), MA(0) yapısında olduğu söylenebilir.

Tablo 11’de ARMA deneme sıralama ölçütlerinin sonuçları sunulmuştur.

Tablo 11. Dünya için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri

SCAN			ESACF		
p+d	q	BIC	p+d	q	BIC
0	1	33,98421	0	1	33,98421
2	0	34,12293	2	2	34,16094
			3	2	34,17919
			4	1	34,22440

Minimum Tablo Değeri: BIC(0,1) = 33,98, %5 önem seviyesinde

Tablo 11’de Dünya için ARMA (p+d, q) model önerilerine dayalı BIC değerlerini sunmakta ve bu değerler modelin uyumunu değerlendirmek için kullanılmakta daha düşük BIC

değeri daha iyi bir model uyumunu göstermektedir. BIC değerinden SCAN ve ESACF ile 6 en iyi model katsayıları belirlenmiş olup bu p ve q değerlerinden en küçük BIC'e göre ARIMA (0,1,1) en iyi model olarak görünmesine rağmen AIC, DW, MSE, R^2 vb. kriterler bir sonraki tablolarda dikkate alınarak en iyi model belirlenmiştir

Tablo 12'de Genişletilmiş Dickey-Fuller kök testleri verilmiştir.

Tablo 12. Dünya için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri

Type	Gecikmeler	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	5	-13,9200	0,0072	-2,05	0,0393		
	6	-7,0970	0,0612	-1,64	0,0950		
	7	-2,4227	0,2817	-1,04	0,2663		
	8	-1,1827	0,4389	-0,74	0,3905		
Single Mean	5	54,5506	0,9999	-4,90	0,0002	11,99	0,0010
	6	51,5422	0,9999	-4,05	0,0024	8,21	0,0010
	7	-128,511	0,0001	-2,56	0,1082	3,28	0,2453
	8	-17,5212	0,0135	-1,80	0,3765	1,63	0,6591
Trend	5	52,3750	0,9999	-4,91	0,0010	12,11	0,0010
	6	49,1002	0,9999	-4,03	0,0134	8,19	0,0110
	7	-195,358	0,0001	-2,56	0,2983	3,30	0,5253
	8	-19,8499	0,0448	-1,83	0,6767	1,67	0,8427

Tablo 12'de ARIMA (p,1,q) için birim kök testi yürütülmüştür. Bu seride hareketli ortalamayı yakalayabilmek için çok sayıda gecikme farkı alınması uygun olmaktadır. Bu nedenle 5, 6, 7 ve 8 gecikmeli terimler kullanılarak otokorelasyonu yakalamak gerekmektedir. Üç aşamada da parametreler anlamlı olduğu için seriler durağan olmakta böylece H_0 hipotezi (birim kök varlığı) reddedilmektedir. Stadnytska *et al.* (2008) ADF testi ile aynı anda üç boş hipotez test istatistiklerinin önemli olması birim kökün olmadığını gösterdiğini yani serinin durağan oluşunu ifade ettiğini belirtmiştir. ADF testinin sonuçları (p, 1, q) modeli ile farkı alınmış serilere SCAN ve ESACF uygulanmalarındaki p ve q değerleri ile birçok alternatif içerisinden en uygunu modeli verecek seçenekleri azaltmaya imkân vermektedir.

Tablo 13'te, p ve q değerlerine göre yapılan sıralama ölçüt testlerine ilişkin bilgiler sunulmaktadır. Bu testler, belirli parametreler olan p (örneğin, örneklem büyüklüğü) ve q (örneğin, belirli bir durumun gözlemlenme sıklığı) değerlerine dayalı olarak verilerin nasıl sıralandığını ve bu sıralamanın hangi kriterlere göre yapıldığını ortaya koymaktadır. Testler, p ve q değerlerinin farklı kombinasyonlarına göre sıralamanın nasıl değiştiğini inceleyerek, araştırılan fenomenin daha doğru bir şekilde analiz edilmesine olanak sağlar. Bu sıralama

ölçütleri, kullanılan verilerin güvenilirliğini ve anlamlılığını değerlendirmede önemli bir rol oynamaktadır.

Tablo 13. Dünya için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri

p	q	BIC	MSE	SBC	MAE	MAPE	DW	AIC	HQC	R ²
0	1	33,98	60,13	2 178	2 010	174,57	1,98	2 175	2 177	0,52
1	0	34,12	69,88	2 187	2 118	93,92	2,23	2 185	2 186	0,74
2	0	34,16	70,02	2 187	2 129	155,8	2,24	2 185	2 186	0,73
3	0	34,17	68,63	2 186	2 097	94,92	2,26	2 184	2 185	0,74
4	0	34,22	59,80	2 177	2 006	196,39	1,98	2 175	2 177	0,51

Not: MSE değerleri 10¹⁰, MAE değerleri 10⁵ ve MAPE değerleri 10² ile çarpılmalıdır.

Tablo 13'te, model değerlendirmesinde kullanılan çeşitli kriterler ve istatistiksel ölçütler yer almaktadır. Bunlar arasında MSE, SBC, MAE, MAPE, AIC, ve HQC gibi ölçütler bulunmaktadır. Bu ölçütlerin daha küçük değerler alması, modelin daha iyi bir uyum sağladığını ve tahminlerin daha doğru olduğunu göstermektedir. Ayrıca, DW istatistiğinin 2'ye yakın olması, verilerdeki otokorelasyonun minimal düzeyde olduğunu, yani hata terimlerinin birbirleriyle ilişkisiz olduğunu ve modelin doğruluğunu artıran bir özelliğe sahip olduğunu ortaya koymaktadır. Bu koşullar altında, modelin güvenilirliği ve geçerliliği artmaktadır. Regresyon analizinde yüksek R² sonuçları modelin performansı açısından önemli olmaktadır. Bu değerler dikkate alındığında her bir kriter için en uygun modeller işaretlendiğinde 9 kriterden 6'sında en iyi olan model ARIMA (4,1,1) olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 14'te koşullu en küçük kareler yöntem tahmini verilmiştir.

Tablo 14. Dünya için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini

Parametre	Tahmin	Se	t Değeri	Approx Pr > t	Gecikme
MU	9 270 794,9	1 098 068.8	8,44	<,0001	0
MA1,1	0,68332	0.09835	6,95	<,0001	1
AR1,1	0,06070	0.13611	0,45	0,6573	4
Sabit Tahmini		870 802 8			
Varyans Tahmini		6,147E14			
Se Tahmini		247 937 33			
AIC		2 253,219			
SBC		2 259,551			
Kalıntı Sayısı		61			

Tablo 14’te Dünya verisi için koşullu en küçük kareler (Conditional Least Squares - CLS) yöntemiyle yapılan tahminleri göstermektedir. Bu tablo, modelin parametre tahminlerini, standart hata (Se), t-değerlerini, p-değerlerini ($Pr > |t|$) ve bazı model değerlendirme kriterlerini içermektedir. Öne çıkan parametreler arasında MU (9 270 794,9), MA1,1 (0,68332) ve AR1,1 (0,06070) yer alırken, MA1,1 ve MU parametrelerinin p-değerleri <0.0001 ile çok anlamlı olduğu, ancak AR1,1 parametresinin p-değeri 0,6573 ile istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Modelin AIC (2253,219) ve SBC (2259,551) değerleri de, modelin uyumunun değerlendirilebilmesi için kullanılmakta olup daha düşük AIC ve SBC değerleri, modelin daha iyi uyum sağladığını göstermektedir. Varyans Tahmini (6,147E14) ve Se Tahmini (247 937 33) ise modelin hata terimleri ile ilgili tahmin edilen değerlerdir. Genel olarak, modelin AR1,1 parametresinin anlamlı olmadığı ve modelin genel olarak iyi bir uyum sağladığı söylenebilir.

Tablo 15’te Dünya için korelasyon parametre tahmini verilmiştir.

Tablo 15. Dünya İçin Korelasyon Parametre Tahminleri

	Parametre	MU	MA1,1
MU	1,000	-0,003	-0,011
MA1,1	-0,003	1,000	0,224
AR1,1	-0,011	0,224	1,000

Değişkenlerin kendi aralarındaki korelasyonun 1 ve değişkenlerin farklı değişkenlerle ilişkilerinin 1 olmaması beklenmekte bu nedenle yapılan tahminlerde korelasyonun düşük olduğu görülmektedir.

Tablo 15, dünya verisi için hesaplanan korelasyon parametre tahminlerini göstermektedir. MU (1,000), MA1,1 (-0,003) ve AR1,1 (-0,011) arasındaki korelasyonların oldukça düşük olması parametreler arasında çok güçlü bir ilişki bulunmadığını göstermektedir. MA1,1 ile AR1,1 arasında ise 0,224'lük bir pozitif korelasyon görülmektedir bu da bu iki parametre arasında orta düzeyde bir ilişki olduğunu göstermektedir. Diğer parametre çiftleri arasında yer alan düşük negatif korelasyonlar, modellerdeki bu parametrelerin birbirlerinden bağımsız çalıştığını ve birbirlerini fazla etkilemediklerini ortaya koymaktadır. Genel olarak, parametreler arasındaki düşük korelasyonlar, modelin parametrelerinin bağımsız bir şekilde hareket ettiğini ve birbirlerine bağlı olmayan bir yapıya sahip olduğunu göstermektedir.

Tablo 16’da Dünya için kalıntıların otokorelasyon kontrolü verilmiştir.

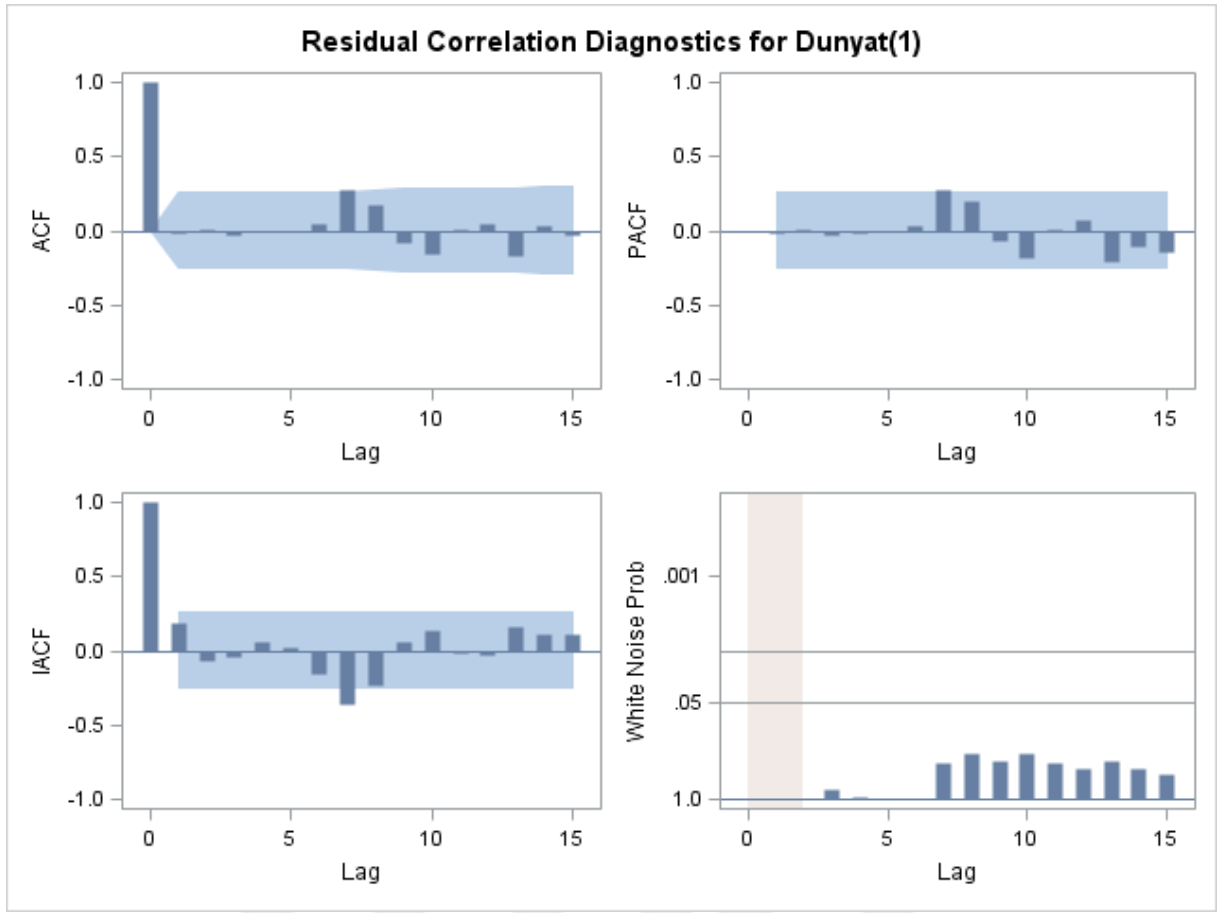
Tablo 16. Dünya için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü

Gecikme	Chi-Sq	DF	Pr > ChiSq	Otokorelasyon					
6	0,23	4	0,9939	-0,016	0,004	-0,037	-0,011	-0,011	0,039
12	10,57	10	0,3918	0,279	0,172	-0,080	-0,164	0,007	0,043
18	15,65	16	0,4775	-0,165	0,038	-0,030	-0,070	-0,093	0,132
24	23,21	22	0,3901	0,019	-0,148	-0,153	-0,072	-0,129	0,099

Tablo 16, Dünya verisi için kalıntıların (residuals) otokorelasyon kontrolünü yapmaktadır. Bu tablo, farklı gecikme (lag) sürelerinde kalıntıların otokorelasyonlarını ve buna ilişkin Chi-kare test sonuçlarını sunmaktadır. Chi-kare değerleri ve Pr > ChiSq p-değerleri, kalıntılardaki otokorelasyonun istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını değerlendirmekte; p-değeri 0,05'ten küçükse, kalıntılarda otokorelasyonun anlamlı olduğu kabul edilmektedir. Tabloya göre, gecikmelerin tümünde p-değerleri (0,9939, 0,3918, 0,4775, 0,3901) oldukça yüksek olmakta ve bu durum kalıntıların otokorelasyonunun anlamlı olmadığını, yani modelin iyi bir uyum sağladığını ve kalıntıların rastgele dağıldığını göstermektedir. Kalıntıların otokorelasyonlarının oldukça düşük (pozitif ve negatif küçük değerler) olması modelin iyi bir şekilde kalıntıları serbest bıraktığını ve güçlü bir yapısal ilişki olmadığını belirtmektedir. Sonuç olarak, modelin kalıntıları anlamlı otokorelasyon taşımamakta ve modelin düzgün bir şekilde çalıştığı söylenebilmektedir.

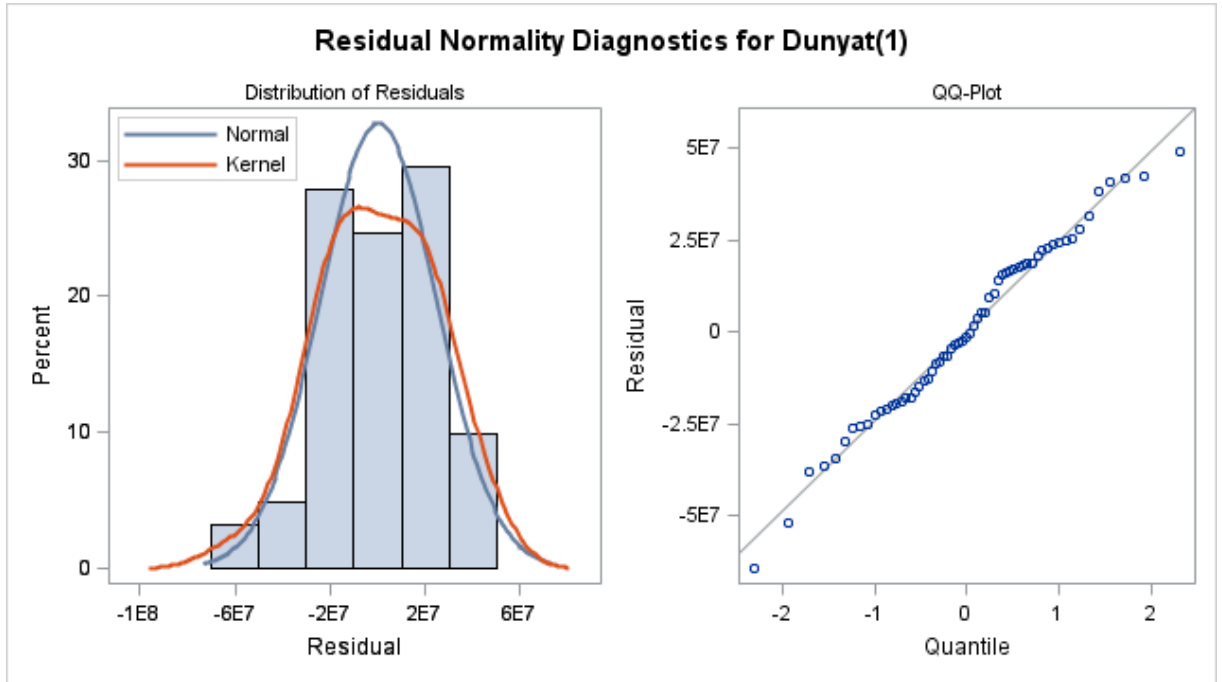
Bu modeldeki artıkların görsel incelemesi, Şekil 3 ve Şekil 4'te sunulmaktadır.

Şekil 3'te Dünya için kalıntı korelasyon göstergeleri verilmiştir.



Şekil 3. Dünya için kalıntı korelasyon göstergeleri

Şekil 4'te Dünya için kalıntı normal göstergeleri verilmiştir.



Şekil 4. Dünya için kalıntıların normallik kontrolü

Artıkların olduğu H_0 hipotezinin reddedilemeyeceğini beyaz gürültü ile korelasyon testi grafikleri göstermektedir. Normal dağılımdan sapmaların olup olmadığı, normallik grafiklerinde açıkça gözlemlenmektedir. Bu analiz sonucunda, ARIMA (4,1,1) modelinin, dünya buğday üretimi serisindeki değişimleri açıklamak için yeterli olduğu sonucuna varılmaktadır.

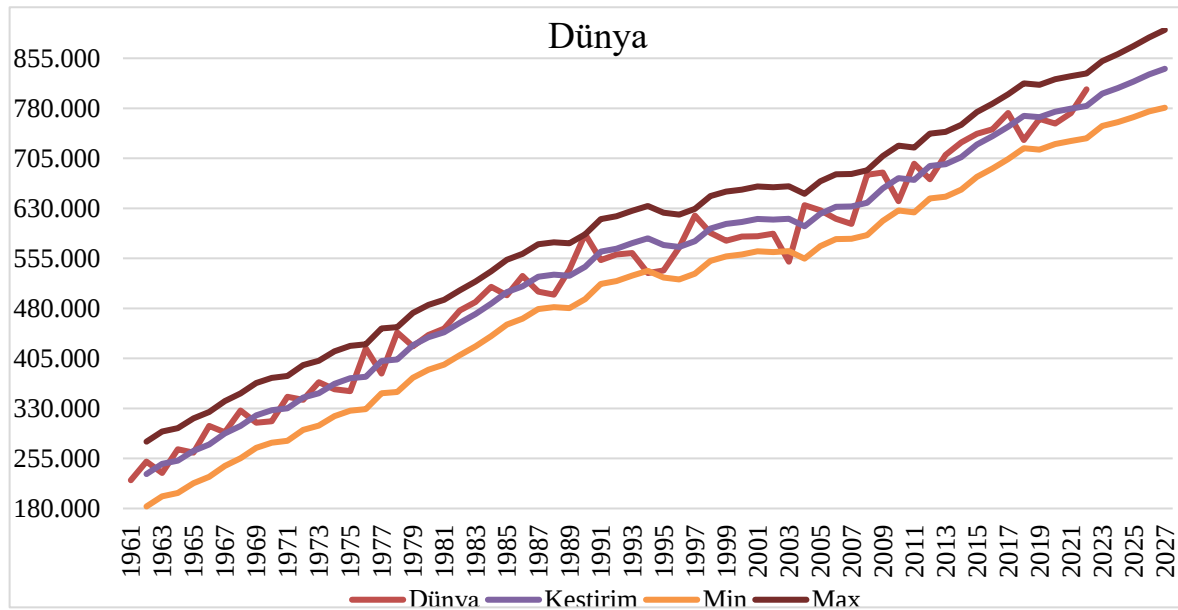
Tablo 17’de Dünya için öngörü ortalaması gecikme AR ve MA faktörüne 1 değeri atanmıştır.

Tablo 17. Dünya için Tahmin Ortalaması Gecikme AR ve MA Faktör 1 Değerleri

Tahmin Ortalaması (bin ton)	9 270 795
Gecikme Değeri (yıl)	1
AR faktör 1 Değeri	$1 - 0,0607 B^{**}(4)$
MA faktör 1 Değeri	$1 - 0,68332 B^{**}(1)$

Dünya için tahmin ortalaması 9 270 795 ton, gecikme değeri 1, AR faktör 1 değeri $1 - 0,0607 B^{**}(4)$ ve MA faktör 1 değeri $1 - 0,68332 B^{**}(1)$ olarak belirlenmiştir. Gecikme değeri 1 yıl olarak belirlenmiş olup, model geçmiş yılın verisini referans almaktadır. AR (faktörü, dördüncü gecikmede etkili olacak şekilde $1 - 0,0607 B^4$, yani geçmişin dördüncü dönemine düşük ağırlıklı bir bağlılık göstermektedir. MA faktörü ise birinci gecikmede etkili olup $1 - 0,68332 B^1$ şeklindedir; bu da modelin hata terimlerinin bir önceki yıla güçlü bir şekilde bağlı olduğunu göstermektedir. Sonuç olarak, bu yapı Dünya verileri için bir yıl gecikmeli, özellikle MA bileşeni baskın olan bir ARMA modelini yansıtmaktadır.

Şekil 5’te Dünya için 1961-2027 yılları buğday üretim öngörüsü verilmiştir.



Şekil 5. 1961-2027 yıllarında Dünya’nın buğday üretim öngörüsü (bin ton)

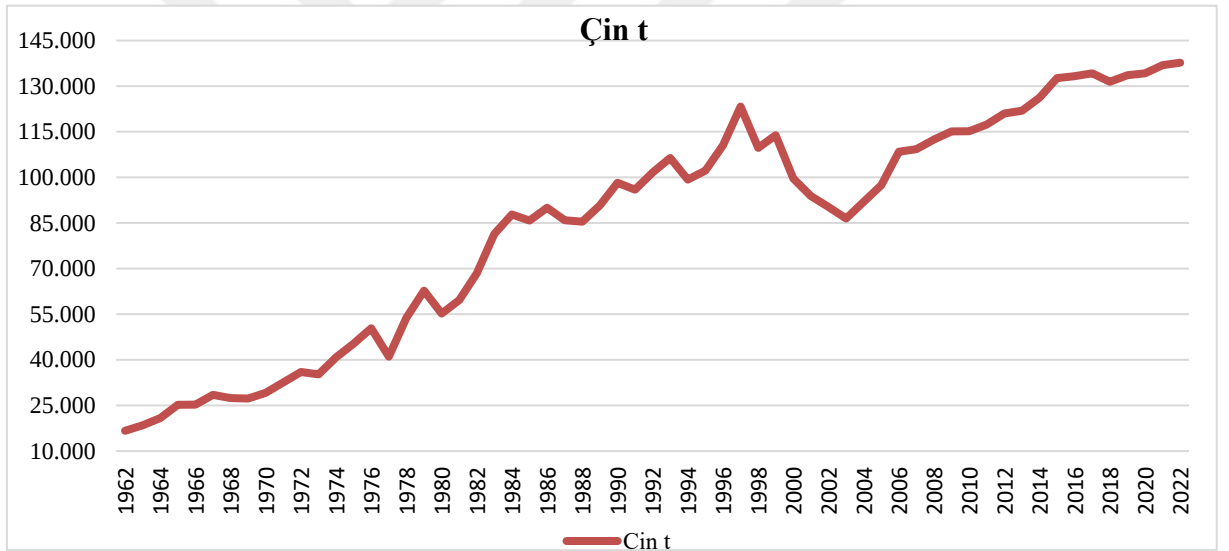
Şekil 5'te Dünya'da 1961-2022 yıllarında buğday üretim verilerine bakılarak 2023-2027 dönemindeki buğday üretim tahminlerinin ortalaması, minimum ve maksimum değerleri belirtilmiştir. Dünya buğday üretim 1961'de 222,3 milyon ton ve 2022 yılında 808,4 milyon tondur. Dünya buğday üretimi 2023-2027 yılları 5 yıllık ortalama göre 820,5 milyon ton olması beklenirken, minimum ortalama üretim 767,2 milyon ton ve maksimum ortalama üretim 873,8 milyon ton olarak öngörülmüştür.

Çin yapılan tahminler

Çin için model belirleme

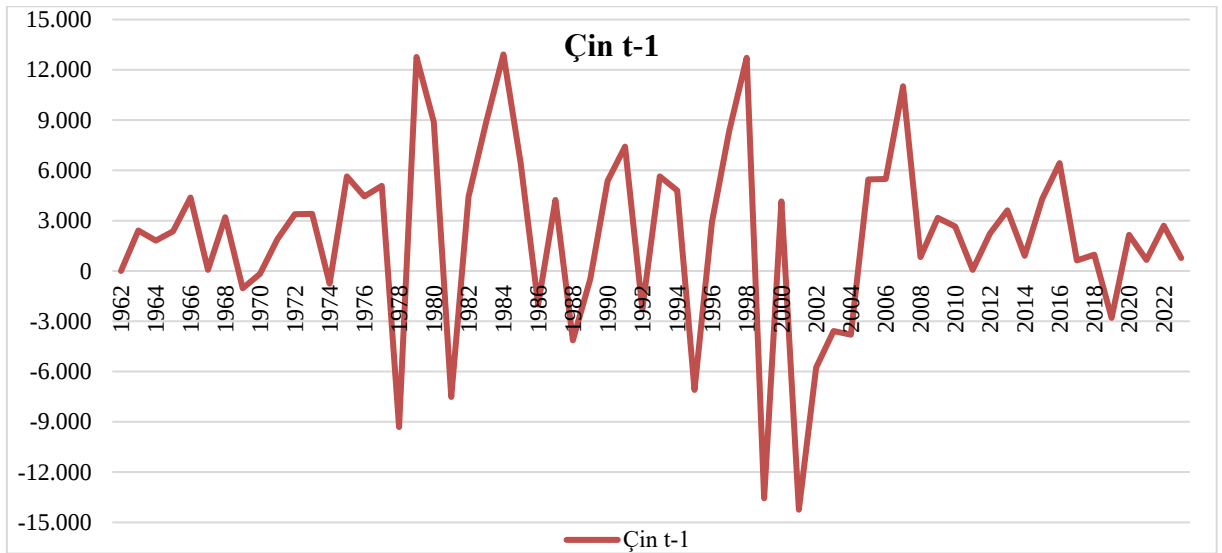
Durağanlık tespiti

ARIMA modelinin ilk aşamasında durağanlık testi yapılmakta olup Çin için 1961-2022 yılı buğday üretim verileri dikkat edildiğinde verilerin durağan olmadığı Şekil 6'da görüldüğü gibi belirlenmiştir.



Şekil 6. 1961-2022 döneminde Çin Buğday üretimi (bin ton)

Şekil 7'de görüldüğü gibi Çin buğday üretim verileri durağan olmadığı için verilere bir yıllık gecikme (fark) işlemi uygulanarak durağanlaştırılmış böylece $d=1$ olduğunda durağanlık sağlanmıştır.



Şekil 7. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Çin buğday üretimi (bin ton)

Verileri durağan yapmak için bir yıllık gecikmesi yapılmış ve Şekil 7’deki gibi durağanlaştırılarak trend görünümü yerine artış ve azalışların olduğu durağan gösterim elde edilmiştir. İspanya ile ilgili verilerin durağan olmadı tespit edilerek bir yıllık geçiş ($d=1$) uygulanarak veriler durağanlaştırılmıştır.

Çin için parametre tahminleri (En uygun modelin tahmini)

Tablo 18’de Çin buğday için parametre tahminleri

Tablo 18. Çin için Parametre Tahminleri

Değişken	DF	Tahmin	Se	t Değeri	Tahmin $Pr > t $	Değişken Sınıfı
Durağanlık	1	5 202 011	1 936 556	2,69	0,0095	
t₁	1	241 919	144 348	1,68	0,0993	t1
ICint1	1	-0,1301	0,0674	-1,93	0,0585	
ldCint1_1	1	0,0305	0,1337	0,23	0,8204	

Tablo 18’de Çin için DF tahmini değeri, tahmin için standart hatayı, t değerini ve gecikme dönemini de göstermektedir. Böylece parametre tahminlerinde birinci fark işlemlerinde verilerin durağanlaştığı ve anlamlılık düzeyinin arttığı tespit edilmiştir.

Tablo 19’da Çin için ARIMA prosedürleri verilmiştir.

Tablo 19. Çin için ARIMA Prosedürü

Değişken ismi = Çint _t	
Fark alma dönemi (yıl)	1
Çalışma serisinin ortalaması (milyon adet)	2 024 098
Standart sapma (milyon adet)	5 476 325
Gözlem sayısı (yıl)	61
Fark alma ile azaltılan gözlem (yıl)	1

Tablo 19’da Çin’de buğday üretiminin çalışma serisinin gözlem sayısı $62-1=61$ elde edilirken, 1 yıl önceki değerlerinden çıkarılarak oluşturulan 61 yıllık değerlerin ortalaması 2 024 098 ve standart sapması 5 476 325 belirlenmiştir.

Tablo 20. Çin için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0008	<,0001	0,0004	0,0001	0,0236	0,0296
AR 1	<,0001	0,0004	0,0002	0,0003	0,0061	0,0534
AR 2	0,0004	0,0002	0,0003	<,0001	0,0024	0,0413
AR 3	0,0001	0,0003	<,0001	0,0007	0,0008	0,0464
AR 4	0,0236	0,0060	0,0023	0,0007	0,0010	0,0463
AR 5	0,0348	0,0554	0,0448	0,0493	0,0511	0,0384

Tablo 20’de, tüm öğelerin %5 güvenle anlamlı olduğu dikdörtgen bölge vardır. Bu bölgenin tepe noktası (3,3)'dir,

Tablo 21’de Çin için SCAN Ki Kare [1] olasılık değerleri verilmiştir,

Tablo 21. Çin için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,8203	0,9975	0,8823	0,9336	0,2436	0,2053
AR 1	0,9974	0,8838	0,9308	0,8895	0,6231	0,1348
AR 2	0,8820	0,9324	0,8895	0,9999	0,7772	0,2392
AR 3	0,9267	0,8901	0,9961	0,8540	0,8769	0,2315
AR 4	0,2433	0,6227	0,7755	0,8774	0,8634	0,2784
AR 5	0,1593	0,1101	0,2121	0,2381	0,2793	0,3013

Tablo 22’de Çin için genişletilmiş örnek otokorelasyon işlevleri verilmiştir.

Tablo 22. Çin için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	-0,0291	0,0004	-0,0193	-0,0109	-0,1521	-0,1702
AR 1	-0,0147	-0,0016	-0,0143	-0,0022	-0,0596	-0,1570
AR 2	-0,0217	-0,3689	0,0044	-0,0030	-0,0166	-0,1722
AR 3	-0,4493	-0,1268	0,0021	-0,0036	-0,0014	-0,1672
AR 4	-0,0766	-0,1302	-0,0013	-0,0837	0,0008	-0,1720
AR 5	-0,4968	0,2604	-0,1637	0,1028	-0,1189	-0,1739

Tablo 23'te Çin için ESACF olasılık değerleri verilmiştir.

Tablo 23. Çin için ESACF Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,8204	0,9975	0,8805	0,9321	0,2354	0,1944
AR 1	0,9094	0,9902	0,9252	0,9868	0,7093	0,3387
AR 2	0,8676	0,0051	0,9733	0,9820	0,9217	0,3446
AR 3	0,0006	0,3350	0,9875	0,9788	0,9937	0,3639
AR 4	0,5628	0,3276	0,9924	0,5533	0,9966	0,3581
AR 5	0,0002	0,1093	0,3404	0,5535	0,4841	0,3549

Tablo 24'te Çin için minimum bilgi ölçütüne ilişkin olasılık değerleri tabloda sunulmuş ve modellerin karşılaştırılmasında değerlendirme kriteri olarak kullanılmıştır.

Tablo 24. Çin İçin Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,8204	0,9975	0,8805	0,9321	0,2354	0,1944
AR 1	0,9094	0,9902	0,9252	0,9868	0,7093	0,3387
AR 2	0,8676	0,0051	0,9733	0,9820	0,9217	0,3446
AR 3	0,0006	0,3350	0,9875	0,9788	0,9937	0,3639
AR 4	0,5628	0,3276	0,9924	0,5533	0,9966	0,3581
AR 5	0,0002	0,1093	0,3404	0,5535	0,4841	0,3549

Not: p=1 ve q= 0 alınmıştır..

Tablo 25'te Çin için ARMA (p+d, q) deneme sıralama ölçüt testleri verilmiştir.

Tablo 25. Çin İçin ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri

SCAN			ESACF		
p+d	q	BIC	p+d	q	BIC
0	0	31,02065	0	0	31,02065
			3	1	31,28366
			4	0	31,28434

Minimum Tablo Değeri: BIC(0,0) = 31,02, %5 önem seviyesinde

Tablo 26’da Çin için Genişletilmiş Dickey-Fuller kök testleri verilmiştir.

Tablo 26. Çin İçin Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri

Type	Gecikmeler	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	5	-41,7724	<,0001	-2,75	0,0067		
	6	-11,9767	0,0131	-1,85	0,0619		
	7	-10,3501	0,0218	-1,67	0,0896		
	8	-6,8428	0,0662	-1,40	0,1493		
Single Mean	5	115,0975	0,9999	-3,95	0,0031	7,81	0,0010
	6	-118,378	0,0001	-2,77	0,0695	3,83	0,1066
	7	-521,522	0,0001	-2,65	0,0886	3,52	0,1844
	8	-99,3574	0,0005	-2,28	0,1829	2,59	0,4179
Trend	5	102,6576	0,9999	-4,00	0,0142	8,01	0,0145
	6	-184,622	0,0001	-2,85	0,1851	4,11	0,3668
	7	406,6253	0,9999	-2,79	0,2088	3,94	0,3998
	8	-373,694	0,0001	-2,42	0,3645	2,97	0,5882

Tablo 26’daki test sonuçları göstermiştir ki üç aşamada da parametreler anlamlı olduğu için seriler durağan olmakta böylece H_0 hipotezi (birim kök varlığı) reddedilmektedir.

Tablo 27’da Çin için belirlenen p ve q değerlerine dayalı olarak sıralama ölçüt testlerinin sonuçları sunulmuş, böylece farklı ARIMA modellerinin performansları karşılaştırılarak en uygun modelin belirlenmesine olanak sağlanmıştır..

Tablo 27. Çin İçin p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri

p	q	BIC	MSE	SBC	MAE	MAPE	DW	AIC	HQC	R ²
0	0	31,02	31,49	2 004	41,13	475,32	2,00	2 002	2 002	0,51
3	1	31,28	31,47	2 004	41,27	178,13	2,00	2 002	2 002	0,50
4	0	31,28	31,48	2 004	41,07	645,45	2,00	2 002	2 002	0,52

Not: MSE değerleri 10^{10} , MAE değerleri 10^5 ve MAPE değerleri 10^2 ile çarpılmalıdır.

Bu değerler göz önünde bulundurulduğunda, her bir kriter için en uygun modeller bulunduğunda, 9 kriterin 4'ünde en iyi performansı sergileyen model ARIMA (3,1,1) olarak belirlenmiştir.

Tablo 28'da Çin için koşullu EKK yöntem tahmini verilmiştir.

Tablo 28. Çin İçin Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini

Parametre	Tahmin	Se	t Değeri	Approx Pr > t	Gecikme
MU	2 024 953,4	684 847,7	2,96	0,0045	0
MA1,1	0,02957	0,13130	0,23	0,8226	1
AR1,1	-0,01981	0,13142	-0,15	0,8807	3
Sabit Tahmini		2 065 069			
Varyans Tahmini		3,15E13			
Se Tahmini		5 612 691			
AIC		2 071,98			
SBC		2 078,313			
Kalıntı Sayısı		61			

Tablo 28'de AR etiketli otoregresif ortalama parametre tahmini, p değeri 0 olduğu için hesaplanmamışken ve MA1,1 etiketli otoregresif ortalama parametre tahmini 0,02957'dir. Ayrıca değişken yılı 62 iken kalıntı sayısı 61 olduğu için 1 yıllık gecikme uygulanmış olduğu görülmektedir.

Tablo 29'da Çin için korelasyon parametre tahmini verilmiştir.

Tablo 29. Çin İçin Korelasyon Parametre Tahminleri

Parameter	MU	MA1,1	AR1,1
MU	1,000	0,004	-0,006
MA1,1	0,004	1,000	-0,000
AR1,1	-0,006	-0,000	1,000

Değişkenlerin kendi aralarındaki korelasyonun 1 ve değişkenlerin farklı değişkenlerle ilişkilerinin 1 olmaması beklenmekte bu nedenle yapılan tahminlerde korelasyonun düşük olduğu görülmektedir.

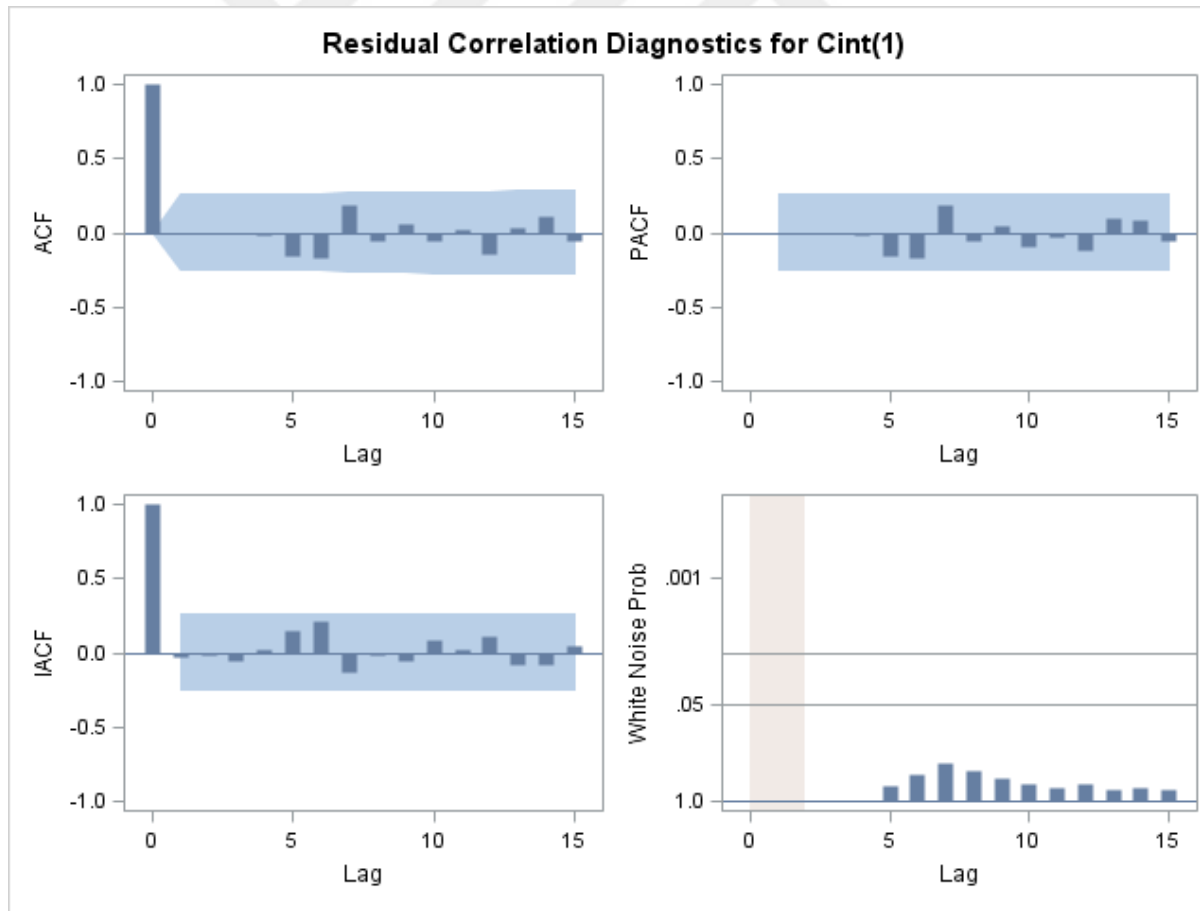
Tablo 30’da Çin için kalıntıların otokorelasyon kontrolü verilmiştir.

Tablo 30. Çin İçin Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü

Gecikme	Chi-Sq	DF	Pr > ChiSq	Otokorelasyon					
6	3,74	4	0,4430	0,000	-0,003	-0,003	-0,013	-0,159	-0,169
12	8,31	10	0,5981	0,182	-0,051	0,052	-0,053	0,025	-0,142
18	12,51	16	0,7085	0,030	0,114	-0,060	-0,095	-0,097	0,114
24	16,74	22	0,7776	-0,127	-0,110	0,040	-0,032	0,106	-0,047

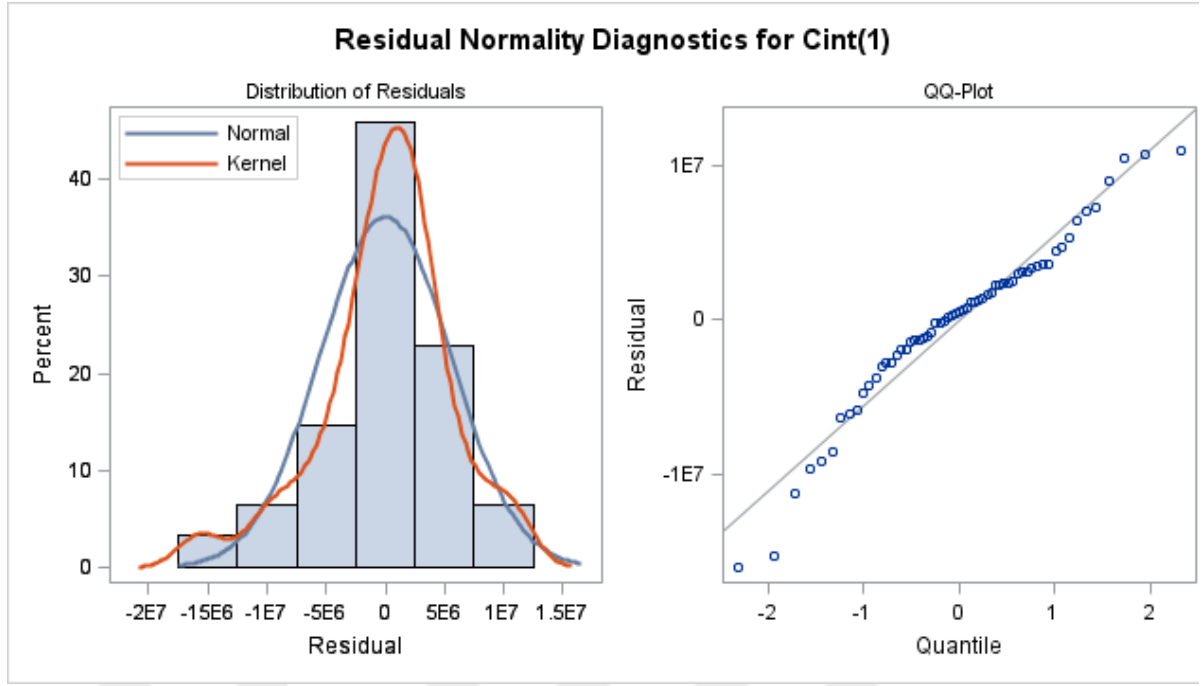
Tablo 30’da AR modeli için artıklar serisi için ki kare testi istatistikleri ile artıkların ilişkisiz olup olmadığını test istatistikleri, otokorelasyon yok hipotezini yüksek bir anlamlılık seviyesinde reddetmektedir (ilk altı gecikme için $p = 0,4430$). Bu modelde artıkların beyaz gürültüsünün olmadığı ve dolayısıyla AR(1) modelinin yetersiz veya bu modelin olmadığı ve başka modellere de ihtiyaç olduğunu göstermektedir.

Şekil 8’de Çin için kalıntı korelasyon göstergeleri verilmiştir.



Şekil 8. Çin için kalıntı korelasyon göstergeleri

Şekil 9’da Çin için kalıntı normalliği göstergeleri verilmiştir.



Şekil 9. Çin için kalıntı normalliği göstergeleri

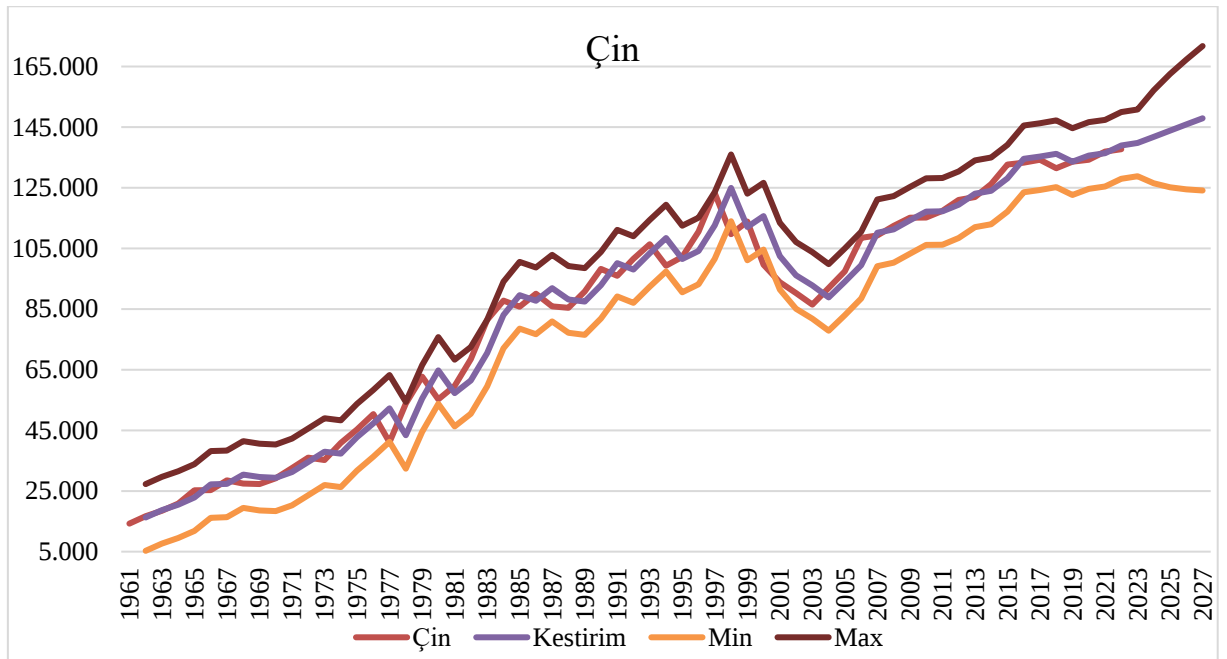
Tablo 31’de Çin için öngörü ortalaması gecikme AR ve MA faktörüne 1 değeri atanmıştır.

Tablo 31. Çin İçin Tahmin Ortalaması Gecikme AR ve MA Faktör 1 Değerleri

Tahmin Ortalaması (bin ton)	20 249,53
Gecikme Değeri (yıl)	1
AR faktör 1 Değeri	$1 + 0,01981 B^{**}(3)$
MA faktör 1 Değeri	$1 - 0,02957 B^{**}(1)$

Çin için tahmin ortalaması 20 249,53 ton, gecikme değeri 1, AR faktör 1 değeri $1 + 0,01981 B^{**}(3)$ ve MA faktör 1 değeri $1 - 0,02957 B^{**}(1)$ olarak belirlenmiştir.

Şekil 10’da 1961- 2027 yılları için Çin’in buğday üretim öngörüsü verilmiştir.



Şekil 10. 1961-2027 yıllarında Çin buğday üretim öngörüsü (bin ton)

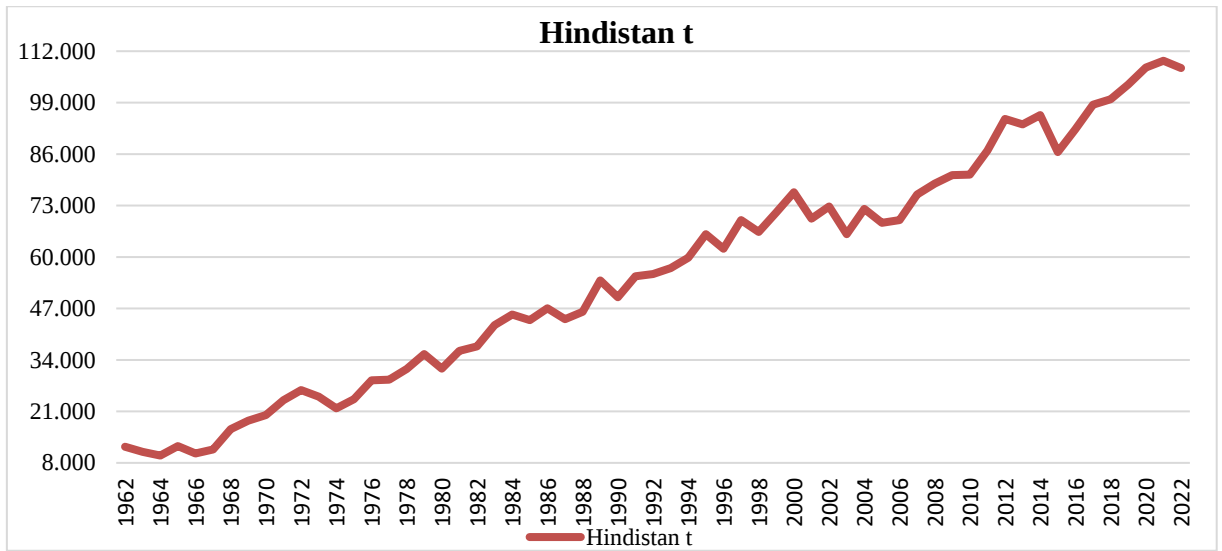
Şekil 10’da Çin’in 1961-2022 yılları buğday üretim verilerine bakılarak 2023-2027 buğday üretim tahminleri ortalaması, minimum ve maksimum değerleri belirtilmiştir. Çin’in buğday üretimi 1961’de 14,2 milyon ton ve 2022 yılında 137,7 milyon tondur. Çin’in buğday üretimi 2023-2027 yılları 5 yıllık ortalamaya göre 143,8 milyon ton olması beklenirken, minimum ortalama üretim 125,8 milyon ton ve maksimum ortalama üretim 161,9 milyon ton olarak öngörülmüştür.

Hindistan için yapılan tahminler

Hindistan için model belirleme

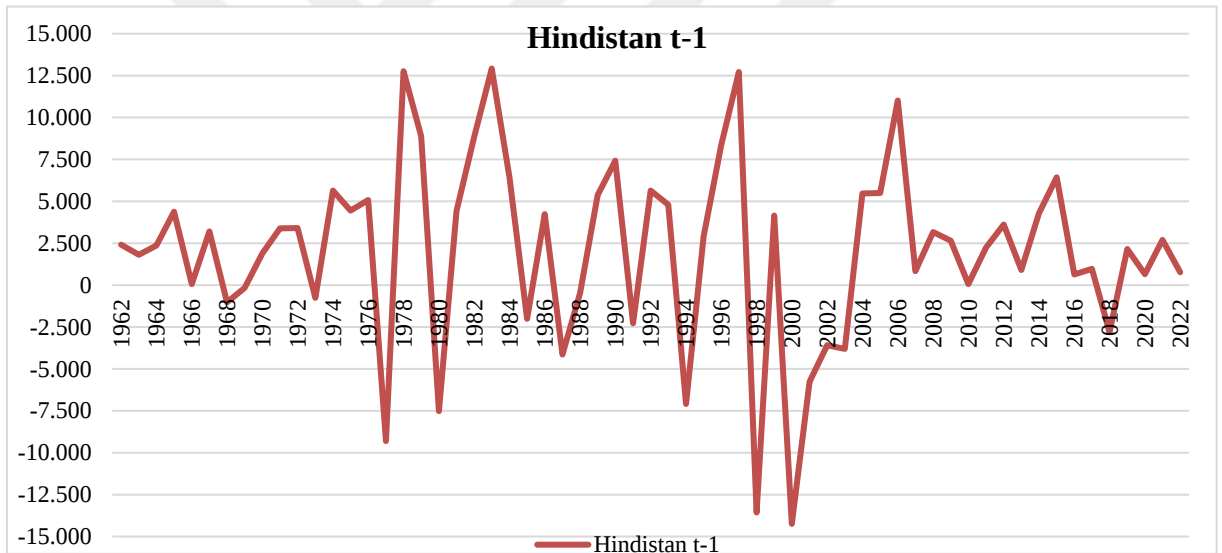
Durağanlık tespiti

Hindistan buğday üretim verileri dikkate alınarak ARIMA modelinin ilk adımı durağanlık testi yapılmakta ve verilerin durağan olup olmadığı belirlenmeye çalışılmaktadır. 1961-2022 yılı buğday üretim verileri dikkate alınınca verilerin durağan olmadığı Şekil 11’deki gibi belirlenmiştir.



Şekil 11. 1961-2022 döneminde Hindistan buğday üretimi (bin ton)

Şekil 11’de görüldüğü gibi Hindistan buğday üretim verileri durağan olmadığı için verilere bir yıllık gecikme işlemi ($d=1$) uygulanarak durağanlaştırılmış.



Şekil 12. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Hindistan buğday üretimi (bin ton)

Şekil 12’deki gibi durağan olmayan verileri durağanlaştırmak için verilerin bir yıllık gecikmesi yapılmış ve verilerin artış, azalışlarının durağan gösterimi verilmiştir.

Hindistan için parametre tahminleri (En uygun modelin tahmini)

Tablo 32’de Hindistan için parametre tahminleri verilmiştir.

Tablo 32. Hindistan için Parametre Tahminleri

Değişken	DF	Tahmin	Se	t Değeri	Tahmin Pr > t	Değişken Sınıfı
Durağanlık	1	2 678 692	953111	2,81	0,0068	
t1	1	780 035	218 380	3,57	0,0007	t1
lHindistant1	1	-0,4637	0,1327	-3,49	0,0009	
ldHindistant1_1	1	-0,1373	0,1319	-1,04	0,3022	

Tablo 32’de Hindistan için DF tahmini değeri tahmin için standart hatayı, t değerini ve gecikme dönemini de göstermektedir. Verilere bakıldığında birinci farkta durağanlaştığı ve ikinci fark işleminde ise anlamlılık düzeyinin arttığı belirlenmiştir.

Tablo 33’te Hindistan için ARIMA prosedürleri verilmiştir.

Tablo 33. Hindistan İçin ARIMA Prosedürü

Değişken ismi = Hindistant ₁	
Fark alma dönemi (yıl)	1
Çalışma serisinin ortalaması (ton)	1 585 985
Standart sapma (ton)	3 765 668
Gözlem sayısı (yıl)	61
Fark alma ile azaltılan gözlem (yıl)	1

Tablo 33’te Hindistan buğday üretimi gözlem sayısı 62-1=61’dir. Buğday üretiminde verilerin 1 yıl önceki değerine göre farkı alınarak elde edilen değerlerin ortalaması 1 585 985 ton ve standart sapması 3 765 668 tondur.

Tablo 34’te Hindistan için karesi alınmış kanonik korelasyon tahminleri belirtilmiştir.

Tablo 34. Hindistan İçin Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,1287	0,0062	0,0018	0,0365	0,0332	0,0473
AR 1	0,0036	0,0007	0,0079	0,0499	0,0005	0,0115
AR 2	0,0013	0,0027	0,0500	0,0481	0,0105	0,0071
AR 3	0,0610	0,0611	0,0259	0,0009	0,0008	0,0006
AR 4	0,0005	0,0287	0,0109	0,0008	0,0011	0,0007
AR 5	0,0301	0,0188	0,0072	0,0001	0,0021	0,0021

Tablo 34'te, tüm ögelerin %5 güvenle anlamlı olduğu dikdörtgen bölge vardır. Bu bölgenin tepe noktası (5,2)'dir.

Tablo 35'te Hindistan için SCAN Ki Kare [1] tahmin verileri yer almaktadır.

Tablo 35. Hindistan İçin SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0037	0,5864	0,7709	0,1974	0,2344	0,1745
AR 1	0,6422	0,8401	0,5599	0,1300	0,8875	0,4826
AR 2	0,7796	0,7052	0,1081	0,1136	0,5206	0,6410
AR 3	0,0561	0,0608	0,2927	0,8679	0,8749	0,8864
AR 4	0,8714	0,2334	0,5150	0,8776	0,8590	0,8804
AR 5	0,1906	0,3957	0,5743	0,9448	0,7708	0,7695

Tablo 36'da Hindistan için genişletilmiş örnek otokorelasyon işlevleri verilmiştir.

Tablo 36. Hindistan için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	-0,3562	0,0777	-0,0422	-0,1867	0,1769	-0,2084
AR 1	-0,1598	-0,1117	-0,0130	-0,1833	-0,0143	-0,1438
AR 2	-0,4436	0,0296	-0,1266	-0,1889	0,0857	-0,1217
AR 3	-0,1380	-0,2070	-0,3894	-0,0136	0,0355	0,0009
AR 4	0,0800	-0,4731	-0,3858	0,0071	0,0754	0,0212
AR 5	0,1207	-0,3484	-0,3780	0,1356	0,1413	0,0306

Tablo 37'de Hindistan için ESACF olasılık değerleri verilmiştir.

Tablo 37. Hindistan için ESACF Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0054	0,5878	0,7698	0,1956	0,2324	0,1692
AR 1	0,2158	0,3907	0,9352	0,2052	0,9226	0,2895
AR 2	0,0007	0,8304	0,4093	0,1772	0,5453	0,4317
AR 3	0,2933	0,1197	0,0155	0,9385	0,8395	0,9958
AR 4	0,5458	0,0004	0,0179	0,9692	0,6633	0,9101
AR 5	0,3662	0,0097	0,0196	0,4298	0,4499	0,8632

Tablo 38’de Hindistan için minimum bilgi ölçütüne ilişkin olasılık değerleri tabloda sunulmuş ve modellerin karşılaştırılmasında değerlendirme kriteri olarak kullanılmıştır.

Tablo 38. Hindistan için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	30,25024	30,15636	30,22053	30,26087	30,28769	30,32654
AR 1	30,14815	30,21012	30,25987	30,30491	30,30241	30,35982
AR 2	30,20594	30,27247	30,31723	30,37147	30,36537	30,41799
AR 3	30,27048	30,33746	30,3738	30,34704	30,40692	30,46672
AR 4	30,25451	30,32184	30,37314	30,40779	30,47006	30,53177
AR 5	30,30648	30,3706	30,4176	30,46918	30,53262	30,59604

Not: p=1 ve q= 0 alınmıştır.

Tablo 39’da Hindistan için ARMA deneme sıralama ölçütlerinin sonuçları sunulmuştur.

Tablo 39. Hindistan için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri

SCAN			ESACF		
p+d	q	BIC	p+d	q	BIC
1	0	30,14815	0	1	30,15636
0	1	30,15636	1	1	30,21012
			4	3	30,40779
			5	3	30,46918

Minimum Tablo Değeri: BIC(1,0) = 30,15636, %5 önem seviyesinde

36 BIC değerinden SCAN ve ESACF ile 5 en iyi model katsayıları belirlenmiş olup bu p ve q değerlerinden en küçük BIC’e göre ARIMA (1,0,0) en iyi model olarak görünmesine rağmen AIC, DW, MSE, R² vb. kriterler bir sonraki tablolarda dikkate alınarak en iyi model belirlenecektir.

Tablo 40’da için Genişletilmiş Dickey-Fuller kök testleri verilmiştir.

Tablo 40. Hindistan için Geniştirilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri

Type	Gecikmeler	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	5	-9,5783	0,0279	-1,70	0,0844		
	6	-5,7385	0,0943	-1,29	0,1793		
	7	-3,3628	0,2035	-1,01	0,2782		
	8	-2,7571	0,2504	-0,90	0,3229		
Single Mean	5	80,4865	0,9999	-4,45	0,0007	9,96	0,0010
	6	53,8521	0,9999	-3,86	0,0041	7,49	0,0010
	7	50,2338	0,9999	-3,32	0,0188	5,51	0,0266
	8	31,6321	0,9999	-3,32	0,0186	5,54	0,0260
Trend	5	76,5554	0,9999	-4,41	0,0046	9,85	0,0010
	6	51,7712	0,9999	-3,87	0,0200	7,50	0,0238
	7	46,9613	0,9999	-3,34	0,0702	5,59	0,0939
	8	29,8508	0,9999	-3,36	0,0677	5,65	0,0910

Tablo 41’de Hindistan için belirlenen p ve q değerlerine dayalı olarak sıralama ölçüt testlerinin sonuçları sunulmuş, böylece farklı ARIMA modellerinin performansları karşılaştırılarak en uygun modelin belirlenmesine olanak sağlanmıştır..

Tablo 41’deki Hindistan Zero Mean, Single Mean, Trend aşamaları parametrelere test sonuçları göstermiştir. Tablodaki değerler p değerleri Zero Mean ve Single Mean’da anlamlı olmamasına rağmen Trendde H0 hipotezi olan birim kök özelliği reddedilmektedir. Bu durumda, Hindistan için ARIMA (4, 1, 3) modeli en uygun model olarak belirlenmiştir.

Tablo 41. Hindistan için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri

p	q	BIC	MAE	MSE	SBC	MAPE	DW	AIC	HQC	R ²
1	1	30,21	12,47	1 949,60	27,78	102,94	1,95	1 947,52	1 948,33	0,54
4	3	30,40	12,20	1 948,30	28,05	185,12	2,07	1 946,22	1 947,04	0,67
0	1	30,15	12,74	1 950,87	28,00	140,29	1,99	1 948,79	1 949,61	0,49
5	3	30,46	12,62	1 950,32	28,01	144,00	2,01	1 948,24	1 949,05	0,66
1	0	30,14	12,79	1 951,09	27,73	108,18	1,99	1 949,01	1 949,82	0,51

Not: MSE değerleri 10¹⁰, MAE değerleri 10⁵ ve MAPE değerleri 10² ile çarpılmalıdır.

Tablo 41’deki tabloda 9 kriterin 5’inin iyi olan değerlere göre en iyi modelin ARIMA (4, 1, 3) olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 42’de Hindistan için koşullu en küçük kareler yöntem tahmini verilmiştir.

Tablo 42. Hindistan için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini

Parametre	Tahmin	Se	t Değeri	Approx Pr > t	Gecikme
MU	1 599 804,7	302 824,6	5,28	<,0001	0
MA1,1	0,22575	0,14206	1,59	0,1175	3
AR1,1	-0,25851	0,13975	-1,85	0,0694	4
Sabit Tahmini		2 013 364			
Varyans Tahmini		1,406E13			
Se Tahmini		3 749 406			
AIC		2022,761			
SBC		2029,094			
Kalıntı Sayısı		61			

Tabloda AR etiketli otoregresif ortalama parametre tahmini, p değeri yokken ve MA1,1 değeri 0,22575’tir. Ayrıca değişken yılı 62 iken kalıntı sayısı 62-1=61 olduğu için 1 yıllık gecikme uygulanmış olduğu görülmektedir.

Tablo 43’te Hindistan için korelasyon parametre tahmini verilmiştir.

Tablo 43. Hindistan için Korelasyon Parametre Tahminleri

Parametre	MU	MA1,1	AR1,1
MU	1,000	-0,039	0,033
MA1,1	-0,039	1,000	-0,379
AR1,1	0,033	-0,379	1,000

Tablo 43’te değişkenlerin kendi aralarındaki korelasyonun 1 ve değişkenlerin farklı değişkenlerle ilişkilerinin 1 olmaması beklenmekte bu nedenle yapılan tahminlerde korelasyonun düşük olduğu görülmektedir.

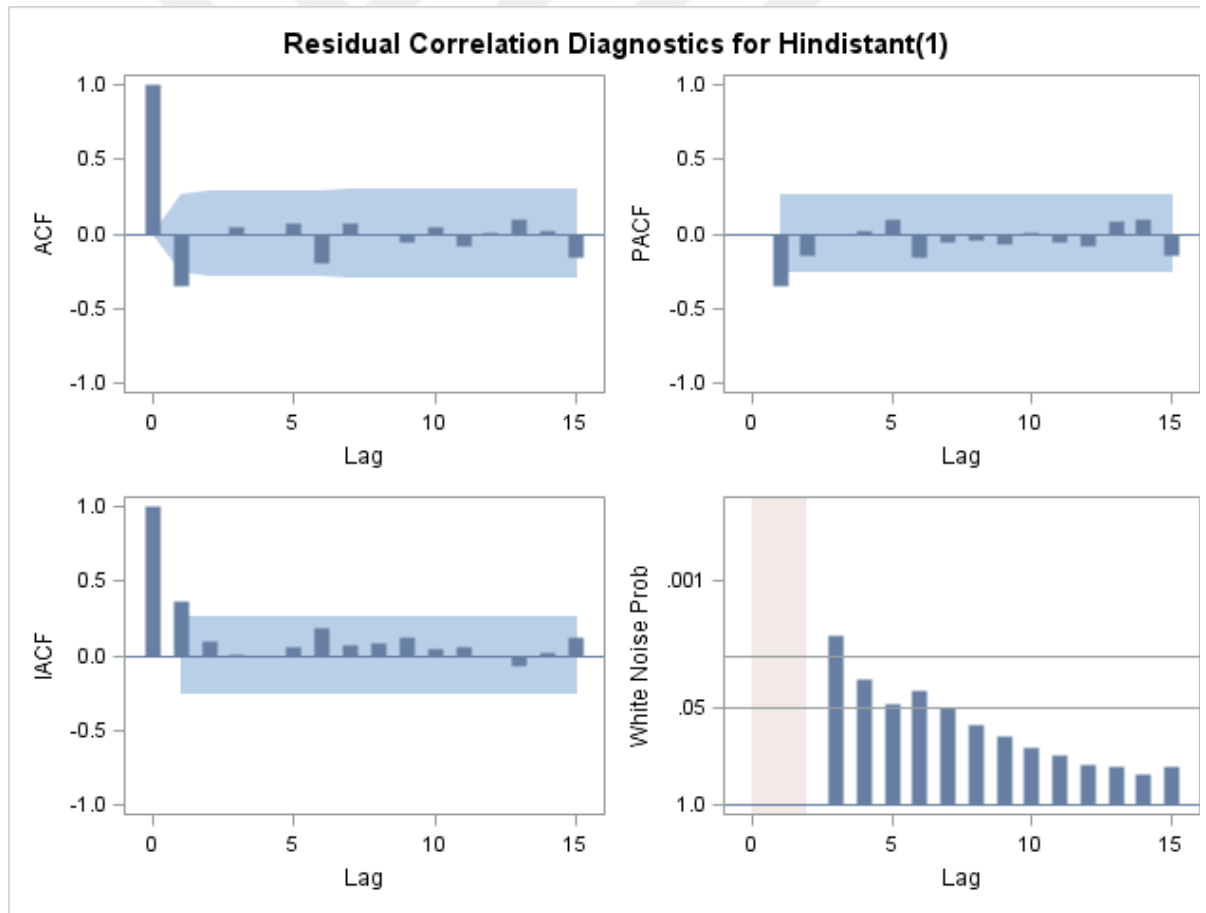
Tablo 44’te Hindistan için kalıntıların otokorelasyon kontrolü verilmiştir.

Tablo 44. Hindistan için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü

Gecikme	Chi-Sq	DF	Pr > ChiSq	Otokorelasyon					
6	10,77	4	0,0293	-0,344	-0,008	0,047	-0,002	0,073	-0,195
12	12,06	10	0,2812	0,069	-0,010	-0,059	0,048	-0,081	0,006
18	15,49	16	0,4894	0,097	0,017	-0,159	0,041	0,047	-0,048
24	21,79	22	0,4725	0,036	-0,113	0,129	-0,128	0,115	-0,064

Tabloda ilk altı gecikme için $p = 0,0293$ olarak otokorelasyon yok hipotezini yüksek bir anlamlılık seviyesinde reddetmektedir. Bu modelde artıkların beyaz gürültüsünün olmadığı ve dolayısıyla AR(1) modelinin olmadığı veya yetersiz olduğu ve bu nedenle başka modellere de ihtiyaç olduğunu göstermektedir.

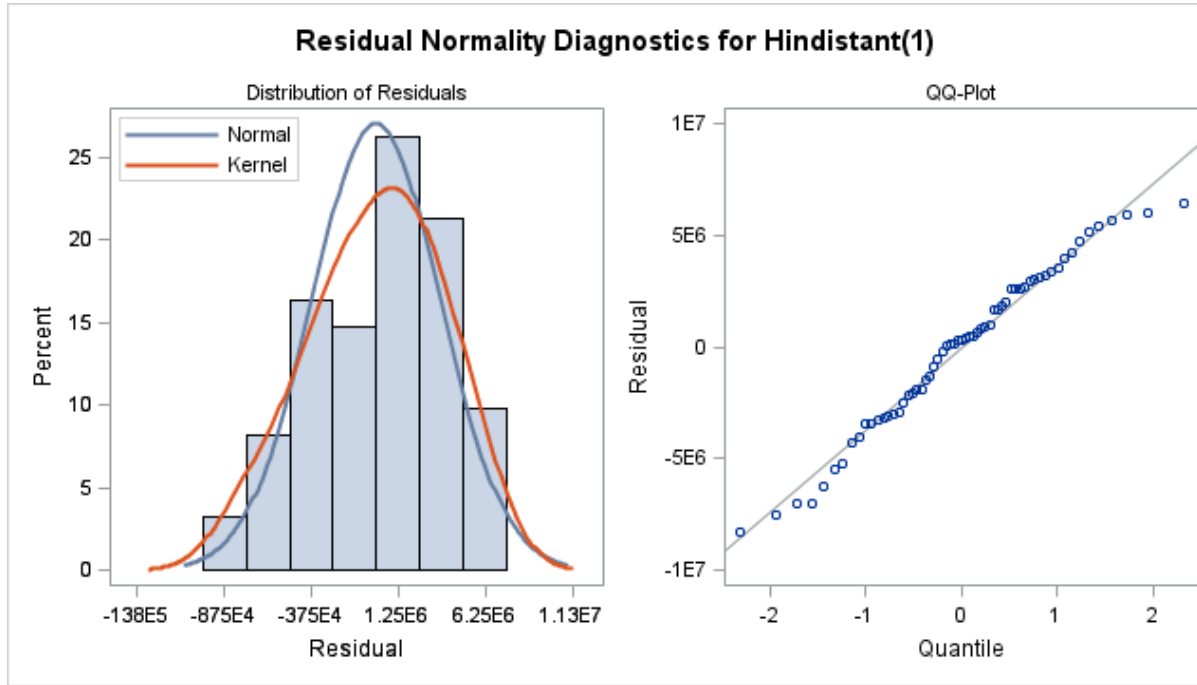
Şekil 13'te Hindistan için kalıntı korelasyon göstergeleri verilmiştir.

**Şekil 13.** Hindistan için kalıntı korelasyon tanılama

Artıkların olduğu H_0 hipotezinin reddedilemeyeceğini beyaz gürültü ile korelasyon testi grafikleri gösterirken, normalden sapma olup olmadığını ise normallik grafikleri

göstermektedir. Sonuç olarak ARIMA (4, 1, 3) modeli, Hindistan'nın buğday üretimi serisindeki değişim için yeterli olmaktadır.

Şekil 14'te Hindistan için kalıntı normalliği göstergeleri verilmiştir.



Şekil 14. Hindistan için kalıntı normalliği göstergeleri

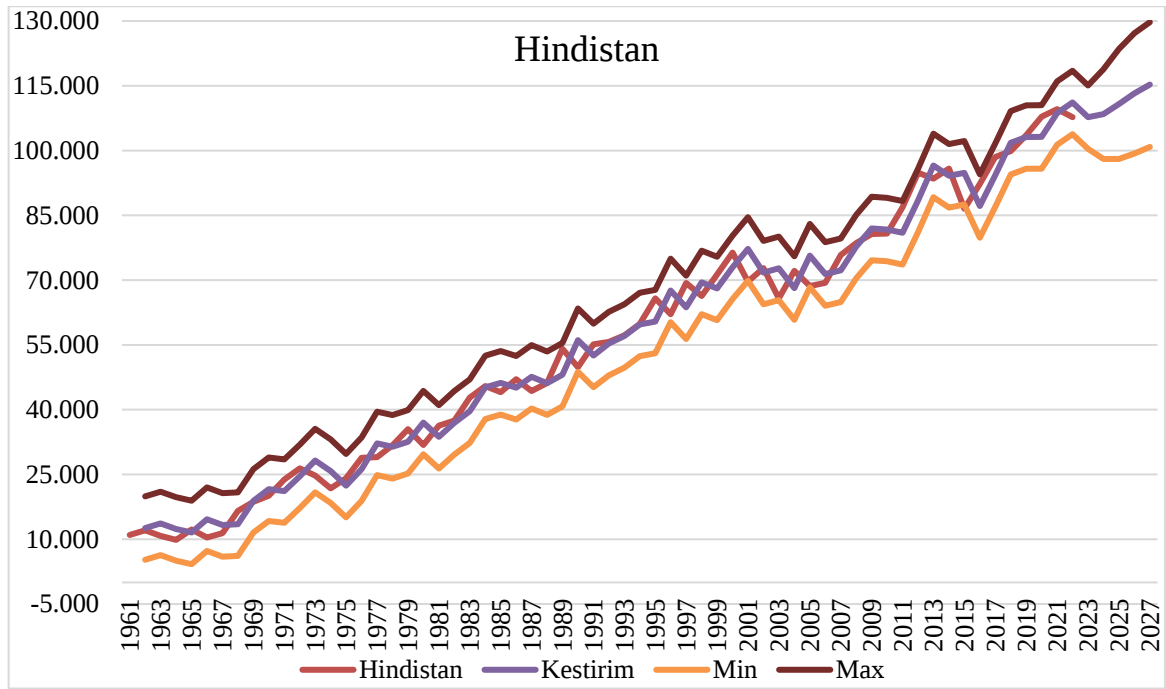
Tablo 45'te Hindistan için öngörü ortalaması gecikme AR ve MA faktörüne 1 değeri atanmıştır.

Tablo 45. Hindistan için Tahmin Ortalaması Gecikme AR ve MA Faktör 1 Değerleri

Tahmin Ortalaması (bin ton)	1 599,805
Gecikme Değeri (yıl)	1
AR faktör 1 Değeri	$1 + 0,25851 B^{**}(4)$
MA faktör 1 Değeri	$1 - 0,22575 B^{**}(3)$

Hindistan için tahmin ortalaması 1 599,805 ton, gecikme değeri 1, AR faktör 1 değeri $1 + 0,81586 B^{**}(1)$ ve MA faktör 1 değeri $1 - 0,22575 B^{**}(3)$ olarak belirlenmiştir.

Şekil 15'te Hindistan için 1961-2027 yılları için buğday üretim öngörüsü verilmiştir



Şekil 15. 1961-2027 yıllarında Hindistan için buğday üretim öngörüsü (bin ton)

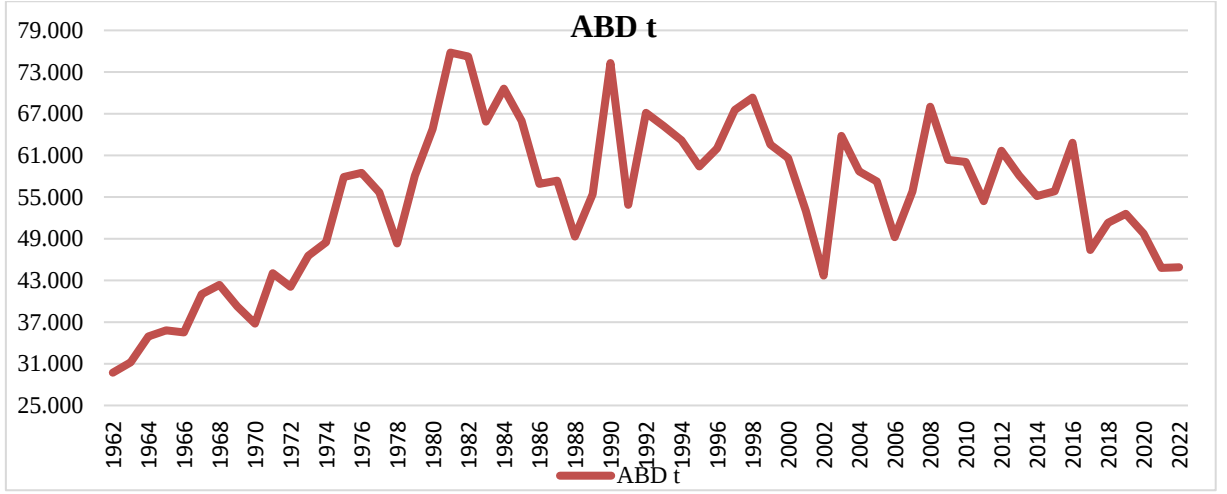
Şekil 15'te Hindistan için buğday üretimi 1961-2022 yıllarına bakarak 2023-2027 buğday üretim tahminlerinin ortalaması, minimum ve maksimum değerleri elde edilmiştir. Hindistan buğday üretimi 1961'de 10,9 milyon ton ve 2022 yılında 107,7 milyon tondur. Hindistan'ın 2023-2027 yılları buğday üretimi 5 yıllık ortalamaya göre 111,5 milyon ton, minimum ortalama üretim 100,6 milyon ton ve maksimum ortalama üretim 122,4 milyon ton olarak öngörülmüştür. Sunil and Sindhu (2020), 1949-2016 yılları için buğday üretim verilerini ARIMA(0,1,1) modelinde kullanarak 2017-2022 yılları arasında Hindistan'ın buğday üretim miktarını 100-106 milyon ton olarak belirlerken, Nath et al. (2019), ARIMA(1,1,0) 2023-2026 yılları için yapılan tahmine göre üretim miktarı 106,71, 108,07, 109,43 ve 110,79 milyon ton olarak öngörmüşlerdir. Ancak çalışmada, tüm öngörü modellerinde olduğu gibi ARIMA modelinin de bazı sınırlılıkları olduğu bu çalışmada 94-111 milyon ton öngörülürken gerçekleşen değer 99-108 milyon ton olarak tespit edilmiştir. 2023 ve 2024 yıllarında bizim çalışmamızda 107,73 ve 108,44 milyon ton öngörü yaparken USDA (2025) aynı dönem için gerçekleşen değerler 110,56 ve 113,30 milyon ton şeklinde kaydedilmiştir.

ABD için yapılan tahminler

ABD için model belirleme

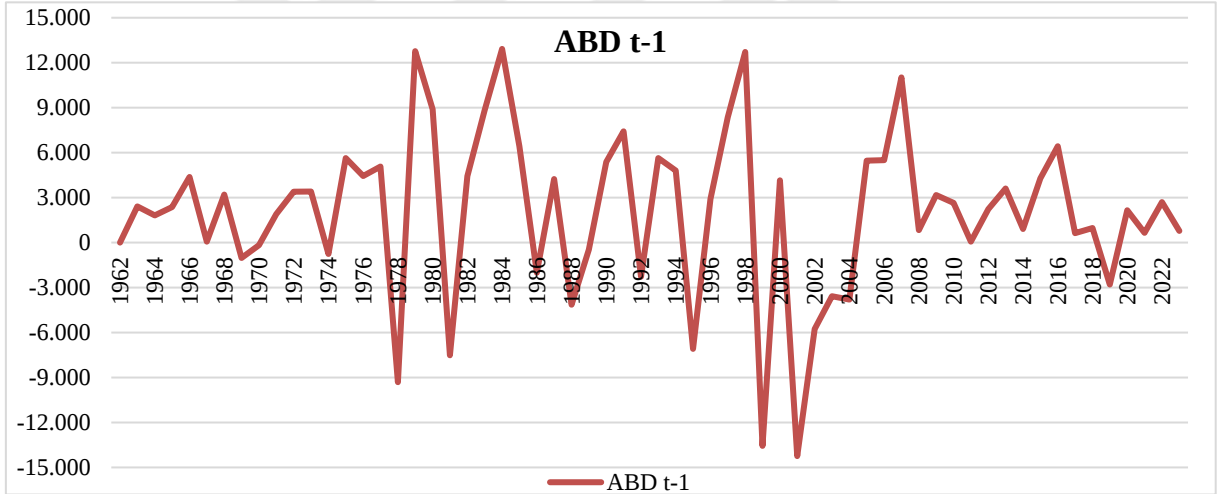
Durağanlık tespiti

ARIMA modelinin ilk aşamasında durağanlık testi yapılmakta olup ABD için 1961-2022 yılı buğday üretim verilerine bakıldığında verilerin durağan olmadığı Şekil 16'da belirlenmiştir.



Şekil 16. 1961-2022 döneminde ABD buğday üretimi (bin ton)

ABD 1961-2022 buğday üretimi verilmektedir. 1961 yılında 33 539,008 bin ton iken 2022 yılında ise 44 902,32 bin tona ulaşmıştır. 1961-2021 üretiminde verilerinde her yıl artış olduğundan veriler durağan değildir. Durağan olmayan verilere 1 yıl fark uygulaması yapılarak durağanlaştırmaktadır.



Şekil 17. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak ABD buğday üretimi (bin ton)

Şekil 17’de verilerde durağan olmadığı saptanmıştır bu nedenle bir yıl önceki verilerden çıkartılarak bir yıl gecikme ile veriler durağanlaştırılmıştır. Şekil trend dışı gösterim oluşturmuştur. $d=1$ zaman verilerin durağan oldukları tespit edilmiştir.

ABD için parametre tahminleri (En uygun modelin tahmini)

Tablo 46'da için parametre tahmini verilmiştir.

Tablo 46. ABD için Parametre Tahminleri

Değişken	DF	Tahmin	Se	t Değeri	Tahmin Pr > t	Değişken Sınıfı
Durağanlık	1	12 279 458	4 751 042	2,58	0,0124	
t1	1	-17440	58 056	-0,30	0,7650	t1
IABDt1	1	-0,2084	0,0952	-2,19	0,0327	
IdABDt1_1	1	-0,2126	0,1307	-1,63	0,1096	

ABD parametre tahminlerinin dikkate alın parametre tahminlerinde DF, tahmin değeri, tahmin için standart hata, t değeri ve gecikme dönemi verilmiştir. Parametre tahminlerinde serilerin birinci farkının alınması ile seriler durağanlaştırıldığı görülmektedir.

Tablo 47'de ABD için ARIMA prosedürleri verilmiştir.

Tablo 47. ABD için ARIMA Prosedürü

Değişken ismi = ABD ₁	
Fark alma dönemi (yıl)	1
Çalışma serisinin ortalaması (milyon adet)	186 283,8
Standart sapma (milyon adet)	733 629,6
Gözlem sayısı (yıl)	61
Fark alma ile azaltılan gözlem (yıl)	1

Tablo 47'de ABD buğday üretim seri gözlem sayısı 62-1=61'dir. Bu demek oluyor ki buğday üretiminde her verinin 1 yıl önceki değere göre fark işlemi alınarak elde edilen değerlerin ortalaması 186 283,8 ton ve standart sapması 733 629,6 tondur.

Tablo 48'de ABD için karesi alınmış kanonik korelasyon tahminleri belirtilmiştir.

Tablo 48. ABD için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0909	0,0071	0,0007	0,0002	0,0091	0,0033
AR 1	0,0372	<,0001	<,0001	0,0009	0,0091	0,0121
AR 2	0,0173	<,0001	<,0001	0,0085	0,0010	<,0001
AR 3	0,0098	0,0082	0,0084	0,0031	<,0001	<,0001
AR 4	0,0022	<,0001	0,0105	0,0002	<,0001	<,0001
AR 5	0,0008	0,0020	0,0089	<,0001	<,0001	0,0023

Tabloda tüm öğelerin %5 güvenle anlamlı olduğu dikdörtgen bölge vardır. Bu bölgenin tepe noktası (1,1)'dir.

Tablo 49'da ABD için SCAN Ki Kare [1] tahmin verileri yer almaktadır.

Tablo 49. ABD için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0159	0,5463	0,8548	0,9186	0,5096	0,6954
AR 1	0,1317	0,9858	0,9754	0,8298	0,5415	0,4801
AR 2	0,3109	0,9737	0,9764	0,5586	0,8309	0,9846
AR 3	0,4491	0,5418	0,5492	0,7085	0,9997	0,9982
AR 4	0,7210	0,9556	0,5885	0,9246	0,9980	0,9596
AR 5	0,8294	0,7482	0,6269	0,9933	0,9977	0,7572

Tabloda SCAN'da (1,0) ve (0,1) tepe noktaları verilen dikdörtgen alandaki tüm bileşenler %5 için anlamsızdır.

Tablo 50'de ABD için genişletilmiş örnek oto korelasyon işlevleri verilmiştir.

Tablo 50. ABD için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	-0,3007	-0,0839	-0,0258	-0,0145	0,0943	-0,0546
AR 1	-0,4672	0,0132	0,0110	-0,0047	0,0923	-0,0421
AR 2	-0,4726	0,1531	0,0024	-0,0558	0,0248	0,0020
AR 3	-0,4848	-0,0228	-0,0144	-0,1325	0,0377	0,0047
AR 4	0,3876	-0,0283	-0,2353	-0,0538	-0,0621	0,0065
AR 5	0,4585	-0,0244	-0,2678	0,0742	-0,0180	0,0046

Tablo 51’de ABD için ESACF olasılık değerleri verilmiştir.

Tablo 51. ABD için ESACF Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0189	0,5463	0,8538	0,9173	0,5006	0,6986
AR 1	0,0003	0,9329	0,9462	0,9724	0,5286	0,7992
AR 2	0,0003	0,3866	0,9877	0,6769	0,8610	0,9888
AR 3	0,0002	0,8828	0,9250	0,3687	0,7973	0,9763
AR 4	0,0034	0,8545	0,0877	0,7108	0,7512	0,9656
AR 5	0,0006	0,8725	0,0577	0,6744	0,9110	0,9802

Tabloda AR ve MA değerleri, ESACF’ta tepe değerleri (0,1), (1,1), (3,0) ve (2,1) köşegen değerlerini içeren tüm dikdörtgendeki alandaki anlamsız değişkenleri tanımlanmaktadır.

Tablo 52’de ABD için minimum bilgi ölçütü olasılık değerleri verilmiştir

Tablo 52. ABD için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	31,60722	31,52264	31,57521	31,63967	31,70436	31,74966
AR 1	31,56851	31,58137	31,64259	31,70525	31,77017	31,81429
AR 2	31,59477	31,64293	31,70995	31,75835	31,80464	31,84907
AR 3	31,64133	31,70641	31,77379	31,80779	31,87177	31,90526
AR 4	31,69374	31,75793	31,8232	31,86348	31,92429	31,97003
AR 5	31,74541	31,81225	31,85673	31,90671	31,97232	32,03531

Not: p=1 ve q= 0 alınmıştır.

ARIMA (p+d, q)0-0 ile 5-5 i’de kapsayan önerileriyle ilişkili BIC değerleri listelenmektedir. Scan ve ESACF ile 36 modelden 8 model en iyi model olabilecek ölçütte tespit edilmiştir.

Tablo 53’te ABD için ARMA deneme sıralama ölçütlerinin sonuçları sunulmuştur.

Tablo 53. ABD için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri

SCAN			ESACF		
p+d	Q	BIC	p+d	q	BIC
1	0	31,56851	0	1	31,52264
0	1	31,52264	1	1	31,58137
			2	1	31,64293
			3	1	31,70641
			4	1	31,75793
			5	1	31,81225

Minimum Tablo Değeri: BIC(0,1) = 31,52264, %5 önem seviyesinde

36 BIC değerinden SCAN ve ESACF'la 5 en iyi model katsayıları belirlenmiş olup bu p ve q değerlerinden en küçük BIC'e göre ARIMA(0,1,1) en iyi model olarak görünmesine rağmen AIC, DW, MSE, R² vb. kriterler bir sonraki tablolarda dikkate alınarak en iyi model belirlenecektir.

Tablo 54'te ABD için Genişletilmiş Dickey-Fuller kök testleri verilmiştir.

Tablo 54. ABD için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri

Type	Gecikmeler	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	5	-487,653	0,0001	-3,39	0,0010		
	6	103,3703	0,9999	-3,45	0,0009		
	7	-150,851	0,0001	-2,56	0,0114		
	8	-71,6103	<,0001	-2,19	0,0284		
Single Mean	5	-811,560	0,0001	-3,36	0,0168	5,69	0,0225
	6	93,0293	0,9999	-3,41	0,0146	5,89	0,0182
	7	-204,456	0,0001	-2,52	0,1166	3,23	0,2581
	8	-88,4706	0,0005	-2,16	0,2241	2,38	0,4718
Trend	5	102,6510	0,9999	-3,99	0,0148	7,95	0,0156
	6	43,5977	0,9999	-4,20	0,0085	8,81	0,0010
	7	48,5630	0,9999	-3,35	0,0687	5,65	0,0912
	8	38,1825	0,9999	-3,14	0,1088	4,99	0,1942

Tabloda Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri üç aşama sonuçları belirlenmiştir. Parametrelerin anlamlı olduğu için seriler durağan olmakta böylece H₀ hipotezi (birim kök varlığı) reddedilmektedir. ABD için ARIMA(1,1,1) en uygun olduğu belirlenmiştir.

Tablo 55'te ABD için koşullu en küçük kareler yöntem tahmini verilmiştir.

Tablo 55. ABD için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini

Parametre	Tahmin	Se	t Değeri	Approx Pr > t	Gecikme
MU	226 375,9	484 407,7	0,47	0,6420	0
MA1,1	0,40859	0,13006	3,14	0,0026	1
AR1,1	-0,10363	0,14197	-0,73	0,4684	2
Sabit Tahmini		249 834,4			
Varyans Tahmini		4,861E13			
Se Tahmini		6 972 175			
AIC		2 098,442			
SBC		2 104,774			
Kalıntı Sayısı		61			

AR1,1 etiketli otoregresif ortalama parametre tahmini p değeri -0,10363 ve MA1,1 etiketli otoregresif ortalama parametre tahmini p değeri 0,40859 olarak belirlenmiştir, Değişken yılına 1 yıllık gecikme uygulanarak 62-1=61 olduğu gözlemlenmiştir.

Tablo 56’da ABD için korelasyon parametre tahmini verilmiştir.

Tablo 56. ABD için Korelasyon Parametre Tahminleri

Parametre	MU	MA1.1	AR1.1
MU	1,000	0,015	-0,011
MA1,1	0,015	1,000	0,373
AR1,1	-0,011	0,373	1,000

Tabloda değişkenlerin kendi aralarındaki korelasyonlar incelenmekte ve ilişkilerin 1 olması beklenilmektedir.

Tablo 57’de ABD için kalıntıların otokorelasyon kontrolü verilmiştir.

Tablo 57. ABD için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü

Gecikme	Chi-Sq	DF	Pr > ChiSq	Otokorelasyon					
6	0,68	4	0,9538	0,012	-0,002	-0,060	-0,030	0,058	-0,044
12	8,58	10	0,5725	-0,055	0,162	-0,003	-0,043	0,092	-0,252
18	14,71	16	0,5463	0,134	-0,052	0,155	0,139	0,006	0,094
24	21,14	22	0,5123	-0,030	-0,200	-0,135	0,036	0,083	0,014

Tablo 57’de ABD için ilk altı gecikme için p=0,9730 iken otokorelasyon yoktur. Ayrıca hipotezi anlamlılık seviyesini reddetmektedir.

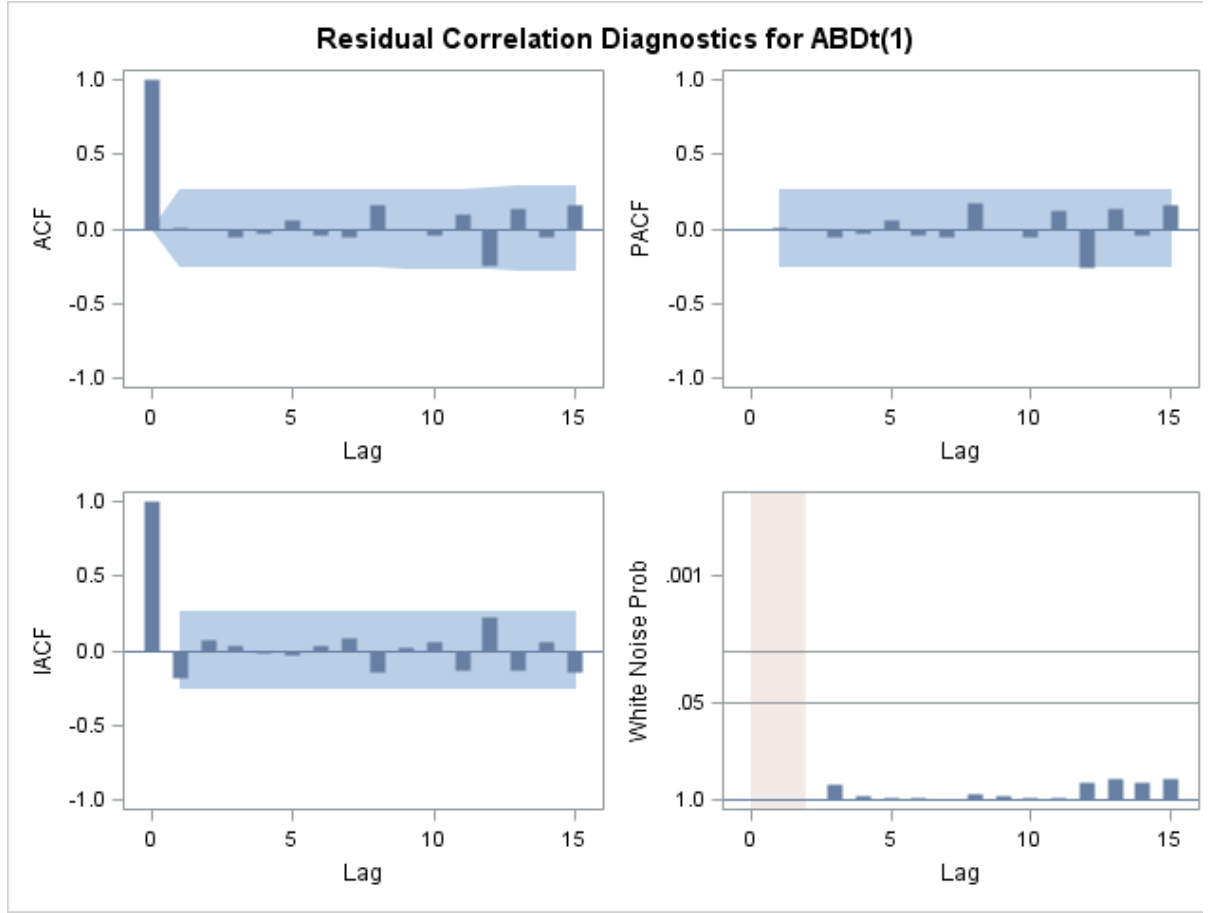
Tablo 58. ABD ülkeler için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri

p	Q	BIC	MSE	SBC	MAE	MAPE	DW	AIC	HQC	R ²
2	1	31,64	48,17	2 029	5,29	194,88	1,98	2 027	2 028	0,50
0	1	31,52	48,53	2 029	5,36	110,04	1,98	2 027	2 028	0,48
1	0	31,57	50,97	2 032	5,58	116,92	2,01	2 030	2 031	0,53
1	1	31,58	48,02	2 029	5,33	186,53	1,98	2 027	2 027	0,50
3	0	31,71	48,38	2 029	5,39	144,28	1,98	2 027	2 028	0,48
4	1	31,76	48,52	2 029	5,37	109,80	1,98	2 027	2 028	0,48
5	1	31,81	48,37	2 029	5,40	119,34	1,98	2 027	2 028	0,47

Not: MSE değerleri 10¹⁰, MAE değerleri 10⁵ ve MAPE değerleri 10² ile çarpılmalıdır.

Tablodaki deęerler dikkate alındığında 9 kriterin 3'ünde iyi olan ARIMA(1,1,1) modeli en iyi model olduęu tespit edilmiřtir.

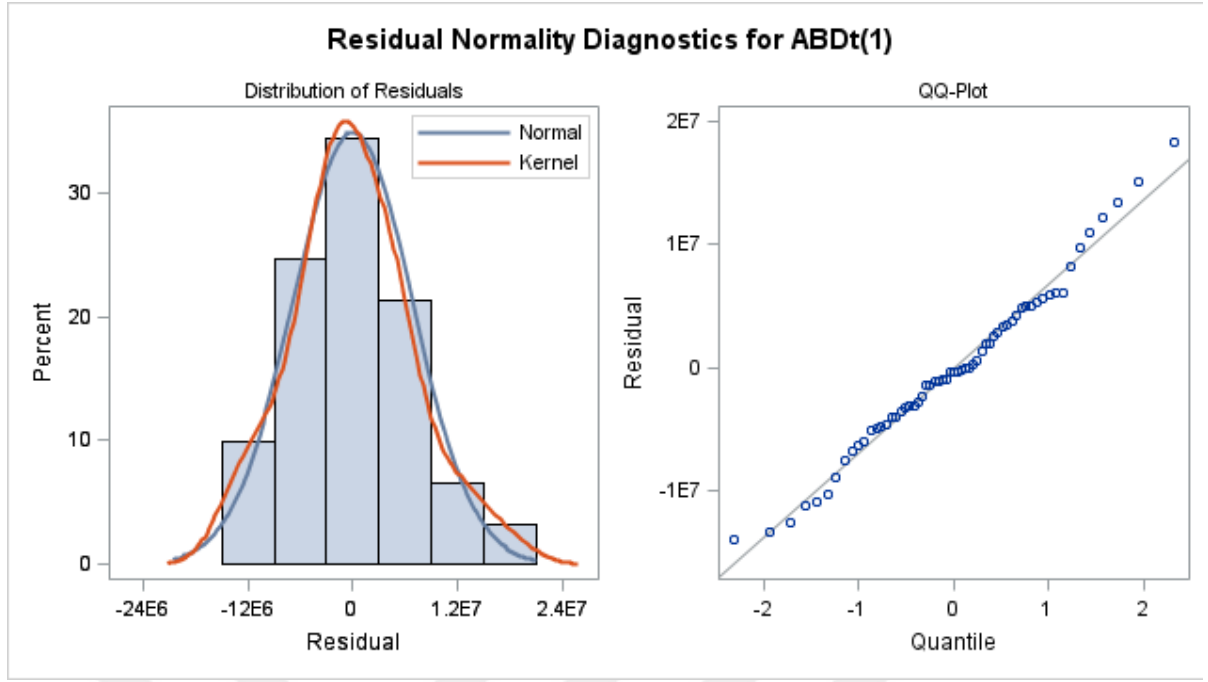
řekil 18'de ABD için kalıntı korelasyon göstergeleri verilmiřtir.



řekil 18. ABD için kalıntı korelasyon göstergeleri

Beyaz gürültü ile korelasyon testi grafikleri gösterirken, normalden sapmanın varlığı normallik grafikleri göstermektedir. ABD için ARIMA(1,1,1) modelinin buęday üretiminde en uygun olduęu saplanmıřtır.

řekil 18'de ABD için kalıntı normallięi göstergeleri verilmiřtir.



Şekil 19. ABD için kalıntı normalliği göstergeleri

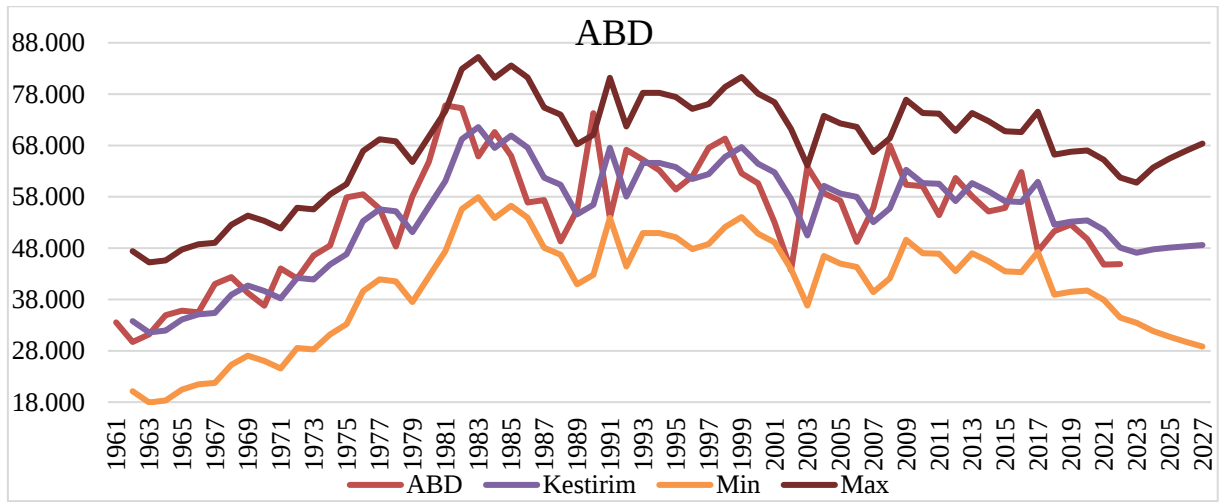
Tablo 59’da ABD için tahmin ortalaması gecikme ve AR, MA faktör 1 değeri verilmiştir.

Tablo 59. ABD için Tahmin Ortalaması Gecikme ve AR, MA Faktör 1 Değerleri

Tahmin Ortalaması (ton)	226 375,9
Gecikme Değeri (yıl)	1
MA faktör 1 Değeri	$1 - 0,40859 B^{**}(1)$
AR faktör 1 değeri	$1 + 0,10363 B^{**}(2)$

Tablo 59’da ABD MA faktör 1 değeri $1 - 0,40859 B^{**}(1)$ iken AR faktör 1 değeri $1 + 0,10363 B^{**}(2)$ belirlenmiştir.

Şekil 20’de ABD’nin 1961-2027 yılları için buğday üretim öngörüsü verilmiştir.



Şekil 20. 1961-2027 yıllarında ABD buğday öngörüsü (bin ton)

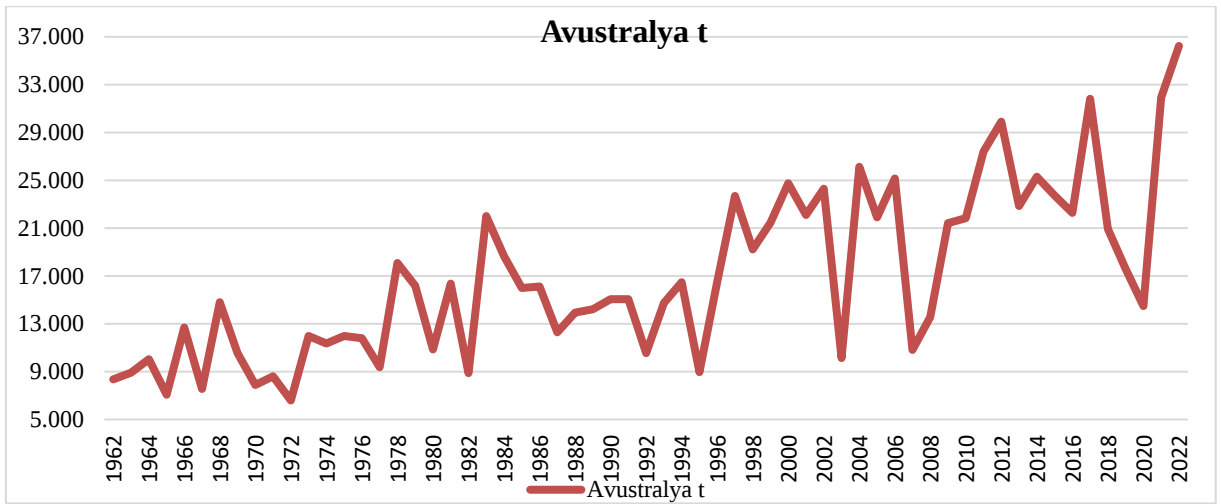
Şekil 20’de ABD için 1961-2022 yıllarındaki buğday üretim verileri dikkate alınarak 2023-2027 buğday üretim tahminlerinin ortalaması, kestirim değeri, minimum ve maksimum değerleri gösterilmiştir. ABD buğday üretim 1961 yılında 33,54 milyon ton üretim yaparken 2022 yılında 44,90 milyon ton üretim yaptığı görülmektedir. Ayrıca bu verilerle bakarak ABD’nin 2023-2027 yılları 5 yıllık ortalama üretim kestirimi 47,20 milyon ton, minimum ortalama üretim 31,27 milyon ton ve maksimum üretim 63,02 milyon ton civarı buğday üretim beklenilmektedir. 2023-2024 yıllarında USDA (2025) ABD için buğday üretimini 49,10 ve 53,65 milyon ton olarak tahmin ederken, bizim çalışmamızda 47,10 ve 47,76 milyon ton olacağı öngörülmüştür. FAOSTAT (2025) 2023 yılı ABD’de buğday üretimini 49,31 milyon ton olarak belirtmiştir.

Avustralya için yapılan tahminler

Avustralya için model belirleme

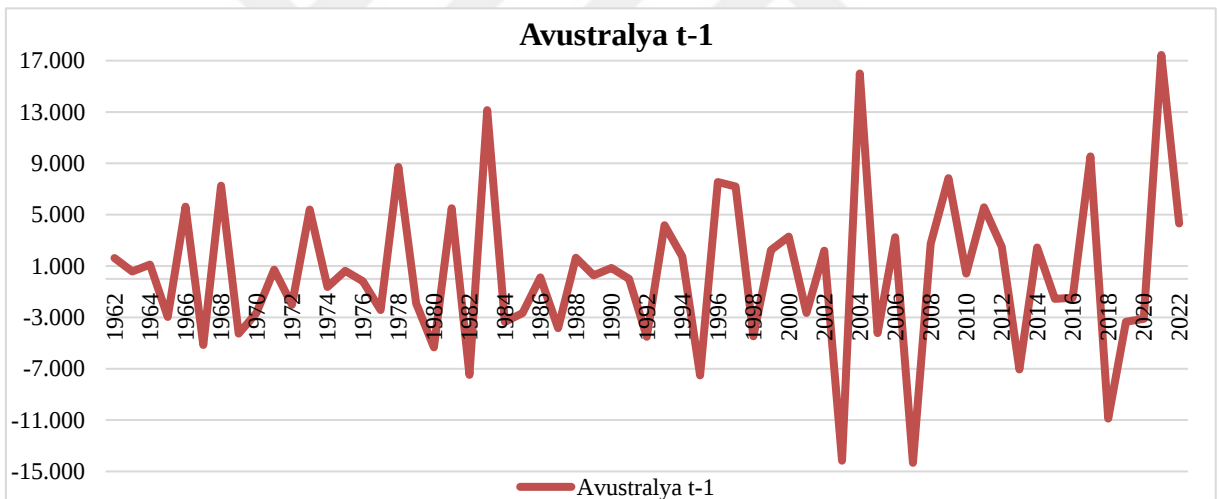
Durağanlık tespiti

ARIMA modelinin ilk aşamasında ADF testi ile serilerin durağan olup olmadığı belirlenmiştir. Şekil 21’de Avustralya için 1961-2022 yılı buğday üretim verileri dikkate alınarak verilerin durağan olmadığı saptanmıştır.



Şekil 21. 1961-2022 döneminde Avustralya'nın buğday üretimi (bin ton)

Avustralya'da buğday üretim miktarı 1961 yılında 6,73 milyon ton iken 2001 yılında 22,10 milyon ton ve 2022 yılında 36,24 milyon tona yükseldiği belirlenmiştir. Tabloda Avustralya buğday üretiminin durağan olmadığı saptanmış ve bunun için verilerin bir yıl gecikmesi (fark) işlemi alınarak durağanlaştırılmıştır.



Şekil 22. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Avustralya buğday üretimi (bin ton)

Belirtilen verilerin durağan olmadığı için bir yıl önceki verilerinden çıkartılarak bir yıl gecikme ile veriler durağanlaştırıldığı ayrıca verilerin zaman sıfırı görülmekte ve bu durum trend dışı olarak gözlemlenmiştir.

Avustralya'nın için parametre tahminleri (En uygun modelin tahmini)

Tablo 60'ta Avustralya için parametre tahminleri verilmiştir.

Tablo 60. Avustralya için Parametre Tahminleri

Değişken	DF	Tahmin	Se	t Değeri	Tahmin Pr > t	Değişken Sınıfı
Durağanlık	1	7 672 508	1 967 978	3,90	0,0003	
t1	1	301 952	64 813	4,66	<,0001	t1
lAvustralyat1	1	-1,0105	0,1963	-5,15	<,0001	
ldAvustralyat1_1	1	0,1026	0,1420	0,72	0,4729	

Tablo 60'ta Avustralya için tahmin parametreleri verilmiştir. Parametrelere tahminlerine bakıldığında tahmin değeri, tahmin için standart hata, t değeri ve gecikme dönemi verilmiştir. Tahminlerde birinci fark işlemlerinde verilerin durağan olduğunu ve anlamlılık düzeyinin arttığı belirlenmiştir.

Tablo 61'de Avustralya için ARIMA prosedürleri verilmiştir.

Tablo 61. Avustralya için ARIMA Prosedürü

Değişken ismi = Avustralyat ₁	
Fark alma dönemi (yıl)	1
Çalışma serisinin ortalaması (ton)	483 775,2
Standart sapma (ton)	6 064 218
Gözlem sayısı (yıl)	61
Fark alma ile azaltılan gözlem (yıl)	1

Avustralya için buğday üretimi için gözlem sayısı 62-1=61'dir. Buğday üretiminde her değer 1 yıl önceki değere göre fark işlemi bulunması ile Avustralya için çalışma serisi ortalaması 483 775,2 ton ve standart sapması 6 064 218 tondur.

Tablo 62'de Avustralya için karesi alınmış kanonik korelasyon tahminleri belirtilmiştir.

Tablo 62. Avustralya için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,1689	0,0027	0,0295	0,0023	0,0518	0,0161
AR 1	0,0274	0,0290	0,0164	0,0378	0,0446	0,0076
AR 2	0,0934	0,0007	0,0389	0,0037	0,0345	0,0009
AR 3	0,1438	0,0562	0,0517	0,0349	0,0223	0,0226
AR 4	0,0002	0,0023	0,0147	0,0032	0,0227	0,0060
AR 5	0,0023	0,0003	0,0093	0,0029	0,0214	0,0008

Tablo 62’de deęerlerin %5 anlamlı olduęu blgeler tespit edilmiřtir.

Tablo 63’te Avustralya iin SCAN Ki Kare [1] tahmin verileri yer almaktadır.

Tablo 63. Avustralya iin SCAN Ki Kare [1] Olasılık Deęerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0008	0,7291	0,2521	0,7577	0,1391	0,4277
AR 1	0,1965	0,2792	0,4843	0,2350	0,2366	0,5806
AR 2	0,0162	0,8636	0,1687	0,7003	0,2204	0,8469
AR 3	0,0027	0,1132	0,2030	0,2908	0,3939	0,3771
AR 4	0,9214	0,7202	0,3709	0,7027	0,3739	0,7215
AR 5	0,7187	0,9162	0,5645	0,7238	0,3971	0,8929

SCAN’da verilen dikdrtgen alanındaki her bir bileřenler %5 iin anlam ifade etmemektedir.

Tablo 64’te Avustralya iin geniřletilmiř rnek otokorelasyon iřlevleri verilmiřtir.

Tablo 64. Avustralya iin Geniřletilmiř rnek Otokorelasyon iřlevleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	-0,4095	0,0480	-0,1591	-0,0439	0,2012	-0,1086
AR 1	-0,3955	0,0275	-0,1322	-0,0199	0,2155	-0,1367
AR 2	-0,5167	-0,1468	-0,1707	-0,0791	0,1836	-0,0776
AR 3	-0,5600	0,2003	-0,2677	-0,2856	0,1921	-0,0522
AR 4	0,0200	-0,1379	-0,2558	0,1301	-0,2659	-0,0679
AR 5	0,1892	0,0046	-0,2122	-0,0226	-0,1873	0,0495

Tablo 65’te Avustralya iin ESACF olasılık deęerleri verilmiřtir.

Tablo 65. Avustralya iin ESACF Olasılık Deęerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0014	0,7454	0,2831	0,7712	0,1832	0,4849
AR 1	0,0022	0,8538	0,4299	0,8910	0,1268	0,4405
AR 2	<,0001	0,3079	0,4198	0,6395	0,2058	0,6113
AR 3	<,0001	0,2541	0,1421	0,0551	0,1835	0,7365
AR 4	0,8797	0,3027	0,0539	0,3886	0,1214	0,7649
AR 5	0,1567	0,9748	0,1594	0,8757	0,4492	0,8413

Tablo 67’de Türkiye için ESACF olasılık değerleri AR ve MA değerleri, ESACF tepe değerleri (2,0),(3,0),(3,3),(4,2) anlamsız değişkenleri belirtilmektedir.

Tablo 66’da Avustralya için minimum bilgi ölçütüne ilişkin olasılık değerleri tabloda sunulmuş ve modellerin karşılaştırılmasında değerlendirme kriteri olarak kullanılmıştır.

Tablo 66. Avustralya için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	31,16653	30,94516	30,98092	30,93908	31,00257	31,0577
AR 1	31,06552	31,00973	31,03359	30,99916	31,06541	31,11664
AR 2	31,08648	31,06919	31,0629	31,05998	31,12696	31,18387
AR 3	31,05103	31,06374	31,11296	31,12669	31,1915	31,24568
AR 4	30,98163	31,03858	31,09208	31,15356	31,19018	31,20981
AR 5	31,04851	31,09547	31,13574	31,19447	31,23733	31,15335

Not: p=1 ve q= 0 alınmıştır.

Tablo 66’da MA(0-5) ve AR(0-5) BIC değerleri verilmiştir. 36 model içerisinde 8 en iyi model ölçütleri belirlenmiştir.

Tablo 67’de Avustralya için ARMA deneme sıralama ölçütlerinin sonuçları sunulmuştur.

Tablo 67. Avustralya için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri

SCAN			ESACF		
p+d	q	BIC	p+d	Q	BIC
0	1	30,94516	0	1	30,94516
4	0	30,98163	1	1	31,00973
			2	1	31,06919
			3	1	31,06374
			4	0	30,98163
			5	0	31,04851

Minimum Tablo Değeri: BIC(0,3) = 30,93908,%5 önem seviyesinde

36 BIC değerinden SCAN ve ESACF ile 6 en iyi model katsayıları belirlenmiştir.

Tablo 68’de Avustralya için Genişletilmiş Dickey-Fuller kök testleri verilmiştir.

Tablo 68. Avustralya için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri

Type	Gecikmeler	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	5	89,9342	0,9999	-3,90	0,0002		
	6	54,4050	0,9999	-3,74	0,0003		
	7	109,2440	0,9999	-2,89	0,0046		
	8	33,7455	0,9999	-3,16	0,0021		
Single Mean	5	68,2929	0,9999	-4,18	0,0016	8,79	0,0010
	6	43,2842	0,9999	-4,05	0,0024	8,20	0,0010
	7	53,6798	0,9999	-3,19	0,0262	5,08	0,0393
	8	25,0471	0,9999	-3,64	0,0079	6,65	0,0022
Trend	5	68,5919	0,9999	-4,12	0,0103	8,59	0,0036
	6	43,4691	0,9999	-3,98	0,0150	8,11	0,0126
	7	53,6002	0,9999	-3,15	0,1063	5,03	0,1863
	8	24,9838	0,9999	-3,60	0,0396	6,50	0,0498

Tablo 68’de Avustralya için Zero mean, single mean, trend olmak üzere üç aşama da testlerin sonuçları verilmiştir. Parametrelerin anlamlı olmasından dolayı seriler durağan olmakta ve H₀ hipotezi (birim kök varlığı) reddetmektir. Avustralya için ADF testlerinin sonuçları (p,l,q) farkları alınmıştır.

Tablo 69’da Avustralya için belirlenen p ve q değerlerine dayalı olarak sıralama ölçüt testlerinin sonuçları sunulmuş, böylece farklı ARIMA modellerinin performansları karşılaştırılarak en uygun modelin belirlenmesine olanak sağlanmıştır..

Tablo 69. Avustralya için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri

p	q	BIC	MAE	MSE	SBC	MAPE	DW	AIC	HQC	R ²
3	1	31,06	3,49	19,99	1 977	254,81	1,98	1 975	1 976	0,46
1	1	31,01	3,44	20,57	1 979	144,84	1,96	1 977	1 977	0,59
0	1	30,95	3,45	20,46	1 978	187,93	1,97	1 976	1 977	0,47
2	1	31,07	3,46	20,50	1 978	157,52	1,97	1 976	1 977	0,47
4	0	30,98	4,08	29,91	2 001	352,11	2,06	1 999	1 999	0,72
5	0	31,05	4,10	28,55	1 998	396,86	2,02	1 996	1 997	0,71

Not: MSE değerleri 10¹⁰, MAE değerleri 10⁵ ve MAPE değerleri 10² ile çarpılmalıdır.

Tablo 69'daki deęerler incelendięinde en iyi modelin ARIMA(3,1,1) olduęu belirlenmiřtir.

Tablo 70'te Avustralya iin kořullu en kk kareler yntem tahmini verilmiřtir.

Tablo 70. Avustralya iin Kořullu En Kk Kareler Yntem Tahmini

Parametre	Tahmin	Se	t Deęeri	Approx Pr > t	Gecikme
MU	320 714,4	25 161,3	12,75	<,0001	0
MA1,1	1,00000	0,05744	17,41	<,0001	1
AR1,1	-0,19918	0,14912	-1,34	0,1869	3
Sabit Tahmini		384 594,7			
Varyans Tahmini		2,131E13			
Se Tahmini		4 616 355			
AIC		2 048,138			
SBC		2 054,471			
Kalıntı Sayısı		61			

Tabloda MA parametre tahmini 1,00000 iken AR etiketli otoregresif ortalama parametre tahmini 0,14912'dir.62 deęiřken yılı var iken 1 yıllık gecikme uygulanarak 62-1=61kalıntı sayısı belirlenmiřtir.

Tablo 71'de Avustralya iin korelasyon parametre tahmini verilmiřtir.

Tablo 71. Avustralya iin Korelasyon Parametre Tahminleri

Parametreler	MU	MA1,1	AR1,1
MU	1,000	0,831	0,236
MA1,1	0,831	1,000	0,268
AR1,1	0,236	0,268	1,000

Tablo 71'de korelasyonun 1 ve deęiřkenlerin dięer deęiřkenlerle iliřkilerinin 1 olmaması beklenmektedir bu sebepten yapılan tahmin korelasyonun dřk olduęu gzlemlenmektedir.

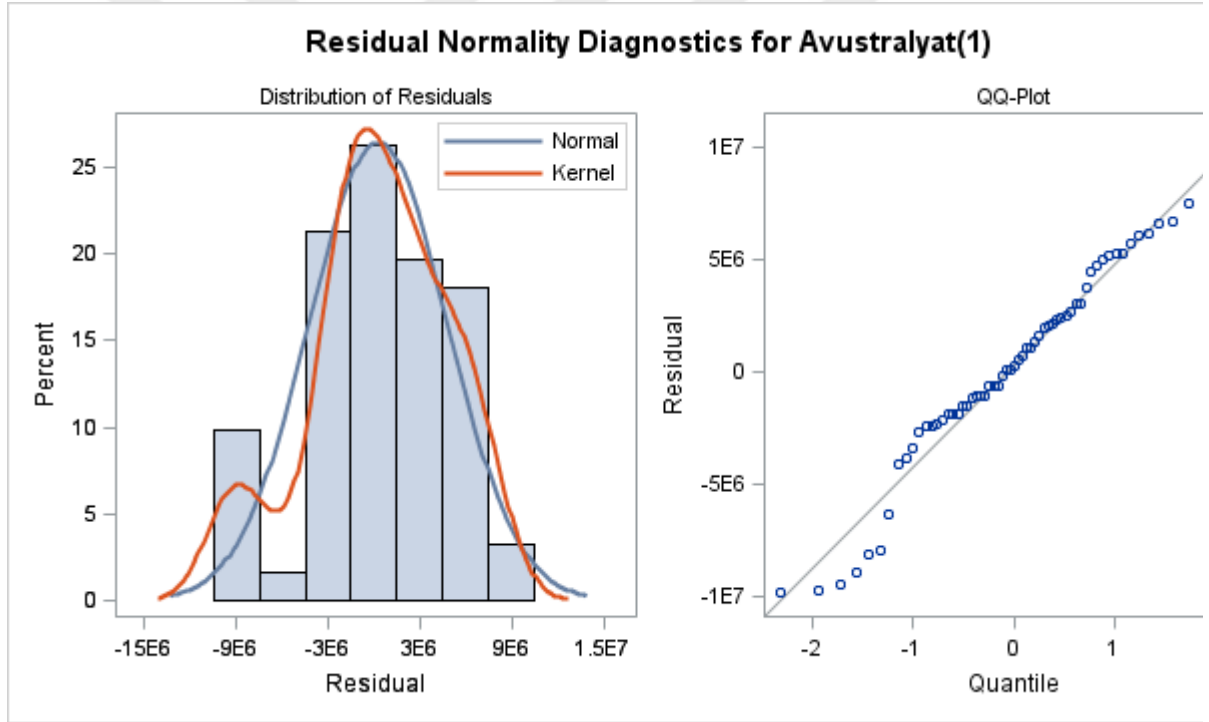
Tablo 72'de Avustralya iin kalıntıların otokorelasyon kontrol verilmiřtir

Tablo 72. Avustralya için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü

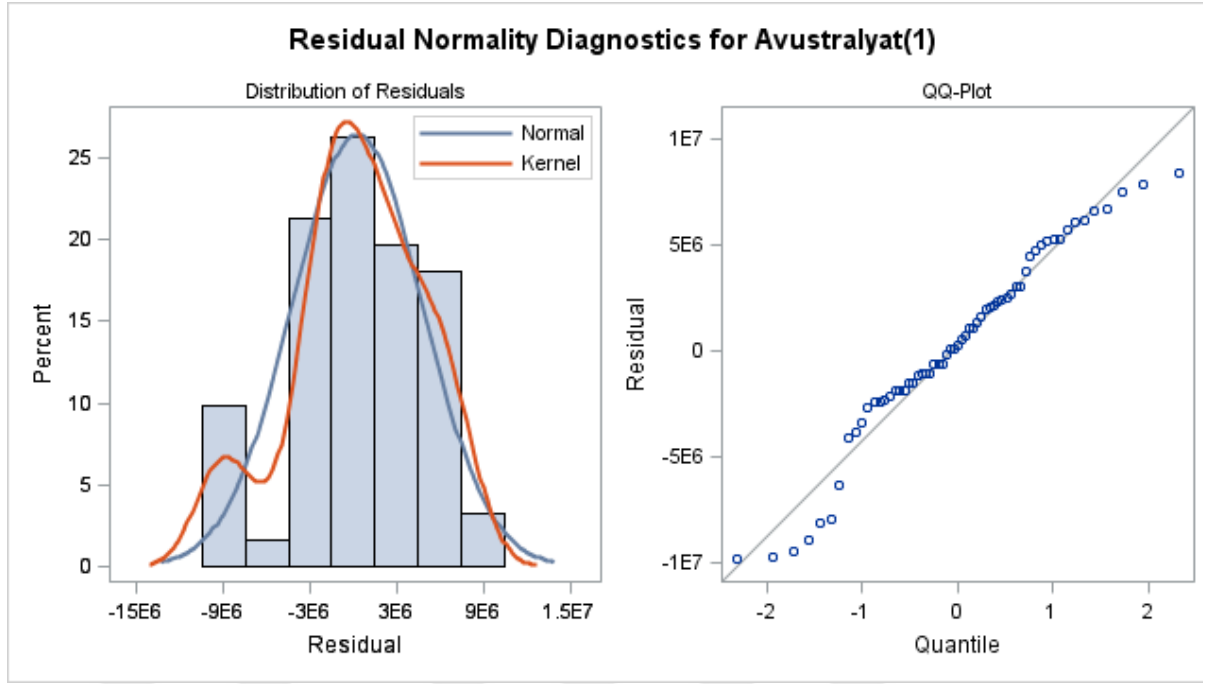
Gecikme	Chi-Sq	DF	Pr > ChiSq	Otokorelasyon					
6	4,67	4	0,3226	0,090	-0,028	-0,058	-0,076	0,116	-0,191
12	12,61	10	0,2461	-0,134	-0,102	-0,246	0,036	0,013	0,130
18	21,78	16	0,1506	0,155	-0,220	0,139	0,098	0,083	0,052
24	25,89	22	0,2562	-0,125	-0,022	0,132	-0,071	0,028	-0,063

Tablo 74'te bakıldığında otokorelasyonun yok hipotezini yüksek olup beyaz gürültü olup kalıntı değerlerinin anlamlılık seviyesini reddetmektedir ayrıca veriler durağan olmaktadır.

Şekil 23'te Avustralya için kalıntı korelasyon göstergeleri verilmiştir.

**Şekil 23.** Avustralya için kalıntı korelasyon göstergeleri

Şekil 24'te Avustralya için kalıntı normalliği göstergeleri verilmiştir.



Şekil 24. Avustralya için kalıntı normalliği tanılama

Şekil 24’te artıkların olduğu H_0 hipotezinin reddedilemeyeceğini beyaz gürültü ile korelasyon testi grafiklerinden gösterirken normalden sapmanın var olup olmadığını ise normallik grafikleri göstermektedir. Avustralya için ARIMA(3,1,1) modeli üretim serisinde yeterli olmaktadır.

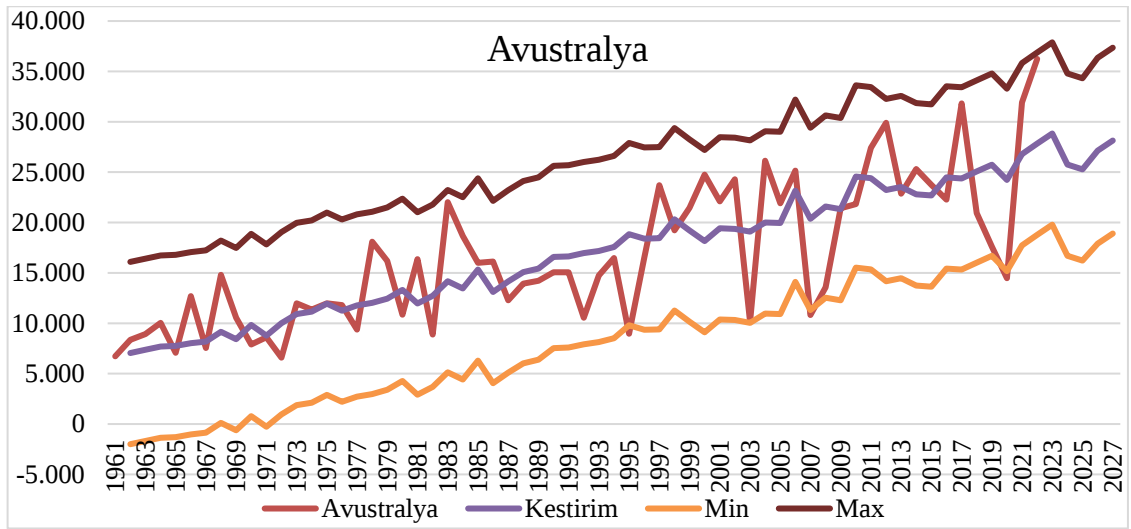
Tablo 73’te Avustralya için tahmin ortalaması gecikme, AR ve MA faktör 1 değeri verilmiştir.

Tablo 73. Avustralya için Tahmin Ortalaması Gecikme, AR ve MA Faktör 1 Değeri

Tahmin Ortalaması (ton)	320 714,4
Gecikme Değeri (yıl)	1
AR faktör 1 Değeri	$1 + 0,19918 B^{**}(3)$
MA faktör 1 Değeri	$1 - 1 B^{**}(1)$

Tablo 73’te bakıldığında tahmin ortalaması 320 714,4 ton, gecikme değeri(yıl) 1, AR faktör 1 değeri $1 + 0,19918 B^{**}(3)$ iken MA faktör 1 değeri $1 - 1 B^{**}(1)$ olarak tespit edilmiştir.

Şekil 25’te Avustralya için 1961-2027 yılları için buğday üretim öngörüsü verilmiştir.



Şekil 25. 1961-2027 yıllarında Avustralya'nın buğday üretim öngörüsü (bin ton)

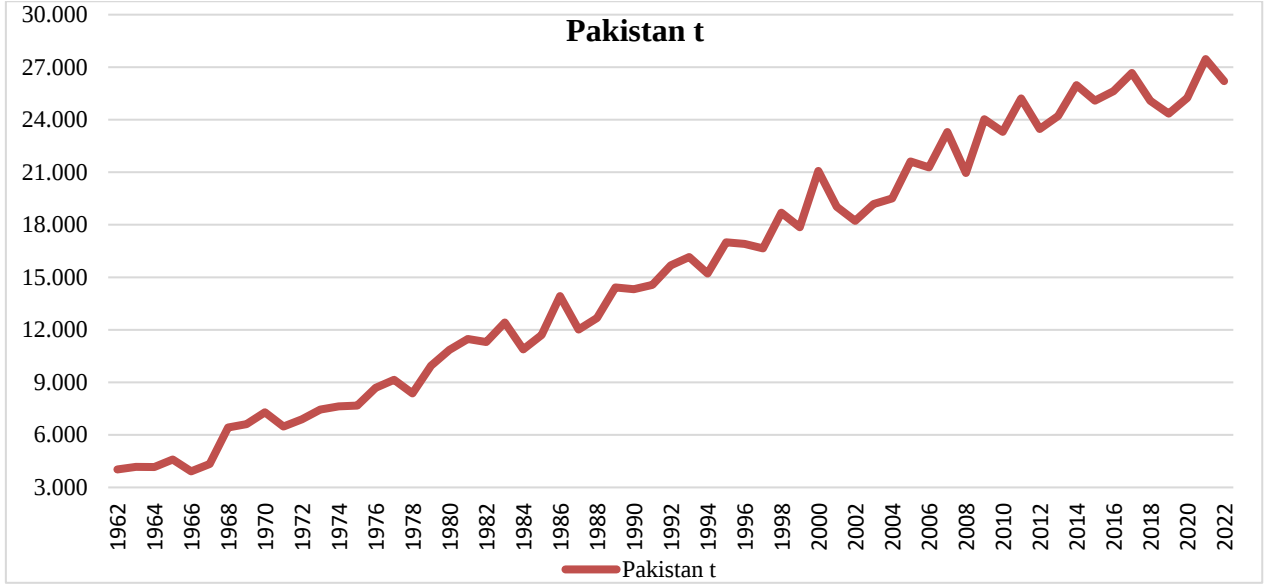
Şekil 25'te Avustralya'nın 1961-2022 yılları buğday üretim verileri kullanılarak 2023-2027 yıllarında minimum, maksimum ve ortalama buğday üretimlerinin kestirim değerleri verilmiştir. Avustralya 1961 senesinde buğday üretimi 67,27 milyon ton, 2022 senesinde ise 36,24 milyon tondur. Avustralya buğday üretimi 2023-2027 yılları 5 yıllık ortalama üretim miktarı 27,02 milyon ton, minimum ortalama üretim 17,90 milyon ton ve maksimum ortalama üretim 36,14 milyon ton olması beklenmektedir. USDA (2025) öngörüsüne göre Avustralya için 2023 ve 2024 yılları üretim miktarı 25,96 ve 32,00 milyon ton şeklinde verilmiştir. Bizim çalışmamıza bakıldığında aynı yıllar için 28,84 ve 25,75 milyon ton olarak tespit edilmiştir. FAO (2025) 2023 yılı için 41,23 milyon ton olarak açıklamıştır.

Pakistan için yapılan tahminler

Pakistan için model belirleme

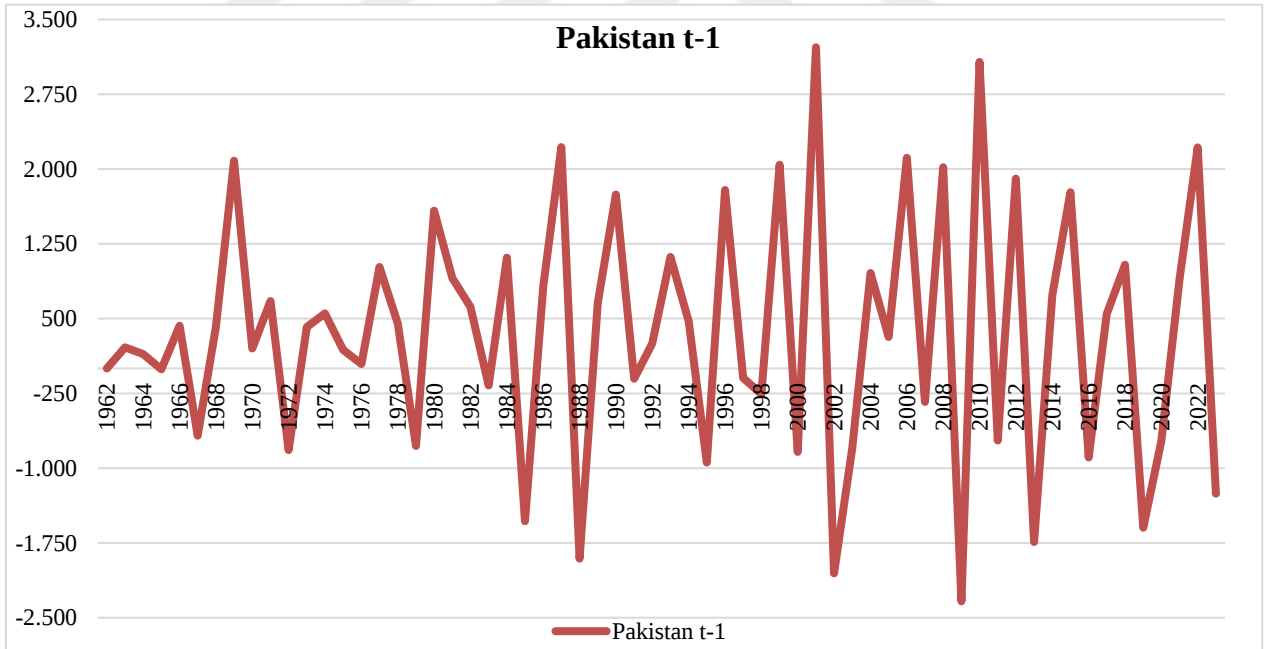
Durağanlık tespiti

ARIMA modelinin ilk aşamasında durağan olup olmadığının belirlenmesi için Genişletilmiş Dicky-Fuller (ADF) testiyle çalışılmaktadır. Pakistan için 1961-2022 yılı buğday üretim verileri dikkate alınca verilerin durağan olmadığı Şekil 31'de gösterilmektedir.



Şekil 26. 1961-2022 döneminde Pakistan buğday üretimi (bin ton)

Pakistan verilerinin durağan olmadığı tespit edildikten sonra, verilerin bir yıl gecikmeli olarak fark işlemi uygulanarak durağanlaştırma işlemi gerçekleştirilmiştir. Bu işlem sonucunda, verilerin durağan hale gelmesinin bir yıl gecikme ile $d=1$ olduğu durumda sağlandığı tespit edilmiştir.



Şekil 27. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Pakistan buğday üretimi (bin ton)

Pakistan için parametre tahminleri (En uygun modelin tahmini)

Tablo 74'te Pakistan için parametre tahminleri

Tablo 74. Pakistan için Parametre Tahminleri

Değişken	DF	Tahmin	Se	t Değeri	Tahmin Pr > t	Değişken Sınıfı
Durağanlık	1	2 265 691	453 746	4,99	<,0001	
Pakistant₁	1	334 239	74 136	4,51	<,0001	t1
Pakistant₂	1	-0,8138	0,1798	-4,53	<,0001	
Pakistant₃	1	-0,1251	0,1330	-0,94	0,3513	

Parametre tahminleri göz önünde bulundurulduğunda, birinci dereceden gecikme işleminde değerlerin yüksek olmadığı, bu da serilerin birinci gecikme aşamasında durağanlık sağladığını göstermektedir. Bu aşamada, serilerin değişimlerinde önemli bir değişiklik olmadığı için ilk fark alma işlemi, durağanlık sağlayan temel işlem olarak belirlenmiştir. Ayrıca, ikinci dereceden gecikme işleminde anlamlılık gözlemlenmiş olup, bu da serilerin daha ileri derecedeki farklarının alındığında da durağanlık sağladığını ortaya koymaktadır. Bu durum, serilerin birinci farkının alınmasıyla, yani $d=1$ değeri ile, durağan hale geldiğini ve ardından yapılan ek işlemlerin serinin stabilitesini artırdığını doğrulamaktadır.

Tablo 75'te Pakistan için ARIMA prosedürleri verilmiştir.

Tablo 75. Pakistan için ARIMA Prosedürü

Değişken ismi = Pakistant₁	
Fark alma dönemi (yıl)	1
Çalışma serisinin ortalaması (ton)	367 125,8
Standart sapma (ton)	1 243 677
Gözlem sayısı (yıl)	61
Fark alma ile azaltılan gözlem (yıl)	1

Tabloda görüldüğü gibi gözlem sayısı $62-1=61$ 'dir. Yani buğday üretiminde her verinin 1 yıl önceki değere göre fark işlemi alınarak elde edilen değerlerin ortalaması 367 125,8 ton ve standart sapması 1 243 677 tondur.

Tablo 76'da Pakistan için karesi alınmış kanonik korelasyon tahminleri belirtilmiştir.

Tablo 76. Pakistan için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,2691	0,0025	0,0012	0,0011	0,0022	0,0005
AR 1	0,0809	0,0010	<,0001	0,0020	0,0003	0,0017
AR 2	0,0450	0,0009	0,0018	0,0004	<,0001	0,0014
AR 3	0,0172	0,0020	<,0001	<,0001	0,0055	0,0035
AR 4	0,0252	0,0001	0,0006	0,0021	0,0027	0,0071
AR 5	0,0563	0,0749	0,0539	0,0392	0,0179	0,0075

Tablo 77’de Pakistan için SCAN Ki Kare [1] tahmin verileri yer almaktadır.

Tablo 77. Pakistan için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	<,0001	0,7539	0,8300	0,8392	0,7762	0,8896
AR 1	0,0245	0,8352	0,9928	0,8101	0,9245	0,7968
AR 2	0,0993	0,8518	0,8134	0,9168	0,9606	0,8172
AR 3	0,3155	0,7798	0,9569	0,9890	0,6486	0,6981
AR 4	0,2279	0,9430	0,8802	0,7610	0,7234	0,5606
AR 5	0,0718	0,0394	0,1288	0,2076	0,4456	0,6419

Tablo 78’de Pakistan için genişletilmiş örnek otokorelasyon işlevleri verilmiştir.

Tablo 78. Pakistan için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	-0,5114	0,0483	-0,0334	0,0316	-0,0435	-0,0215
AR 1	-0,4477	-0,3107	0,0047	-0,0606	-0,0273	-0,0062
AR 2	-0,4949	-0,4240	-0,0919	-0,0441	-0,0025	0,0198
AR 3	-0,4484	-0,2754	0,1282	-0,1068	0,0003	0,0083
AR 4	-0,4788	-0,0239	-0,1291	-0,0189	-0,1250	0,0160
AR 5	-0,4685	0,0145	-0,1538	-0,0642	-0,1174	0,0724

Tablo 79’da Pakistan için ESACF olasılık değerleri verilmiştir.

Tablo 79. Pakistan için ESACF Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	<,0001	0,7599	0,8330	0,8417	0,7839	0,8922
AR 1	0,0005	0,0175	0,9752	0,6651	0,8752	0,9681
AR 2	0,0001	0,0011	0,5314	0,7802	0,9870	0,8924
AR 3	0,0006	0,0406	0,4101	0,4481	0,9983	0,9551
AR 4	0,0003	0,8800	0,4028	0,9052	0,4457	0,9102
AR 5	0,0005	0,9271	0,2954	0,6626	0,4045	0,6261

Tablo 80’de Pakistan için minimum bilgi ölçütüne ilişkin olasılık değerleri tabloda sunulmuş ve modellerin karşılaştırılmasında değerlendirme kriteri olarak kullanılmıştır.

Tablo 80. Pakistan için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	28,02105	27,66399	27,71603	27,77883	27,84349	27,88926
AR 1	27,74161	27,70132	27,70339	27,76542	27,82973	27,88515
AR 2	27,70684	27,74425	27,76572	27,78427	27,84723	27,90011
AR 3	27,70854	27,77469	27,82014	27,85067	27,89345	27,94998
AR 4	27,75499	27,82003	27,87695	27,9127	27,96036	27,97568
AR 5	27,80043	27,85287	27,92018	27,96707	28,02255	28,03999

Not: p=1 ve q= 0 alınmıştır..

Tablo 80’de, hata serilerinin AR modeli kullanılarak tahmin edilmesiyle elde edilen MINIC tablosunun minimum değeri, ARIMA(5,1,1) modelinin geçici bir model olduğunu ve önceki sonucu doğruladığını göstermektedir. Ayrıca, hem SCAN tablosu hem de ESACF tablosu, ilgili BIC değerleriyle ilişkilendirilerek listelenmiştir. Bu değerler, modelin uygunluğunu değerlendiren önemli kriterleri olup önerilen modellerin doğruluğunu ve güvenilirliğini ortaya koymaktadır.

Tablo 81’de Pakistan için ARMA deneme sıralama ölçütlerinin sonuçları sunulmuştur.

Tablo 81. Pakistan için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri

SCAN			ESACF		
p+d	q	BIC	p+d	q	BIC
0	2	27,71603	0	1	27,66399
			2	2	27,76572
			3	2	27,82014
			4	1	27,82003
			5	1	27,85287

Minimum Tablo Değeri: BIC(0,1) = 27.66399,%5 önem seviyesinde

36 BIC değerinden SCAN ve ESACF ile 4 en iyi model katsayıları belirlenmiş olup bu p ve q değerlerinden en küçük BIC'e göre ARIMA(0,1,1) en iyi model olarak görünmesine rağmen AIC, DW, MSE, R^2 vb. kriterler bir sonraki tablolarda dikkate alınarak en iyi model belirlenecektir.

Tablo 82'de Pakistan için Genişletilmiş Dickey-Fuller kök testleri verilmiştir.

Tablo 82. Pakistan için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri

Type	Gecikmeler	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	5	-9,7543	0,0264	-1,76	0,0746		
	6	-2,9846	0,2316	-1,10	0,2430		
	7	-2,6287	0,2620	-1,08	0,2486		
	8	-2,2894	0,2953	-1,09	0,2462		
Single Mean	5	45,1566	0,9999	-5,51	0,0001	15,20	0,0010
	6	105,5501	0,9999	-3,28	0,0208	5,37	0,0307
	7	48,6778	0,9999	-3,14	0,0293	4,97	0,0424
	8	32,6277	0,9999	-2,96	0,0448	4,49	0,0627
Trend	5	45,4640	0,9999	-5,53	0,0002	15,49	0,0010
	6	105,4208	0,9999	-3,30	0,0764	5,62	0,0928
	7	50,1524	0,9999	-3,13	0,1103	4,99	0,1945
	8	33,4041	0,9999	-2,92	0,1637	4,34	0,3218

Tablo 82’de testlerin sonuçları göstermiştir ki birim kök yoktur ve tablo 85’teki değerler p değerleri Zero Mean’da anlamlı olduğu için H_0 hipotezi olan birim kök özelliği reddedilmektedir.

Tablo 83’te Pakistan için belirlenen p ve q değerlerine dayalı olarak sıralama ölçüt testlerinin sonuçları sunulmuş, böylece farklı ARIMA modellerinin performansları karşılaştırılarak en uygun modelin belirlenmesine olanak sağlanmıştır..

Tablo 83. Pakistan için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri

p	q	BIC	MSE	SBC	MAE	MAPE	DW	AIC	HQC	R ²
0	1	27,66	96,77	1 798,80	80,10	159,27	1,99	1 796,72	1 797,53	0,50
0	2	27,72	12,14	1 812,19	89,15	85,22	2,21	1 810,11	1 810,92	0,73
2	2	27,77	12,18	1 812,36	89,23	84,95	2,21	1 810,28	1 811,10	0,73
3	2	27,82	12,10	1 811,96	89,11	85,41	2,22	1 809,88	1 810,69	0,74
4	1	27,82	9,67	1 798,77	80,04	156,92	1,99	1 796,69	1 797,50	0,50
5	1	27,85	9,66	1 798,66	79,48	168,01	1,99	1 796,59	1 797,40	0,50

Not: MSE değerleri 10^{10} , MAE değerleri 10^5 ve MAPE değerleri 10^2 ile çarpılmalıdır.

Bu değerler dikkate alındığında modeller karşılaştırılarak en iyi modelin ARIMA (5, 1, 1) olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 84’te Pakistan için koşullu en küçük kareler yöntem tahmini verilmiştir.

Tablo 84. Pakistan için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini

Parametre	Tahmin	Se	t Değeri	Approx Pr > t	Gecikme
MU	385 711,6	27 355,5	14.10	<.0001	0
MA1.1	0,79463	0,08432	9.42	<.0001	1
Sabit Tahmini		385 711,6			
Varyans Tahmini		9,698E11			
Se Tahmini		984 804,1			
AIC		1 858,701			
SBC		1 862,923			
Kalıntı Sayısı		61			

Tablo 85’te Pakistan için korelasyon parametre tahmini verilmiştir.

Tablo 85. Pakistan için Korelasyon Parametre Tahminleri

Parametre	MU	MA1,1	AR1,1
MU	1,000	-0,056	-0,028
MA1,1	-0,056	1,000	0,763
AR1,1	-0,028	0,763	1,000

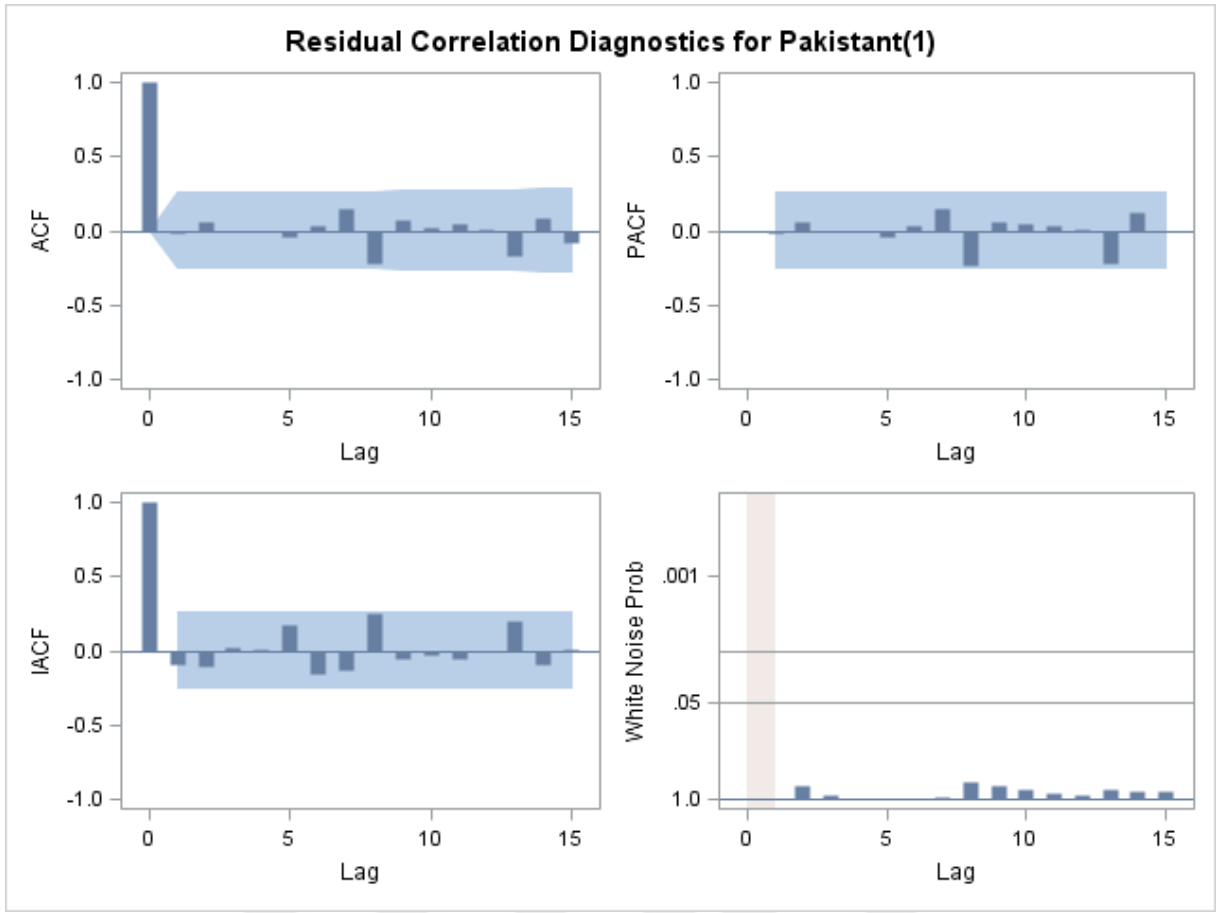
Tablo 86’da Pakistan için kalıntıların otokorelasyon kontrolü verilmiştir.

Tablo 86. Pakistan için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü

Gecikme	Chi-Sq	DF	Pr > ChiSq	Otokorelasyon					
6	0,45	5	0,9940	-0,019	0,053	-0,006	-0,007	-0,053	0,026
12	6,10	11	0,8663	0,139	-0,229	0,069	0,015	0,037	-0,001
18	10,59	17	0,8769	-0,170	0,086	-0,090	0,066	0,064	0,042
24	15,23	23	0,8861	-0,043	-0,112	0,081	-0,159	-0,042	0,013

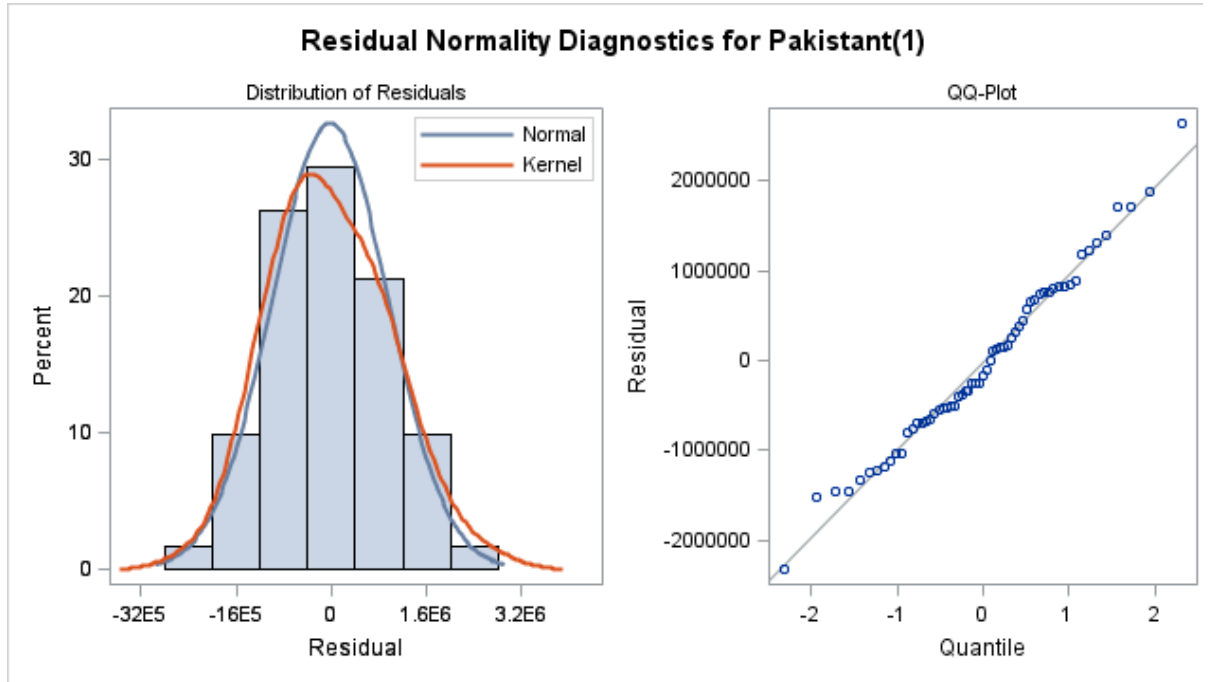
Tablo 86’da yer alan kalıntı değerlerinin tamamının anlamlı olmadığı gözlemlendiği için beyaz gürültü olduğu ve dolayısıyla durağanlık sağlandığı sonucuna varılmaktadır. Bu modeldeki artıkların görsel kontrolü ise Şekil 35 ve Şekil 36’da sunulmaktadır. Artıkların varlığına dair hipotezinin reddedilemeyeceği, beyaz gürültü testi ve korelasyon testi grafikleriyle doğrulanmaktadır. Ayrıca, normal dağılımdan sapma olmadığı normallik grafiklerinde gösterilmektedir. Bu bulgular ışığında, ARIMA(5,1,1) modelinin, Pakistan’ın buğday üretimi serisindeki değişimi açıklamak için yeterli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Şekil 28’de Pakistan için kalıntı korelasyon göstergeleri verilmiştir.



Şekil 28. Pakistan için kalıntı korelasyon göstergeleri

Şekil 29’da Pakistan için kalıntı normallik göstergeleri verilmiştir.



Şekil 29. Pakistan için kalıntı normalliği göstergeleri

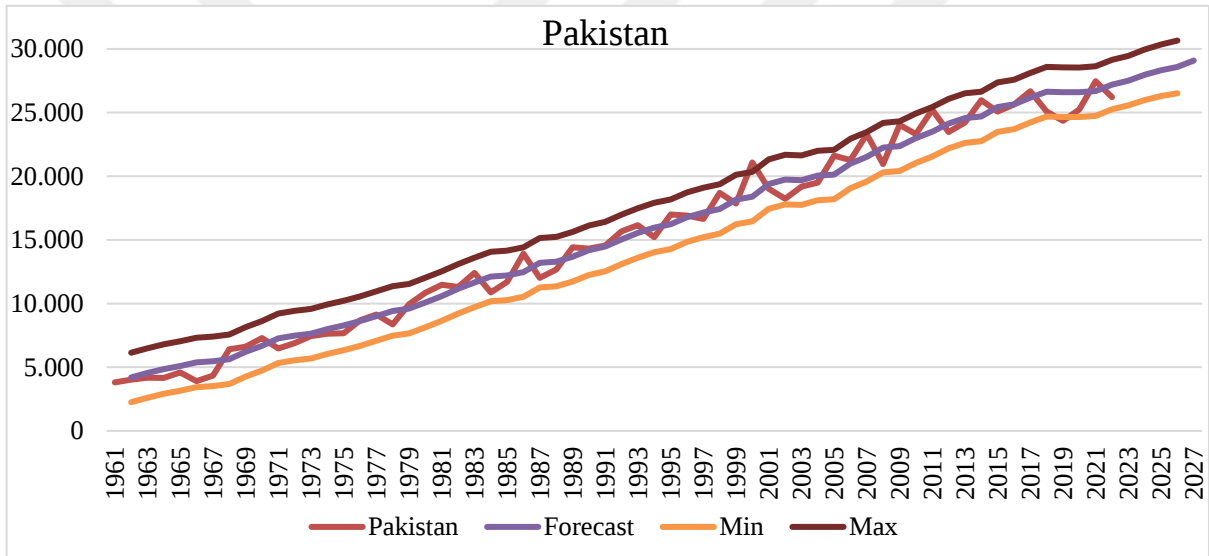
Tablo 87’de Pakistan için tahmin ortalaması gecikme ve AR, MA faktör 1 değeri verilmiştir.

Tablo 87. Pakistan için Tahmin Ortalaması Gecikme AR ve MA Faktör 1 Değerleri

Tahmin Ortalaması (bin ton)	385 711,6
Gecikme Değeri (yıl)	1
AR faktör 1 Değeri	0
MA faktör 1 Değeri	$1 - 0,79463 B^{**}(1)$

Pakistan için tahmin ortalaması 26 257,3 ton, gecikme değeri 1, AR faktör 1 değeri 0 ve MA faktör 1 değeri $1 - 0,79463 B^{**}(1)$ olarak belirlenmiştir.

Şekil 30’da Pakistan için 1961-2027 yılları buğday üretim öngörüsü verilmiştir.



Şekil 30. 1961-2027 yıllarında Pakistan’ın buğday üretim öngörüsü (bin ton)

Şekil 30’da Pakistan’ın 1961-2022 yılları buğday üretim verileri kullanılarak 2023-2027 yıllarına ait minimum, maksimum ve buğday üretiminin kestirim değerleri verilmiştir. Şekil 36’da görüldüğü üzere Pakistan buğday üretimi 1961 yılında yaklaşık olarak 3,81 milyon ton iken, 2001 yılında 19,03 milyon tona yükselmiş ve son olarak 2022 yılında 26,21 milyon ton olmuştur. Pakistan için buğday üretimi 2027 yılında 29,08 milyon ton civarına yükseleceği öngörülmektedir. Saeed,et al. (2000), Pakistan’da buğday üretiminin tahmininde 51 yıllık buğday üretim verileri için ARIMA(2,2,1) modelini en uygun model olarak belirleyerek 2010, 2011 ve 2012 yılları üretim öngörülerini sırasıyla, 25,02, 25,54 ve 26,05 milyon ton olarak tespit etmişlerdir. USDA (2025), Pakistan’ın 2024 yılında buğday üretiminin 31,4 milyon tona ulaşmasını beklerken, özellikle kuraklık ve düşük ekim oranları gibi olumsuz hava koşullarının etkisiyle bu üretimin 28,2 milyon ton ile 31,4 milyon ton arasında değişebileceğini

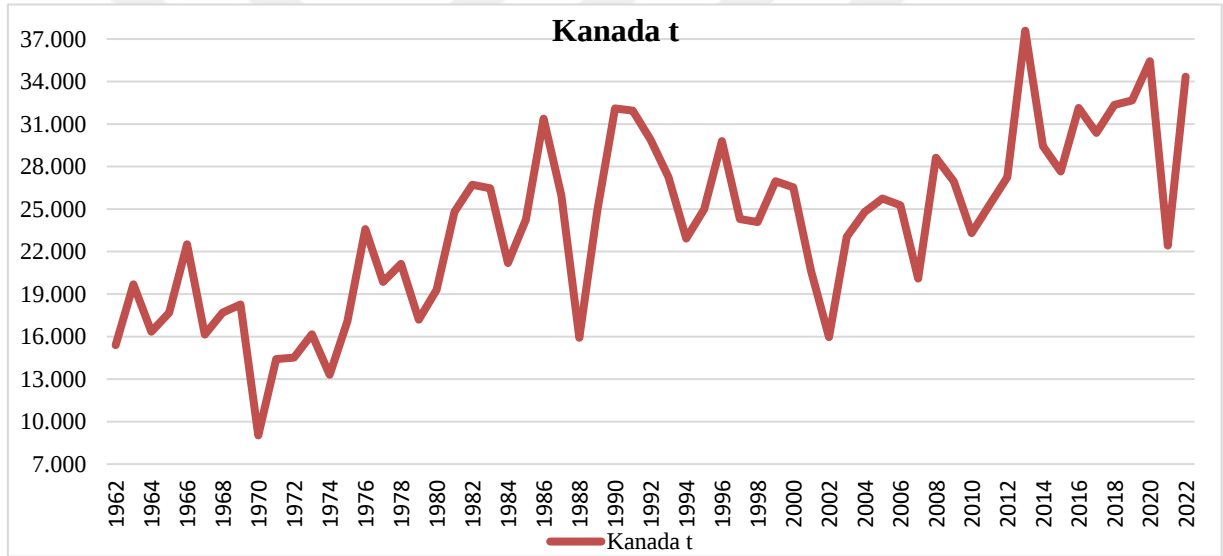
öngörmektedir. Ancak 2025 Şubatta yaşanan kuraklık nedeniyle, Pakistan Çiftçi Kurulu Genel Sekreteri Vakar Rizvi, buğday üretiminde geçen yıla göre %30 ila %35 arasında bir düşüş olabileceğini belirtmiştir. Kuraklık, özellikle buğdayın tane oluşumu ve çiçeklenme aşamasında ciddi riskler oluşturmakta bu tahminde, ülkenin buğday üretimindeki potansiyel artışı yansıtırsa da, kuraklık ve diğer çevresel faktörlerin üretim üzerinde sınırlayıcı bir etkisi olabileceği belirtilmektedir. Bu çalışmaya gelindiğinde ARIMA(5,1,1) modeli ile aynı yıllar için değerler sırasıyla, 22,98, 23,49 ve son olarak 24,13 milyon ton olarak tespit edilmiştir.

Kanada için yapılan tahminler

Kanada için model belirleme

Durağanlık tespiti

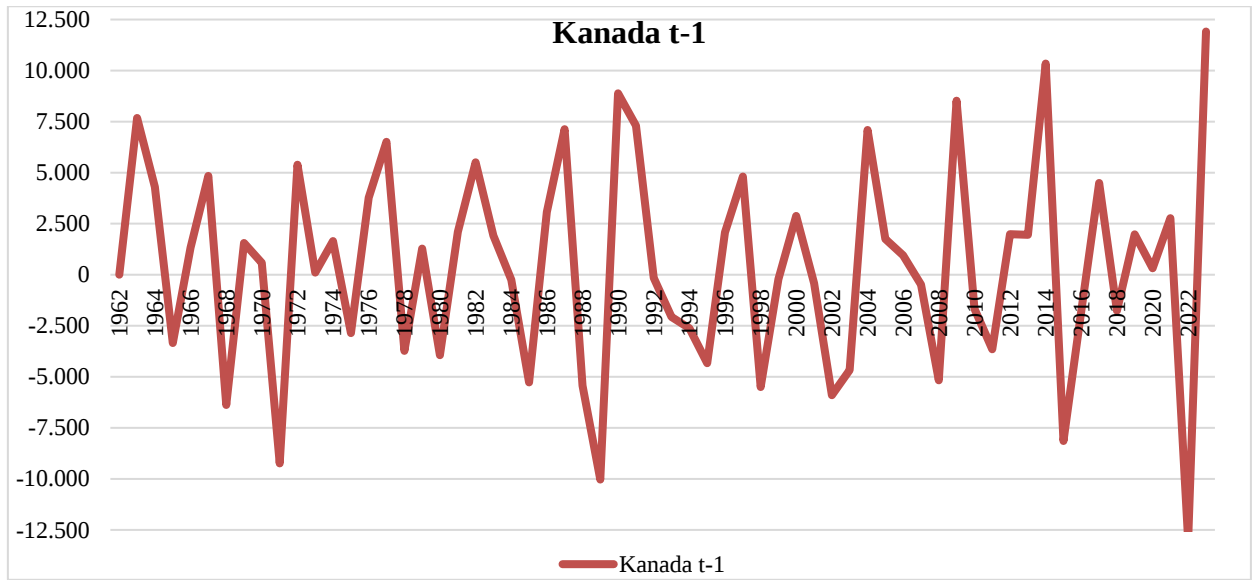
Şekil 31'de Kanada için 1961-2022 yılı buğday üretim verileri dikkate alınmıştır.



Şekil 31. 1961-2022 döneminde Kanada'nın buğday üretimi (bin ton)

Şekilde görüldüğü gibi Kanada'nın buğday üretimi 1961 yılında 7,7 milyon ton iken 2001 de 20,63 milyon tona ve 2022 yılında ise 34,34 milyon tona yükselmiştir. Yani 1961-2022 yılı verilerinin dönemler itibari ile sürekli bir artış olmasa da belirli bir trend göstermesi nedeniyle bu verilerin durağan olmadığı tespit edilmiştir. Bu nedenle bir sonraki adımda verilerin en az birinci dereceden farklarının alınması gerekmektedir. Kanada için veriler durağan olmadığı için verilere bir yıl fark alma işlemi uygulanmıştır.

Şekil 32'de Kanada için 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak buğday üretimleri grafiği oluşturulmuştur.



Şekil 32. 1961-2021 döneminde bir yıllık fark alınarak Kanada'nın buğday üretimi (bin ton)

Bu verilerin durağan olmaması nedeniyle bir önceki yıl verilerinden çıkartılarak bir yıl gecikme ile veriler durağanlaştığı ve daha önceki verilere göre trend dışı şekil oluşumu görülmektedir. Böylece $d=1$ olduğu zaman verilerin durağan oldukları tespit edilmiştir.

Kanada için parametre tahminleri (En uygun modelin tahmini)

Tablo 88'de Kanada için parametre tahminleri verilmiştir.

Tablo 88. Kanada için Parametre Tahminleri

Değişken	DF	Tahmin	Se	t Değeri	Tahmin Pr > t	Değişken Sınıfı
Durağanlık	1	2 225 196	745 811	2,98	0,0042	
Kanada t_1	1	110 488	48 015	2,30	0,0251	t_1
Kanada t_2	1	-0,3330	0,1293	-2,58	0,0127	
Kanada t_3	1	-0,0421	0,1451	-0,29	0,7728	

Tablo 88'de Kanada için parametre tahminlerinde DF, tahmin değeri, tahmin için standart hata, t değeri ve gecikme dönemi verilmiştir. Böylece parametre tahminlerinde birinci fark işlemlerinde verilerin durağanlaştığı ve anlamlılık düzeyinin arttığı tespit edilmiştir. Parametre tahminlerinin dikkate alınmasında birinci derecede gecikme işleminde değerlerin yüksek olmadığı yani birinci gecikmede durağanlık sağlanmıştır. Ayrıca ikinci derecede gecikme işleminde anlamlılık görüldüğü yani serilerin birinci farkının alınması ile serilerin durağanlaştırılabildiği sonucuna varılmaktadır.

Tablo 89'da Kanada için ARIMA prosedürleri verilmiştir.

Tablo 89. Kanada için ARIMA Prosedürü

Değişken ismi = Kanada t₁	
Fark alma dönemi (yıl)	1
Çalışma serisinin ortalaması (ton)	287 058,9
Standart sapma (ton)	1 627 861
Gözlem sayısı (yıl)	61
Fark alma ile azaltılan gözlem (yıl)	1

Tablo 89’da görüldüğü gibi gözlem sayısı $62-1=61$ 'dir. Yani buğday üretiminde her verinin 1 yıl önceki değere göre fark işlemi alınarak elde edilen değerlerin ortalaması 287 058,9 ton ve standart sapması 1 627 861 tondur.

Tablo 90’da Kanada için karesi alınmış kanonik korelasyon tahminleri belirtilmiştir.

Tablo 90. Kanada için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0525	0,0618	0,0071	0,0395	<,0001	0,0002
AR 1	0,1001	0,0069	0,0395	0,0425	0,0002	<,0001
AR 2	0,0734	0,0282	0,0288	0,0302	0,0028	0,0016
AR 3	<,0001	0,0014	0,0040	0,0031	0,0110	0,0110
AR 4	0,0015	0,0002	0,0056	0,0101	0,0009	0,0019
AR 5	0,0065	0,0057	0,0013	0,0015	0,0014	0,0004

Tabloda tüm öğelerin %5 güvenle anlamlı olduğu dikdörtgen bölge vardır. Bu bölgenin tepe noktası (1,0)'dir.

Tablo 91’de Kanada için SCAN Ki Kare [1] tahmin verileri yer almaktadır.

Tablo 91. Kanada için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0698	0,0631	0,5577	0,1709	0,9729	0,9316
AR 1	0,0119	0,5962	0,1796	0,1822	0,9331	0,9640
AR 2	0,0340	0,2807	0,3683	0,3134	0,7417	0,8060
AR 3	0,9463	0,7797	0,6502	0,7095	0,4867	0,5165
AR 4	0,7710	0,9324	0,5850	0,4962	0,8588	0,7785
AR 5	0,5464	0,6166	0,8239	0,8387	0,8266	0,9026

Tabloda SCAN’da (0,4), (2,1) ve (5,0) tepe noktaları verilen dikdörtgen alandaki tüm bileşenler %5 için anlamsızdır.

Tablo 92’de Kanada için genişletilmiş örnek otokorelasyon işlevleri verilmiştir.

Tablo 92. Kanada için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	-0,2284	-0,2470	-0,0836	0,1923	0,0046	0,0117
AR 1	-0,4881	-0,1332	-0,1348	0,1940	0,1218	-0,0019
AR 2	-0,5160	0,2417	-0,3393	0,2121	0,1428	-0,0161
AR 3	0,0331	-0,1433	0,1561	0,1435	-0,0562	0,0578
AR 4	0,1968	-0,0067	0,1797	0,1573	-0,0429	0,0975
AR 5	0,4171	0,1045	0,0357	0,0984	0,0339	0,0678

Tabloda AR ve MA değerleri, ESACF’ta tepe değerleri (1,0), (3,0), (0,2) ve (5,1) köşegen değerlerini içeren tüm dikdörtgendeki alandaki anlamsız değişkenleri tanımlanmaktadır.

Tablo 93’te Kanada için ESACF olasılık değerleri verilmiştir.

Tablo 93. Kanada için ESACF Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0745	0,0664	0,5557	0,1775	0,9748	0,9363
AR 1	0,0002	0,3701	0,3716	0,1767	0,4505	0,9908
AR 2	<,0001	0,1867	0,0142	0,1687	0,3950	0,9262
AR 3	0,8008	0,2904	0,2614	0,3431	0,7306	0,6934
AR 4	0,1374	0,9643	0,2678	0,3039	0,7890	0,5580
AR 5	0,0018	0,5002	0,8511	0,5965	0,8530	0,6836

Tabloda AR ve MA değerleri, ESACF’ta tepe değerleri (1,0), (2,0), (5,0) ve (2,2) köşegen değerlerini içeren tüm dikdörtgendeki alandaki anlamsız değişkenleri tanımlanmaktadır.

Tablo 94’te Kanada için minimum bilgi ölçütüne ilişkin olasılık değerleri tabloda sunulmuş ve modellerin karşılaştırılmasında değerlendirme kriteri olarak kullanılmıştır.

Tablo 94. Kanada için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	28,59975	28,53042	28,53621	28,60265	28,60786	28,66389
AR 1	28,59932	28,56805	28,6033	28,66864	28,67509	28,72579
AR 2	28,55857	28,58887	28,65423	28,70231	28,74211	28,79257
AR 3	28,55002	28,61701	28,68198	28,74572	28,8094	28,85767
AR 4	28,61677	28,67806	28,74368	28,80521	28,87095	28,92069
AR 5	28,67178	28,73274	28,79935	28,85934	28,91746	28,98434

Not: p=1 ve q= 0 alınmıştır.

Tablo 95’te Kanada için ARMA deneme sıralama ölçütlerinin sonuçları sunulmuştur.

Tablo 95. Kanada için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri

SCAN			ESACF		
p+d	q	BIC	p+d	q	BIC
0	1	28,53042	0	1	28,53042
3	0	28,55002	3	0	28,55002
			4	0	28,61677

Minimum Tablo Değeri: BIC(0,1) = 28,53942, %5 önem seviyesinde

36 BIC değerinden SCAN’da 3 ve ESACF’ta 4 ve toplamda 7 en iyi model katsayıları belirlenmiş olup bu p ve q değerlerinden en küçük BIC’e göre ARIMA(0,1,1) en iyi model olarak görünmesine rağmen AIC, DW, MSE, R^2 vb. kriterler bir sonraki tablolarda dikkate alınarak en iyi model belirlenecektir.

Tablo 96’da Kanada için Genişletilmiş Dickey-Fuller kök testleri verilmiştir.

Tablo 96. Kanada için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri

Type	Gecikmeler	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	5	-25,2305	0,0001	-2,44	0,0153		
	6	-14,4778	0,0060	-1,96	0,0484		
	7	-10,8328	0,0187	-1,64	0,0949		
	8	-5,1721	0,1127	-1,20	0,2076		
Single Mean	5	-188,416	0,0001	-3,11	0,0313	4,86	0,0455
	6	-99,0768	0,0005	-2,45	0,1324	3,10	0,2914
	7	98,2630	0,9999	-2,19	0,2105	2,55	0,4279
	8	-42,2791	0,0005	-1,31	0,6166	1,08	0,7961
Trend	5	578,7787	0,9999	-3,47	0,0529	6,05	0,0717
	6	-1715,28	0,0001	-2,80	0,2048	4,01	0,3849
	7	66,2780	0,9999	-2,50	0,3277	3,44	0,4968
	8	-85,4293	<,0001	-1,59	0,7825	1,96	0,7867

Tablo 96'daki test sonuçları göstermiştir ki birim kök yoktur ve tablodaki değerler p değerleri Zero Mean ve Single Mean'da anlamlı olmamasına rağmen Trendde anlamlılık kazandığı için H_0 hipotezi olan birim kök özelliği reddedilmektedir. Bu nedenden dolayı bir dönem gecikme sonucunu gösteren ARIMA(1,1,2) modeli Kanada için en uygun modeldir.

Tablo 97'de Kanada için belirlenen p ve q değerlerine dayalı olarak sıralama ölçüt testlerinin sonuçları sunulmuş, böylece farklı ARIMA modellerinin performansları karşılaştırılarak en uygun modelin belirlenmesine olanak sağlanmıştır..

Tablo 97. Kanada için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri

p	q	BIC	MAE	MSE	SBC	MAPE	DW	AIC	HQC	R ²
1	1	30,64	33,20	1,92	1 975	110,83	1,88	1 973	1 974	0,43
0	2	30,57	33,52	1,71	1 968	170,15	1,85	1 966	1 967	0,58
3	1	30,49	32,94	1,99	1 977	133,82	1,83	1 975	1 976	0,40
2	1	30,58	32,77	1,81	1 971	202,64	1,90	1 969	1 970	0,43
4	0	30,49	37,00	2,31	1 986	108,79	2,07	1 984	1 984	0,59
0	2	30,57	33,52	1,71	1 968	170,15	1,85	1 966	1 967	0,58
1	2	30,63	32,42	1,69	1 967	174,04	1,90	1 965	1 966	0,42

Not: MSE değerleri 10^{10} , MAE değerleri 10^5 ve MAPE değerleri 10^2 ile çarpılmalıdır.

Tablo 97’deki değerlere göre en iyi modelin ARIMA(1,1,2) olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 98’de Kanada için koşullu en küçük kareler yöntem tahmini verilmiştir.

Tablo 98. Kanada için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini

Parametre	Tahmin	Se	t Değeri	Approx Pr > t	Gecikme
MU	284 415,6	97 256,4	2.92	0.0049	0
MA1,1	0,51520	0,11276	4.57	<.0001	1
Sabit Tahmini		284 415,6			
Varyans Tahmini		2,378E12			
Se Tahmini		1 541 957			
AIC		1 913,402			
SBC		1 917,623			
Kalıntı Sayısı		61			

Tabloda AR etiketli otoregresif ortalama parametre tahmini, p değeri yokken ve MA1,1 değeri 0,51’dir. Ayrıca değişken yılı 62 iken kalıntı sayısı 61 olduğu için 1 yıllık gecikme uygulanmış olduğu görülmektedir.

Tablo 99. Kanada için Korelasyon Parametre Tahminleri

Parametre	MU	MA1,1
MU	1,000	0,037
MA1,1	0,037	1,000

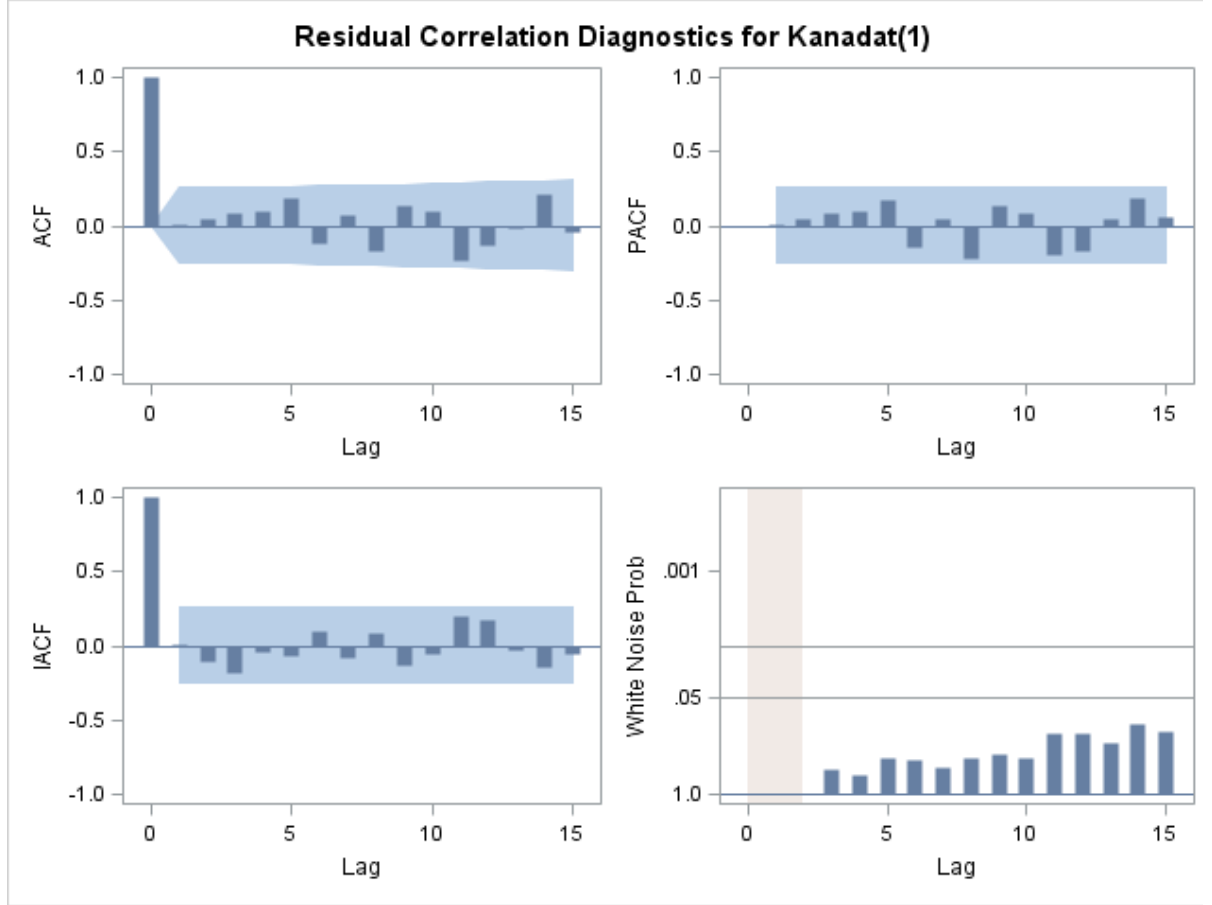
Tablo 100’de Kanada için kalıntıların otokorelasyon kontrolü verilmiştir.

Tablo 100. Kanada için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü

Gecikme	Chi-Sq	DF	Pr > ChiSq	Otokorelasyon					
6	6,97	5	0,2231	0,110	-0,220	-0,096	0,169	0,082	0,023
12	8,77	11	0,6432	-0,053	-0,044	0,089	0,061	0,015	-0,087
18	10,13	17	0,8980	0,108	-0,056	-0,012	-0,014	0,006	0,039
24	13,26	23	0,9462	-0,065	-0,044	-0,132	-0,087	-0,038	-0,001

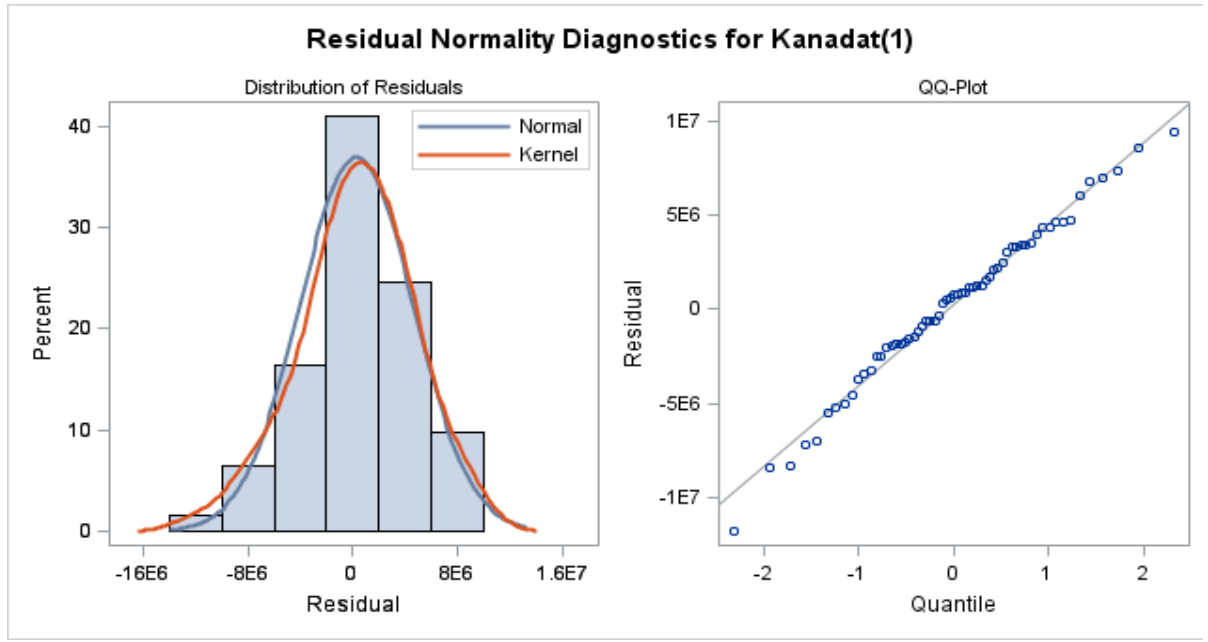
Tablo 100’de beyaz gürültü olup bunu kalıntı değerlerinin anlamsız olması gerekmektedir. İlk altı gecikmedeki değer %49 olup anlamlılık sağlanmadığı için seriler durağan olmakta ve beyaz gürültü olduğunu göstermektedir.

Şekil 33’te Kanada için kalıntı korelasyon göstergeleri verilmiştir.



Şekil 33. Kanada için kalıntı korelasyon tanılama

Şekil 33’te Kanada için kalıntı normalliği göstergeleri verilmiştir.



Şekil 34. Kanada için kalıntı normalliği göstergeleri

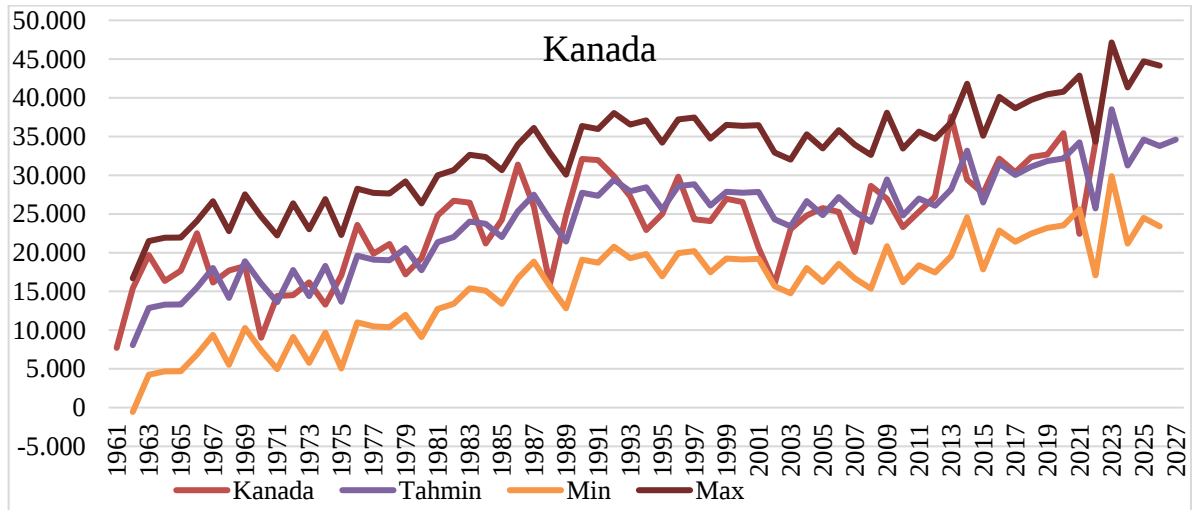
Tablo 101’de Kanada için öngörü ortalaması gecikme AR ve MA faktörüne 1 değeri atanmıştır.

Tablo 101. Kanada için Tahmin Ortalaması Gecikme AR ve MA Faktör 1 Değerleri

Tahmin Ortalaması (bin ton)	284 415,6
Gecikme Değeri (yıl)	1
AR faktör 1 Değeri	0
MA faktör 1 Değeri	$1 - 0,5152 B^{**}(1)$

Kanada için tahmin ortalaması 284,42 milyon ton, gecikme değeri 1, AR faktör 1 değeri 0 ve MA faktör 1 değeri $1 - 0,5152 B^{**}(1)$ olarak belirlenmiştir.

Şekil 35’te Kanada için 1961-2027 yılları için buğday üretim öngörüsü verilmiştir.



Şekil 35. 1961-2027 yıllarında Kanada için buğday üretim öngörüsü (bin ton)

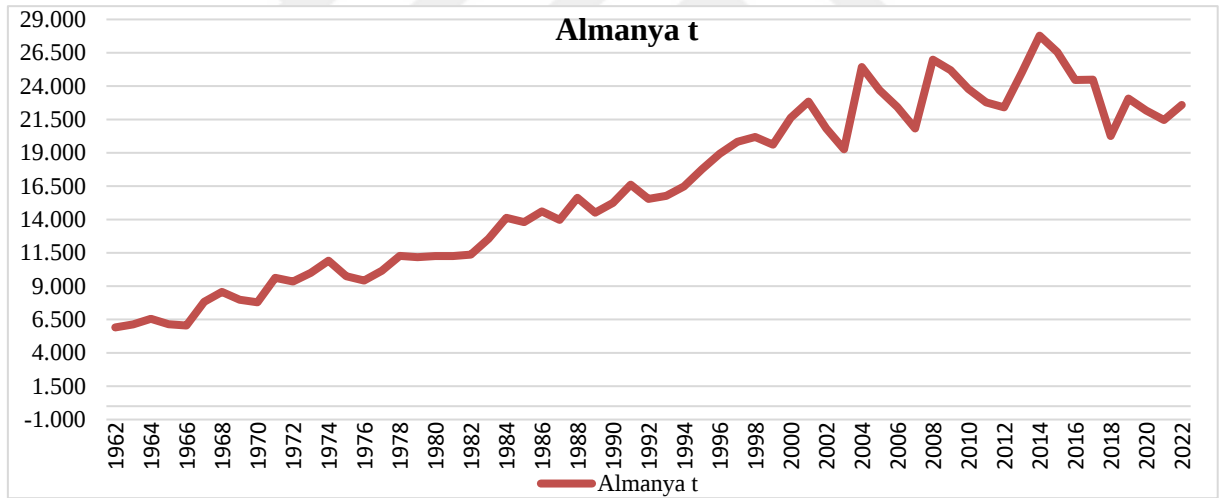
Şekil 35'te Kanada'nın 1961-2022 yılı buğday üretim verileri kullanılarak 2023-2027 yıllarına ait minimum 24,61 milyon ton, maksimum 44,48 milyon ton ve ortalama buğday üretimi 34,55 milyon ton kestirim değerleri verilmiştir. Şekil 42'de görüldüğü üzere Kanada buğday üretimi 1961 yılında 7,7 milyon ton iken, 2027 yılında yaklaşık olarak 34,59 milyon ton civarına yükselecektir. USDA (2025) SDA), Kanada'nın 2024/25 buğday üretiminin 33 milyon tona gerilemesini bekliyor. Bu düşüş, kuraklık ve diğer çevresel faktörlerin etkisiyle üretimin azalacağına işaret etmektedir. Öte yandan, Kanada'nın 2024-2025 sezonunda 25,4 milyon ton buğday ihraç ederek dünyanın en büyük üçüncü buğday ihracatçısı konumunu koruyacağı tahmin edilmektedir. Bizim çalışmamızda aynı yıllar için 38,52 ve 31,25 milyon ton olarak tespit edilmiştir. FAO (2025) 2023 için 31,96 milyon ton olarak açıklamıştır.

Almanya için yapılan tahminler

Almanya için model belirleme

Durağanlık tespiti

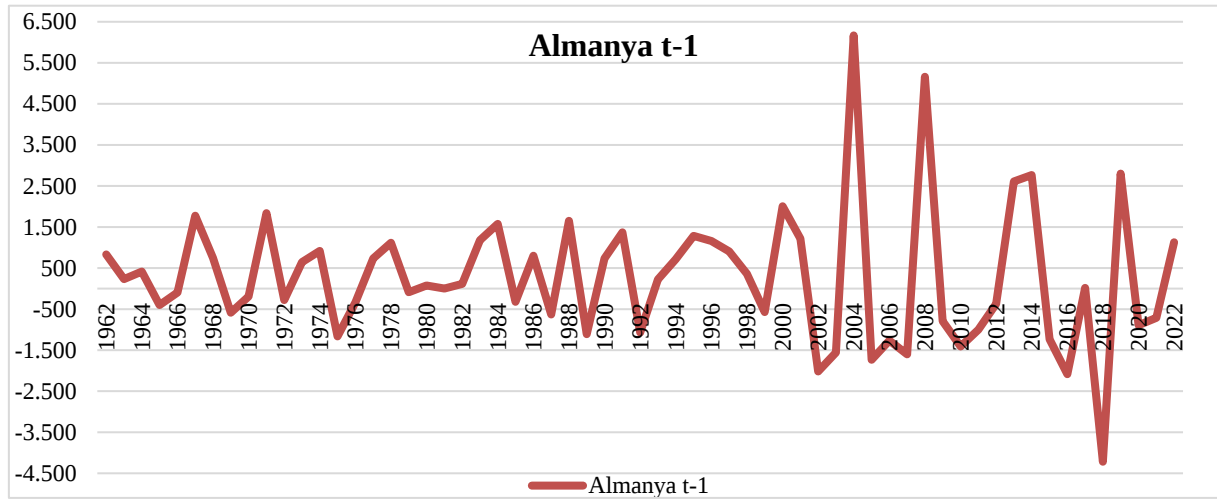
Şekil 36'da Almanya için 1961-2022 yılı buğday üretim verileri dikkate alınmıştır.



Şekil 36. 1961-2022 döneminde Almanya'nın buğday üretimi (bin ton)

Şekilde görüldüğü gibi Almanya'nın buğday üretimi 1961 yılında 50,76 milyon ton iken 2001 de 22,84 milyon tona ve 2022 yılında ise 22,59 milyon tona yükselmiştir. Yani 1961-2022 yılı verilerinin dönemler itibari ile sürekli bir artış olmasa da belirli bir trend göstermesi nedeniyle bu verilerin durağan olmadığı tespit edilmiştir. Bu nedenle bir sonraki adımda verilerin en az birinci dereceden farklarının alınması gerekmektedir. Almanya için veriler durağan olmadığı için verilerin bir yıl gecikmesi yani fark işlemi alınarak durağanlaştırma işlemi uygulanmıştır.

Şekil 37’de Almanya için 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Almanya buğday üretimi (bin ton) alınmıştır.



Şekil 37. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Almanya buğday üretimi (bin ton)

Bu verilerin durağan olmaması nedeniyle bir önceki yıl verilerinden çıkartılarak bir yıl gecikme ile veriler durağanlaştığı ve daha önceki verilere göre trend dışı şekil oluşumu görülmektedir. Böylece $d=1$ olduğu zaman verilerin durağan oldukları tespit edilmiştir.

Almanya için parametre tahminleri (En uygun modelin tahmini)

Tablo 102’de Almanya için parametre tahminleri verilmiştir.

Tablo 102. Almanya için Parametre Tahminleri

Değişken	DF	Tahmin	Se	t Değeri	Tahmin Pr > t	Değişken Sınıfı
Durağanlık	1	2 225 196	745 811	2,98	0,0042	
Almanyat₁	1	110 488	48 015	2,30	0,0251	t1
Almanyat₂	1	-0,3330	0,1293	-2,58	0,0127	
Almanyat₃	1	-0,0421	0,1451	-0,29	0,7728	

Diğer ülkeler için parametre tahminlerinde DF, tahmin değeri, tahmin için standart hata, t değeri ve gecikme dönemi verilmiştir. Böylece parametre tahminlerinde birinci fark işlemlerinde verilerin durağanlaştığı ve anlamlılık düzeyinin arttığı tespit edilmiştir. Parametre tahminlerinin dikkate alınmasında birinci derecede gecikme işleminde değerlerin yüksek olmadığı yani birinci gecikmede durağanlık sağlanmıştır. Ayrıca ikinci derecede gecikme işleminde anlamlılık görüldüğü yani serilerin birinci farkının alınması ile serilerin durağanlaştırılabildiği sonucuna varılmaktadır.

Tablo 103’te Almanya için ARIMA prosedürleri verilmiştir.

Tablo 103. Almanya için ARIMA Prosedürü

Değişken ismi = Almanyat _t	
Fark alma dönemi (yıl)	1
Çalışma serisinin ortalaması (ton)	287 058,9
Standart sapma (ton)	1 627 861
Gözlem sayısı (yıl)	61
Fark alma ile azaltılan gözlem (yıl)	1

Tabloda görüldüğü gibi Almanya için gözlem sayısı 62-1=61'dir. Buğday üretiminde her verinin 1 yıl önceki değere göre fark işlemi alınarak elde edilen değerlerin Almanya üretim ortalaması 287 058,9 ton ve standart sapması 1 627 861 tondur.

Tablo 104'te Almanya için karesi alınmış kanonik korelasyon tahminleri belirtilmiştir.

Tablo 104. Almanya için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0525	0,0618	0,0071	0,0395	<,0001	0,0002
AR 1	0,1001	0,0069	0,0395	0,0425	0,0002	<,0001
AR 2	0,0734	0,0282	0,0288	0,0302	0,0028	0,0016
AR 3	<,0001	0,0014	0,0040	0,0031	0,0110	0,0110
AR 4	0,0015	0,0002	0,0056	0,0101	0,0009	0,0019
AR 5	0,0065	0,0057	0,0013	0,0015	0,0014	0,0004

Tabloda tüm öğelerin %5 güvenle anlamlı olduğu dikdörtgen bölge vardır, Bu bölgenin tepe noktaları (0,4) ve (3,0)'tür,

Tablo 105'te Almanya için SCAN Ki Kare [1] olasılık değerleri verilmiştir,

Tablo 105. Almanya için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0698	0,0631	0,5577	0,1709	0,9729	0,9316
AR 1	0,0119	0,5962	0,1796	0,1822	0,9331	0,9640
AR 2	0,0340	0,2807	0,3683	0,3134	0,7417	0,8060
AR 3	0,9463	0,7797	0,6502	0,7095	0,4867	0,5165
AR 4	0,7710	0,9324	0,5850	0,4962	0,8588	0,7785
AR 5	0,5464	0,6166	0,8239	0,8387	0,8266	0,9026

Tabloda SCAN’da (0,4) tepe noktası verilen dikdörtgen alandaki tüm bileşenler %5 için anlamsızdır.

Tablo 106’da Almanya için genişletilmiş örnek otokorelasyon işlevleri verilmiştir.

Tablo 106. Almanya için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	-0,2284	-0,2470	-0,0836	0,1923	0,0046	0,0117
AR 1	-0,4881	-0,1332	-0,1348	0,1940	0,1218	-0,0019
AR 2	-0,5160	0,2417	-0,3393	0,2121	0,1428	-0,0161
AR 3	0,0331	-0,1433	0,1561	0,1435	-0,0562	0,0578
AR 4	0,1968	-0,0067	0,1797	0,1573	-0,0429	0,0975
AR 5	0,4171	0,1045	0,0357	0,0984	0,0339	0,0678

Tabloda tepe noktası (5,0) için verilen dikdörtgen alandaki tüm bileşenler %5 için anlamsızdır,

Tablo 107’de Almanya için ESACF olasılık değerleri verilmiştir,

Tablo 107. Almanya için ESACF Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0745	0,0664	0,5557	0,1775	0,9748	0,9363
AR 1	0,0002	0,3701	0,3716	0,1767	0,4505	0,9908
AR 2	<,0001	0,1867	0,0142	0,1687	0,3950	0,9262
AR 3	0,8008	0,2904	0,2614	0,3431	0,7306	0,6934
AR 4	0,1374	0,9643	0,2678	0,3039	0,7890	0,5580
AR 5	0,0018	0,5002	0,8511	0,5965	0,8530	0,6836

Tabloda AR ve MA değerleri, ESACF’ta tepe değerleri (2,0) ve (2,2) köşegen değerlerini içeren tüm dikdörtgendeki alandaki anlamsız değişkenleri tanımlanmaktadır.

Tablo 108’de Almanya için minimum bilgi ölçütüne ilişkin olasılık değerleri tabloda sunulmuş ve modellerin karşılaştırılmasında değerlendirme kriteri olarak kullanılmıştır.

Tablo 108. Almanya için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	28,59975	28,53042	28,53621	28,60265	28,60786	28,66389
AR 1	28,59932	28,56805	28,6033	28,66864	28,67509	28,72579
AR 2	28,55857	28,58887	28,65423	28,70231	28,74211	28,79257
AR 3	28,55002	28,61701	28,68198	28,74572	28,8094	28,85767
AR 4	28,61677	28,67806	28,74368	28,80521	28,87095	28,92069
AR 5	28,67178	28,73274	28,79935	28,85934	28,91746	28,98434

Not: p=1 ve q= 0 alınmıştır.

0-0 ile 5-5 i'de kapsayan ARMA (p+d, q) önerileriyle ilişkili BIC değerleri listelenmektedir. Scan ve ESACF ile 36 modelden 3 model en iyi model olabilecek ölçütte tespit edilmiştir.

Tablo 109'da Almanya için ARMA deneme sıralama ölçütlerinin sonuçları sunulmuştur.

Tablo 109. Almanya için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri

SCAN			ESACF		
p+d	Q	BIC	p+d	Q	BIC
0	1	28,53042	0	1	28,53042
3	0	28,55002	3	0	28,55002
			4	0	28,61677

Minimum Tablo Değeri: BIC(0,1) = 28,53042,%5 önem seviyesinde

36 BIC değerinden SCAN'da 1 ve ESACF'ta 2 ve toplamda 3 en iyi model katsayıları belirlenmiş olup bu p ve q değerlerinden en küçük BIC'e göre ARIMA(0,1,1) en iyi model olarak görünmesine rağmen AIC, DW, MSE, R² vb, kriterler bir sonraki tablolarda dikkate alınarak en iyi model belirlenecektir.

Tablo 110'da Almanya için Genişletilmiş Dickey-Fuller kök testleri verilmiştir.

Tablo 110. Almanya için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri

Type	Gecikmeler	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	5	-25,2305	0,0001	-2,44	0,0153		
	6	-14,4778	0,0060	-1,96	0,0484		
	7	-10,8328	0,0187	-1,64	0,0949		
	8	-5,1721	0,1127	-1,20	0,2076		
Single Mean	5	-188,416	0,0001	-3,11	0,0313	4,86	0,0455
	6	-99,0768	0,0005	-2,45	0,1324	3,10	0,2914
	7	98,2630	0,9999	-2,19	0,2105	2,55	0,4279
	8	-42,2791	0,0005	-1,31	0,6166	1,08	0,7961
Trend	5	578,7787	0,9999	-3,47	0,0529	6,05	0,0717
	6	-1 715,28	0,0001	-2,80	0,2048	4,01	0,3849
	7	66,2780	0,9999	-2,50	0,3277	3,44	0,4968
	8	-85,4293	<,0001	-1,59	0,7825	1,96	0,7867

Tablo 110'daki test sonuçlarına göre testlerin üç aşamadaki sonuçları göstermiştir ki üç aşamada da parametreler anlamlı olduğu için seriler durağan olmakta böylece H_0 hipotezi (birim kök varlığı) reddedilmektedir. ADF testinin sonuçları (p, 1, q) modeli ile farkı alınmış serilere SCAN ve ESACF uygulanmalarındaki p ve q değerleri ile birçok alternatif içerisinde en uygunu modeli verecek seçenekleri azaltmaya imkân vermektedir.

Tablo 111'de Almanya için belirlenen p ve q değerlerine dayalı olarak sıralama ölçüt testlerinin sonuçları sunulmuş, böylece farklı ARIMA modellerinin performansları karşılaştırılarak en uygun modelin belirlenmesine olanak sağlanmıştır.

Tablo 111. Almanya için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri

p	q	BIC	MSE	SBC	MAE	MAPE	DW	AIC	HQC	R ²
0	1	28,53	23,84	1 851,99	11,18	219,34	1,93	1 849,91	1 850,72	0,44
3	0	28,55	25,98	1 857,07	11,75	336,01	2,14	1 854,99	1 855,80	0,61
4	0	28,62	24,94	1 854,65	11,53	194,43	2,12	1 852,57	1 853,39	0,61

Not: MSE değerleri 10^{10} , MAE değerleri 10^5 ve MAPE değerleri 10^2 ile çarpılmalıdır.

Tablodaki değerler dikkate alındığında 9 kriterin 7'sinde iyi olan ARIMA(0,1,1) modeli en iyi model olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 112’de Almanya için koşullu en küçük kareler yöntem tahmini verilmiştir.

Tablo 112. Almanya için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini

Parametre	Tahmin	Se	t Değeri	Approx Pr > t	Gecikme
MU	284 415,6	97 256,4	2,92	0,0049	0
MA1,1	0,51520	0,11276	4,57	<,0001	1
Sabit Tahmini		284 415,6			
Varyans Tahmini		2.378E12			
Se Tahmini		1 541 957			
AIC		1 913,402			
SBC		1 917,623			
Kalıntı Sayısı		61			

Tabloda AR etiketli otoregresif ortalama parametre tahmini, p değeri yokken ve MA1,1 değeri 1,00’dır. Ayrıca değişken yılı 62 iken kalıntı sayısı 61 olduğu için 1 yıllık gecikme uygulanmış olduğu görülmektedir.

Almanya için korelasyon parametre tahmini Tablo 113’te gösterilmiştir.

Tablo 113. Almanya için Korelasyon Parametre Tahminleri

Parametreler	MU	MA1,1
MU	1,000	0,037
MA1,1	0,037	1,000

Tabloda değişkenlerin kendi aralarındaki korelasyonun 1 ve değişkenlerin farklı değişkenlerle ilişkilerinin 1 olmaması beklenmekte bu nedenle yapılan tahminlerde korelasyonun düşük olduğu görülmektedir.

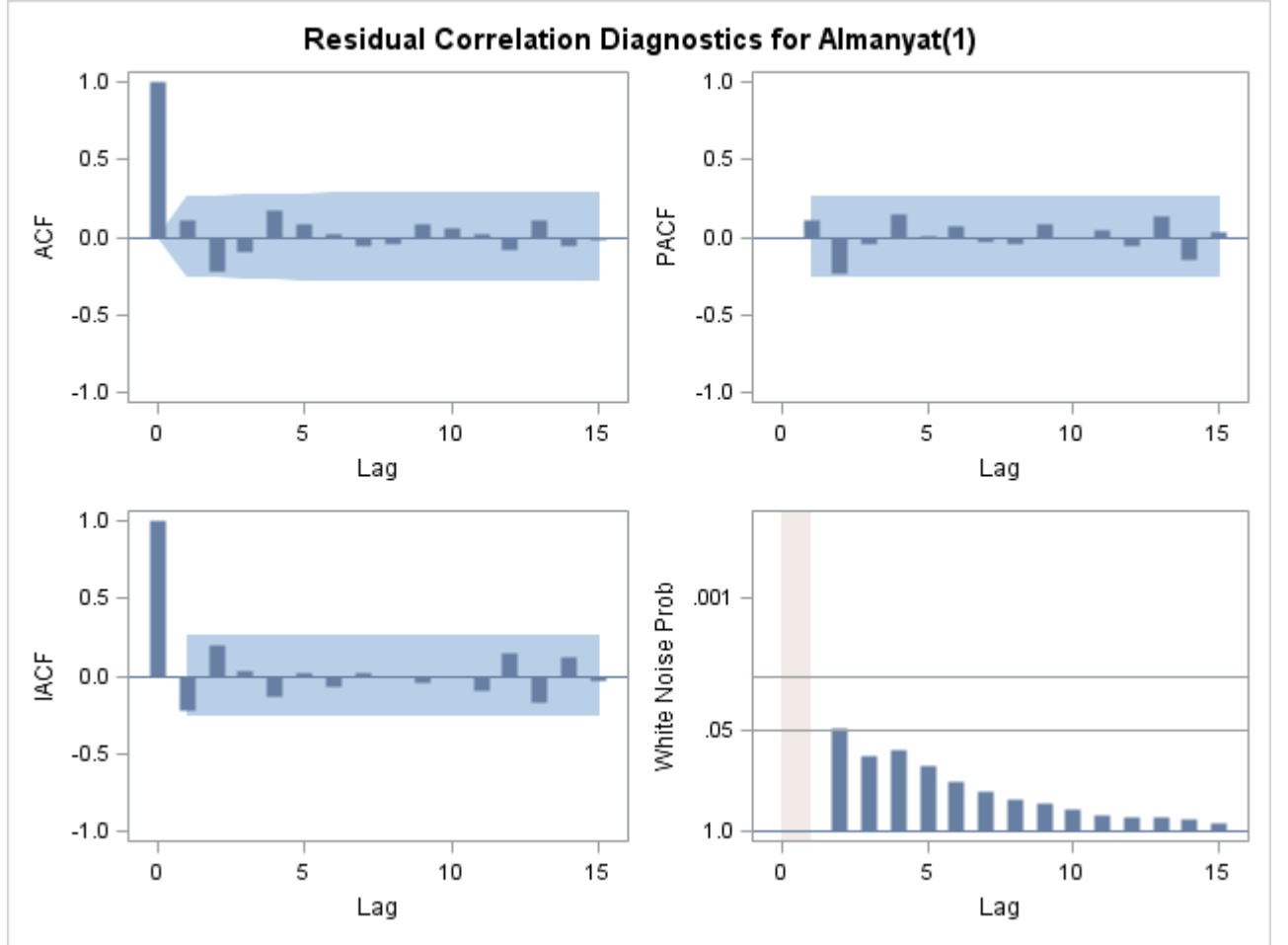
Tablo 114’te Almanya için kalıntıların otokorelasyon kontrolü verilmiştir.

Tablo 114. Almanya için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü

Gecikme	Chi-Sq	DF	Pr > ChiSq	Otokorelasyon
6	6,97	5	0,2231	0,110 -0,220 -0,096 0,169 0,082 0,023
12	8,77	11	0,6432	-0,053 -0,044 0,089 0,061 0,015 -0,087
18	10,13	17	0,8980	0,108 -0,056 -0,012 -0,014 0,006 0,039
24	13,26	23	0,9462	-0,065 -0,044 -0,132 -0,087 -0,038 -0,001

Tabloda ilk altı gecikme için $p = 0,2231$ olarak otokorelasyon yok hipotezini yüksek bir anlamlılık seviyesinde reddetmektedir. Bu modelde artıkların beyaz gürültüsünün olmadığı ve dolayısıyla AR(1) modelinin olmadığı veya yetersiz olduğu ve bu nedenle başka modellere de ihtiyaç olduğunu göstermektedir.

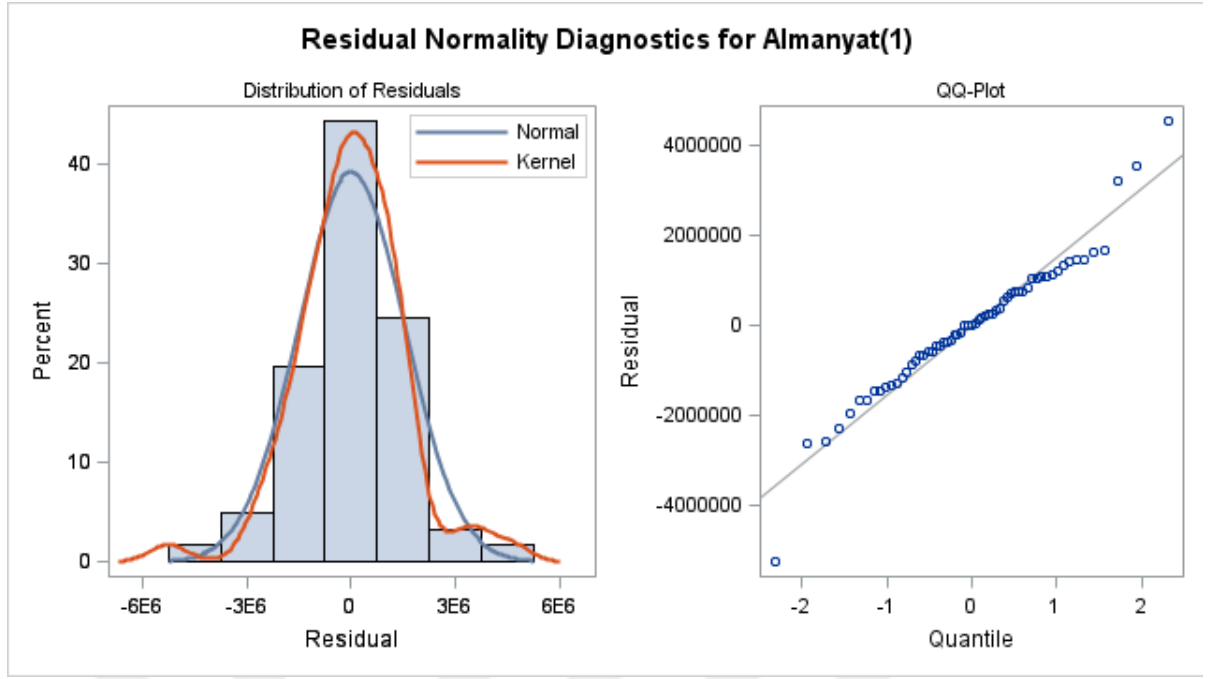
Şekil 38’de Almanya için kalıntı korelasyon göstergeleri verilmiştir.



Şekil 38. Almanya için kalıntı korelasyon göstergeleri

Artıkların olduğu H_0 hipotezinin reddedilemeyeceğini beyaz gürültü ile korelasyon testi grafikleri gösterirken, normalden sapma olup olmadığını ise normallik grafikleri göstermektedir. Böylece, sonuç olarak ARIMA(0,1,1) modeli, Almanya’nın buğday üretimi serisindeki değişim için yeterli olmaktadır.

Şekil 39’da Almanya için kalıntı normalliği göstergeleri verilmiştir.



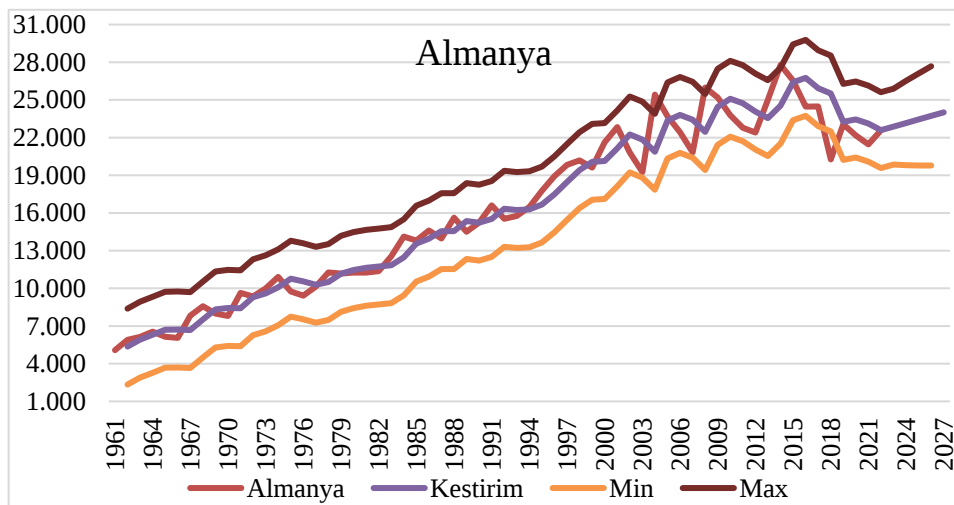
Şekil 39. Almanya için kalıntı normalliği tanılama

Tablo 115. Almanya için Tahmin Ortalaması Gecikme, AR ve MA Faktör 1 Değeri

Tahmin Ortalaması (ton)	284 415,6
Gecikme Değeri (yıl)	1
AR faktör 1 Değeri	0
MA faktör 1 Değeri	$1 - 0,5152 B^{**}(1)$

Almanya için tahmin ortalaması 15 815,29 ton, gecikme değeri 1, AR faktör 1 değeri yok ve MA faktör 1 değeri $1 - 0,5152 B^{**}(1)$ olarak tespit edilmiştir.

Şekil 40'ta Almanya için 1961-2027 yılları için buğday üretim öngörüsü verilmiştir.



Şekil 40. 1961-2027 yıllarında Almanya'nın buğday üretim öngörüsü (bin ton)

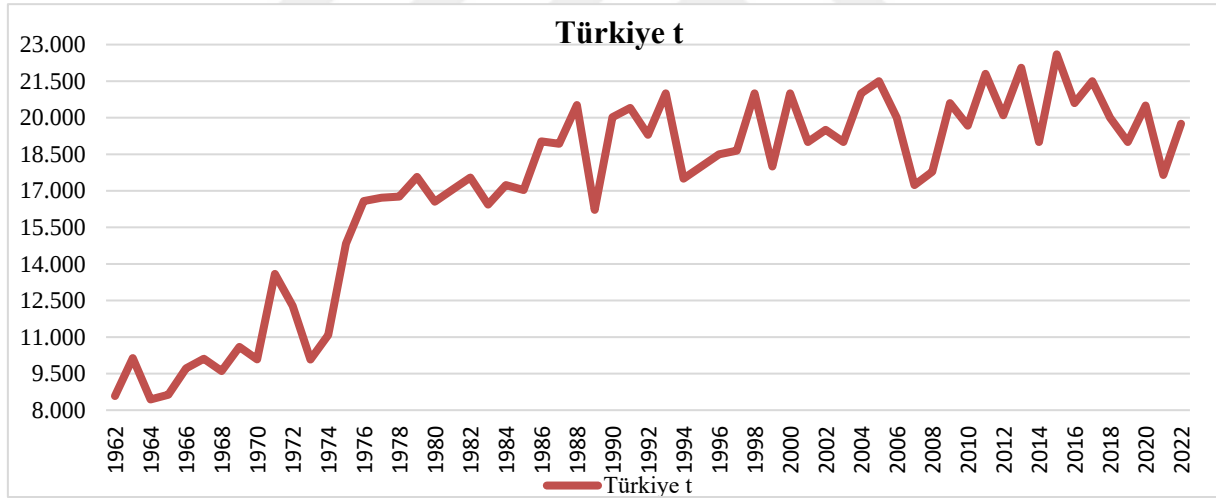
Şekil 40'ta Almanya'nın buğday üretimi 1961-2022 yılları dikkate alınarak 2023-2027 buğday üretim tahminleri ortalaması, minimum, maksimum değerleri belirtilmiştir. Almanya buğday üretimi 1961'de 5,1 milyon ton ve 2022 yılında 22,58 milyon tondur. Almanya'nın buğday üretimi 2023-2027 yılları 5 yıllık ortalamaya göre 23,44 milyon ton olması beklenirken, minimum ortalama üretim 19,80 milyon ton ve maksimum ortalama üretim 27,08 milyon ton olarak öngörülmüştür. COCERAL (2024) tahminleri incelendiğinde 2023 yılı için 21,32 milyon ton ve 2024 yılı için 21,56 milyon ton olmuştur. Ayrıca Almanya Tarım Kooperatifleri Birliği'nin verilerine göre, 2024 yılında hasat dönemi yaşanan yağışların etkisiyle buğday üretimi %12,8 düşüşle 18,76 milyon metrik tona gerilemiştir (DRV 2025). Bu çalışma tahminleri aynı yıllar için sırasıyla 22,87 ve 23,16 milyon ton şeklindedir.

Türkiye için yapılan tahminler

Türkiye için model belirleme

Durağanlık tespiti

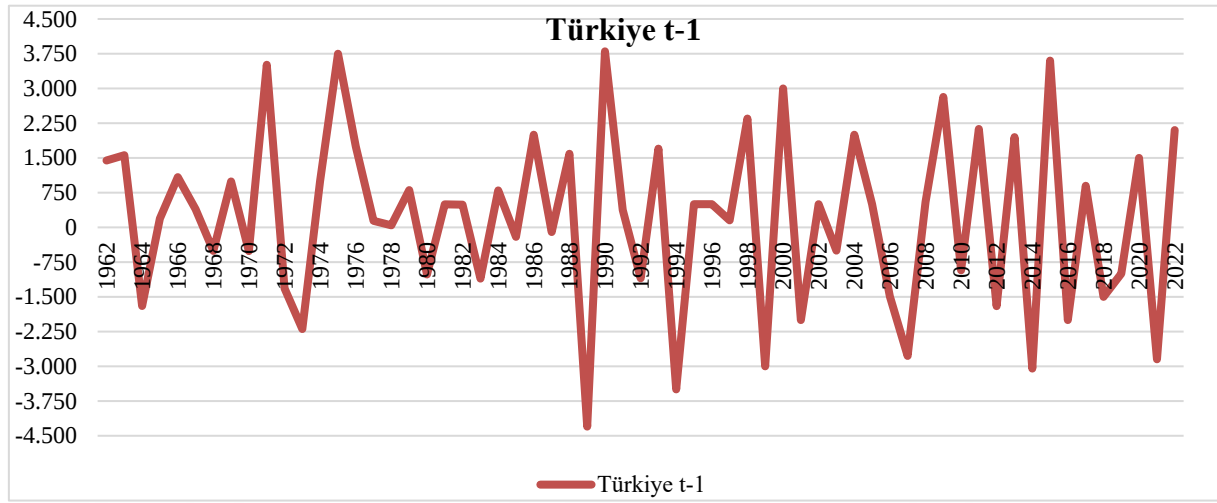
Şekil 41'de Türkiye için 1961-2022 yılı buğday üretim verileri dikkate alınmıştır.



Şekil 41. 1961-2022 döneminde Türkiye'nin buğday üretimi (bin ton)

Şekilde görüldüğü gibi Türkiye'nin buğday üretimi 1961 yılında 7,13 milyon ton iken 2001 de 21,00 milyon tona ve 2022 yılında ise 19,75 milyon tona yükselmiştir. Yani 1961-2022 yılı verilerinin dönemler itibari ile sürekli bir artış olmasa da belirli bir trend göstermesi nedeniyle bu verilerin durağan olmadığı tespit edilmiştir. Bu nedenle bir sonraki adımda verilerin en az birinci dereceden farklarının alınması gerekmektedir. Türkiye'ye ait verilerin durağan olmaması nedeniyle, zaman serisine bir yıllık gecikmeli fark alma işlemi uygulanarak durağanlık sağlanmıştır. Bu yöntemle, serideki trend ve otokorelasyon etkileri giderilerek istatistiksel analizler için uygun hale getirilmiştir.

Şekil 42’de Türkiye için 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Türkiye buğday üretimi (bin ton) alınmıştır.



Şekil 42. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Türkiye buğday üretimi (bin ton)

Bu verilerin durağan olmaması nedeniyle bir önceki yıl verilerinden çıkartılarak bir yıl gecikme ile veriler durağanlaştığı ve daha önceki verilere göre trend dışı şekil oluşumu görülmektedir. Böylece $d=1$ olduğu zaman verilerin durağan oldukları tespit edilmiştir.

Türkiye için parametre tahminleri (En uygun modelin tahmini)

Tablo 116’da Türkiye için parametre tahminleri verilmiştir.

Tablo 116. Türkiye için Parametre Tahminleri

Değişken	DF	Tahmin	Se	t Değeri	Tahmin Pr > t	Değişken Sınıfı
Durağanlık	1	3 041 451	1 205 606	2,52	0,0145	
Türkiye₁	1	23 602	24 413	0,97	0,3378	t1
Türkiye₂	1	-0,2065	0,1053	-1,96	0,0549	
Türkiye₃	1	-0,4000	0,1261	-3,17	0,0024	

Diğer ülkeler için parametre tahminlerinde DF, tahmin değeri, tahmin için standart hata, t değeri ve gecikme dönemi verilmiştir. Böylece parametre tahminlerinde birinci fark işlemlerinde verilerin durağanlaştığı ve anlamlılık düzeyinin arttığı tespit edilmiştir. Parametre tahminlerinin dikkate alınmasında birinci derecede gecikme işleminde değerlerin yüksek olmadığı yani birinci gecikmede durağanlık sağlanmıştır. Ayrıca ikinci derecede gecikme işleminde anlamlılık görüldüğü yani serilerin birinci farkının alınması ile serilerin durağanlaştırılabildiği sonucuna varılmaktadır.

Tablo 117’de Türkiye için ARIMA prosedürleri verilmiştir.

Tablo 117. Türkiye için ARIMA Prosedürü

Değişken ismi = Türkiyet₁	
Fark alma dönemi (yıl)	1
Çalışma serisinin ortalaması (ton)	206 803,3
Standart sapma (ton)	1 868 116
Gözlem sayısı (yıl)	61
Fark alma ile azaltılan gözlem (yıl)	1

Tabloda 117’de Türkiye için gözlem miktarı $62-1=61$ ’dir. Buğday üretiminde her verinin 1 yıl önceki değere göre fark işlemi alınarak elde edilen değerlerin Türkiye üretim ortalaması 206 803,3 ton ve standart sapması 1 868 116 tondur.

Tablo 118’de Türkiye için karesi alınmış kanonik korelasyon tahminleri belirtilmiştir.

Tablo 118. Türkiye için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,2342	0,0292	0,0552	0,0017	0,0271	0,0190
AR 1	0,0065	0,0470	0,0561	0,0456	0,0284	0,0020
AR 2	0,0570	0,0116	0,0557	0,0004	0,0304	0,0002
AR 3	0,0488	0,0609	0,0624	0,0338	0,0267	0,0005
AR 4	0,0171	0,0004	0,0014	0,0056	0,0071	0,0040
AR 5	0,0024	0,0016	0,0005	<,0001	0,0040	0,0082

Tabloda tüm öğelerin %5 güvenle anlamlı olduğu dikdörtgen bölge vardır. Bu bölgenin tepe noktaları (5,3), (4,1), (5,2) şeklindedir.

Tablo 119’da Türkiye için SCAN Ki Kare [1] tahmin verileri yer almaktadır.

Tablo 119. Türkiye için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	<,0001	0,2740	0,1409	0,8093	0,3329	0,4317
AR 1	0,5331	0,1140	0,1735	0,1544	0,3838	0,7892
AR 2	0,0628	0,4880	0,0844	0,9029	0,3336	0,9313
AR 3	0,0884	0,0906	0,1524	0,2123	0,3730	0,8873
AR 4	0,3217	0,8967	0,8058	0,6260	0,5466	0,6733
AR 5	0,7144	0,8023	0,8655	0,9774	0,6643	0,5809

Tabloda SCAN’da (5,3) ve (4,1) tepe noktası verilen dikdörtgen alandaki tüm bileşenler %5 için anlamsızdır.

Tablo 120’de Türkiye için genişletilmiş örnek otokorelasyon işlevleri verilmiştir.

Tablo 120. Türkiye için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	-0,4781	0,1644	-0,2229	0,0386	0,1544	-0,1288
AR 1	-0,1667	-0,3109	-0,2273	0,0547	0,2173	0,0429
AR 2	-0,2966	-0,2096	-0,4057	0,0173	0,2356	-0,0581
AR 3	-0,5103	0,2411	-0,3811	0,0545	0,2432	0,1027
AR 4	0,4529	0,0634	0,1225	0,2083	0,2135	-0,0711
AR 5	0,3176	-0,2520	-0,0413	0,0264	0,1423	-0,1415

Tabloda tepe noktası (3,0) ve (4,0) için verilen dikdörtgen alandaki tüm bileşenler %5 için anlamsızdır.

Tablo 121’de Türkiye için ESACF olasılık değerleri verilmiştir.

Tablo 121. Türkiye için ESACF Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0002	0,2876	0,1566	0,8121	0,3426	0,4351
AR 1	0,1966	0,0185	0,1088	0,7653	0,1565	0,7874
AR 2	0,0227	0,1355	0,0023	0,9140	0,1228	0,7142
AR 3	0,0001	0,1663	0,0064	0,7343	0,1236	0,5621
AR 4	0,0006	0,6827	0,4272	0,1299	0,1685	0,6680
AR 5	0,0175	0,0594	0,7724	0,8580	0,3638	0,3981

Tabloda AR ve MA değerleri, ESACF'ta tepe değerleri (3,0) ve (0,0) köşegen değerlerini içeren tüm dikdörtgendeki alandaki anlamsız değişkenleri tanımlanmaktadır.

Tablo 122'de Türkiye için minimum bilgi ölçütüne ilişkin olasılık değerleri tabloda sunulmuş ve modellerin karşılaştırılmasında değerlendirme kriteri olarak kullanılmıştır.

Tablo 122. Türkiye için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	28,84379	28,65847	28,70888	28,70139	28,74696	28,73148
AR 1	28,62723	28,68065	28,73467	28,7485	28,81115	28,75536
AR 2	28,68928	28,7413	28,78726	28,79838	28,86306	28,81442
AR 3	28,7016	28,76504	28,83194	28,86469	28,93019	28,88174
AR 4	28,7084	28,75219	28,81955	28,88544	28,95131	28,94676
AR 5	28,6973	28,76137	28,81924	28,88564	28,95188	29,00551

Not: p=1 ve q= 0 alınmıştır.

0-0 ile 5-5 i'de kapsayan ARMA (p+d, q) önerileriyle ilişkili BIC değerleri listelenmektedir, Scan ve ESACF ile 36 modelden 3 model en iyi model olabilecek ölçütte tespit edilmiştir.

Tablo 123'te Türkiye için ARMA deneme sıralama ölçütlerinin sonuçları sunulmuştur.

Tablo 123. Türkiye için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri

SCAN			ESACF		
p+d	Q	BIC	p+d	Q	BIC
1	0	28,62723	0	1	28,65847
0	1	28,65847	4	1	28,75219
			3	3	28,86469
			5	1	28,76137

Minimum Tablo Değeri: BIC(0,1) = 28,62723,%5 önem seviyesinde

36 BIC değerinden SCAN'da 1 ve ESACF'ta 2 ve toplamda 3 en iyi model katsayıları belirlenmiş olup bu p ve q değerlerinden en küçük BIC'e göre ARIMA(0,1,1) en iyi model olarak görünmesine rağmen AIC, DW, MSE, R² vb. kriterler bir sonraki tablolarda dikkate alınarak en iyi model belirlenecektir.

Tablo 124'te Türkiye için Genişletilmiş Dickey-Fuller kök testleri verilmiştir.

Tablo 124. Türkiye için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri

Type	Gecikmeler	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	5	-88,9521	<,0001	-3,05	0,0029		
	6	-32,2373	<,0001	-2,31	0,0215		
	7	-22,5643	0,0003	-2,02	0,0420		
	8	-13,2949	0,0086	-1,67	0,0900		
Single Mean	5	752,1918	0,9999	-3,38	0,0157	5,76	0,0209
	6	-143,018	0,0001	-2,60	0,1000	3,42	0,2106
	7	-79,2391	0,0005	-2,22	0,2007	2,56	0,4262
	8	-34,6736	0,0005	-1,79	0,3794	1,71	0,6396
Trend	5	72,4552	0,9999	-4,33	0,0058	9,43	0,0010
	6	60,4489	0,9999	-3,75	0,0272	7,24	0,0303
	7	46,3464	0,9999	-3,40	0,0623	5,93	0,0775
	8	38,8827	0,9999	-3,12	0,1120	5,12	0,1680

Tablo 124'teki test sonuçlarına göre testlerin üç aşamadaki sonuçları göstermiştir ki üç aşamada da parametreler anlamlı olduğu için seriler durağan olmakta böylece H_0 hipotezi (birim kök varlığı) reddedilmektedir. ADF testinin sonuçları (p, 1, q) modeli ile farkı alınmış serilere SCAN ve ESACF uygulanmalarındaki p ve q değerleri ile birçok alternatif içerisinde en uygunu modeli verecek seçenekleri azaltmaya imkân vermektedir.

Tablo 125'te Türkiye için belirlenen p ve q değerlerine dayalı olarak sıralama ölçüt testlerinin sonuçları sunulmuş, böylece farklı ARIMA modellerinin performansları karşılaştırılarak en uygun modelin belirlenmesine olanak sağlanmıştır..

Tablo 125. Türkiye için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri

p	q	BIC	MSE	SBC	MAE	MAPE	DW	AIC	HQC	R ²
0	1	28,66	26,90	1 859,13	13,14	143,22	1,95	1 857,05	1 857,86	0,50
1	0	28,63	27,84	1 861,14	13,13	120,80	1,98	1 859,06	1 859,88	0,51
4	1	28,75	26,87	1 859,04	13,14	161,73	1,95	1 856,96	1 857,78	0,49
5	1	28,76	26,07	1 857,26	13,22	126,93	1,95	1 855,185	1 856,00	0,51

Not: MSE değerleri 10^{10} , MAE değerleri 10^5 ve MAPE değerleri 10^2 ile çarpılmalıdır,

Tablodaki verilere bakıldığında, 9 kriterin 5'inde en iyi sonucu veren modelin ARIMA(5,1,1) olduğu görülmüş ve bu modelin Türkiye'nin buğday üretimi için en uygun model olduğu ifade edilmiştir. Öte yandan, Aydın (2022), 1938-2020 yıllarını kapsayan 83 yıllık veri setiyle yaptığı çalışmada ARIMA(4,1,2) modelini en uygun model olarak belirlemiştir. Bu farklılık, kullanılan veri aralığı, modelleme yaklaşımı ve analiz dönemine göre değişiklik göstermektedir.

Tablo 126'da Türkiye için koşullu en küçük kareler yöntem tahmini verilmiştir.

Tablo 126. Türkiye için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini

Parametre	Tahmin	Se	t Değeri	Approx Pr > t	Gecikme
MU	187 516,0	107 338,8	1,75	0,0859	0
MA1,1	0,58344	0,10854	5,38	<,0001	1
AR1,1	0,18625	0,13723	1,36	0,1800	5
Sabit Tahmini		152 591,2			
Varyans Tahmini		2,635E12			
Se Tahmini		1 623 201			
AIC		1 920,623			
SBC		1 926,956			
Kalıntı Sayısı		61			

Tabloda AR etiketli otoregresif ortalama parametre tahmini, p değeri yokken ve MA1,1 değeri 1,00'dır, Ayrıca değişken yılı 62 iken kalıntı sayısı 61 olduğu için 1 yıllık gecikme uygulanmış olduğu görülmektedir.

Türkiye için korelasyon parametre tahmini Tablo 127'de gösterilmiştir.

Tablo 127. Türkiye için Korelasyon Parametre Tahminleri

Parametreler	MU	MA1,1	AR1,1
MU	1,000	0,059	-0,098
MA1,1	0,059	1,000	0,034
AR1,1	-0,098	0,034	1,000

Tabloda değişkenlerin kendi aralarındaki korelasyonun 1 ve değişkenlerin farklı değişkenlerle ilişkilerinin 1 olmaması beklenmekte bu nedenle yapılan tahminlerde korelasyonun düşük olduğu görülmektedir.

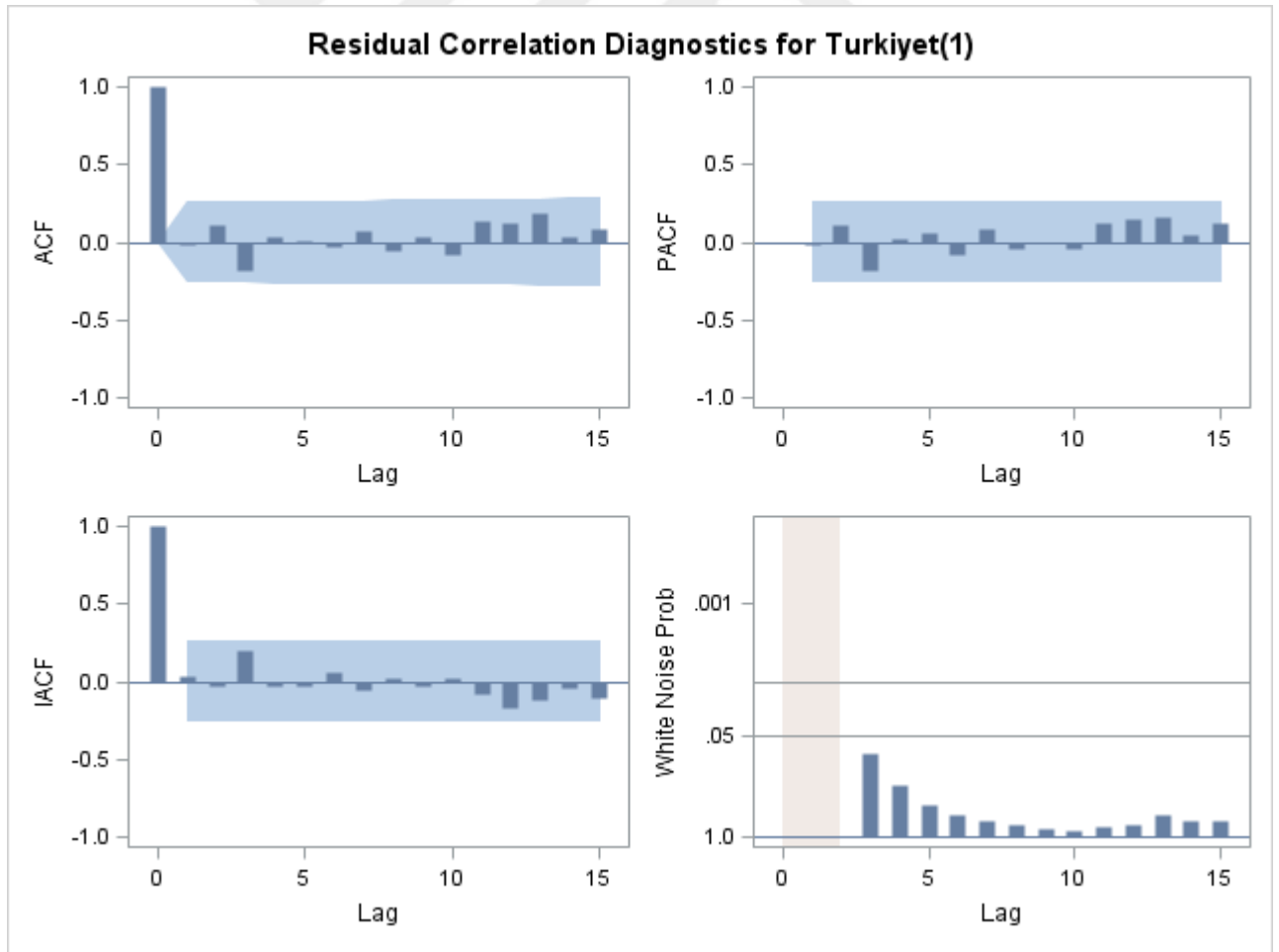
Tablo 128’de Türkiye için kalıntıların otokorelasyon kontrolü verilmiştir.

Tablo 128. Türkiye için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü

Gecikme	Chi-Sq	DF	Pr > ChiSq	Otokorelasyon					
6	3,17	4	0,5304	-0,014	0,113	-0,179	0,038	0,014	-0,034
12	7,13	10	0,7134	0,074	-0,059	0,030	-0,087	0,135	0,127
18	12,19	16	0,7306	0,192	0,028	0,089	-0,026	-0,102	-0,068
24	13,83	22	0,9073	-0,016	-0,096	-0,043	0,076	0,013	0,002

Tabloda ilk altı gecikme için $p = 0,5304$ olarak otokorelasyon yok hipotezini yüksek bir anlamlılık seviyesinde reddetmektedir. Bu modelde artıkların beyaz gürültüsünün olmadığı ve dolayısıyla AR(1) modelinin olmadığı veya yetersiz olduğu ve bu nedenle başka modellere de ihtiyaç olduğunu göstermektedir.

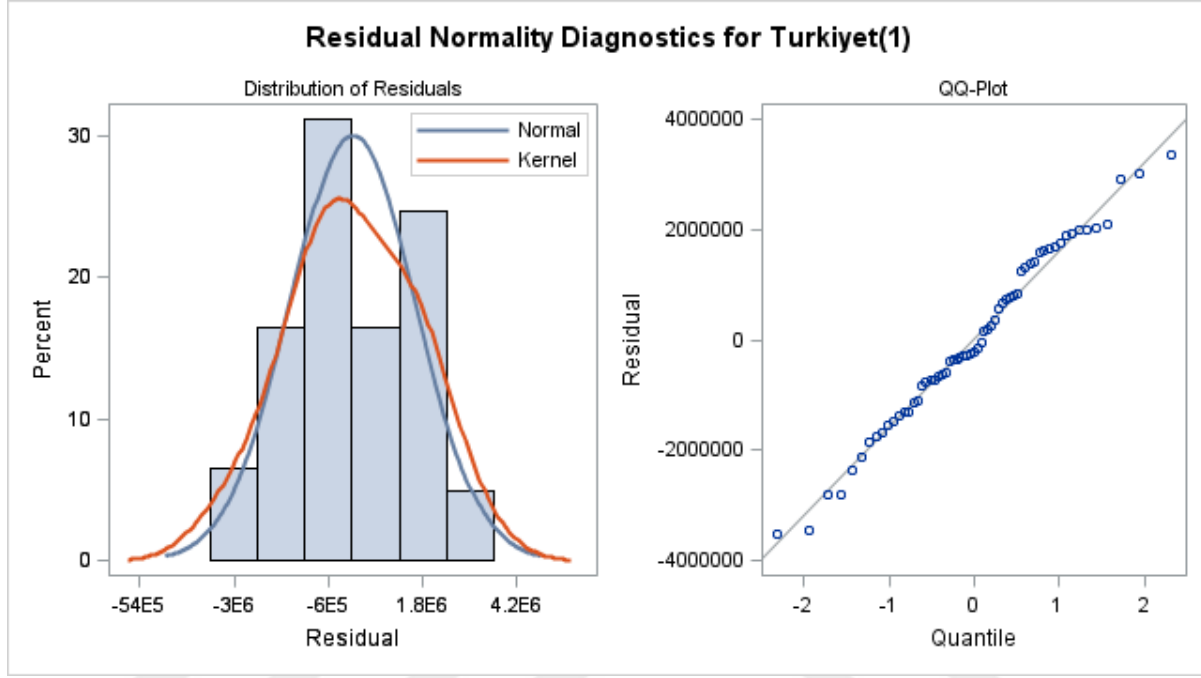
Şekil 43’te Türkiye için kalıntı korelasyon göstergeleri verilmiştir.



Şekil 43. Türkiye için kalıntı korelasyon göstergeleri

Artıkların varlığına ilişkin H_0 hipotezinin reddedilemeyeceği, beyaz gürültü testi ve korelasyon testi grafikleri ile gösterilmiştir; normalden sapma olup olmadığı ise normallik grafikleriyle tespit edilmiştir. Sonuç olarak, ARIMA(5,1,1) modeli, Türkiye'nin buğday üretimi serisindeki değişimi açıklamak için yeterli bulunmuştur.

Şekil 44'te Türkiye için kalıntı normalliği göstergeleri verilmiştir.



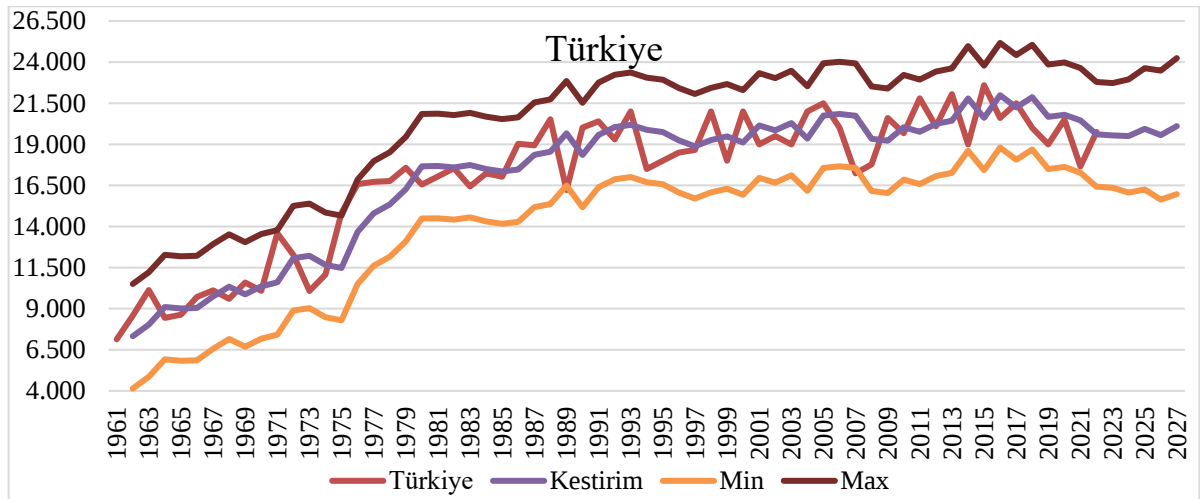
Şekil 44. Türkiye için kalıntı normalliği tanılama

Tablo 129. Türkiye için Tahmin Ortalaması Gecikme, AR ve MA Faktör 1 Değeri

Tahmin Ortalaması (ton)	187 516
Gecikme Değeri (yıl)	1
AR faktör 1 Değeri	1- 0,18625 B**(5)
MA faktör 1 Değeri	1- 0,58344 B**(1)

Türkiye için tahmin ortalaması 187 516 ton, gecikme değeri 1, AR faktör 1 değeri yok ve MA faktör 1 değeri 1- 0,58344 B**(1) olarak tespit edilmiştir.

Şekil 45'te Türkiye için 1961-2027 yılları için buğday üretim öngörüsü verilmiştir.



Şekil 45. 1961-2027 yıllarında Türkiye'nin buğday üretim öngörüsü (bin ton)

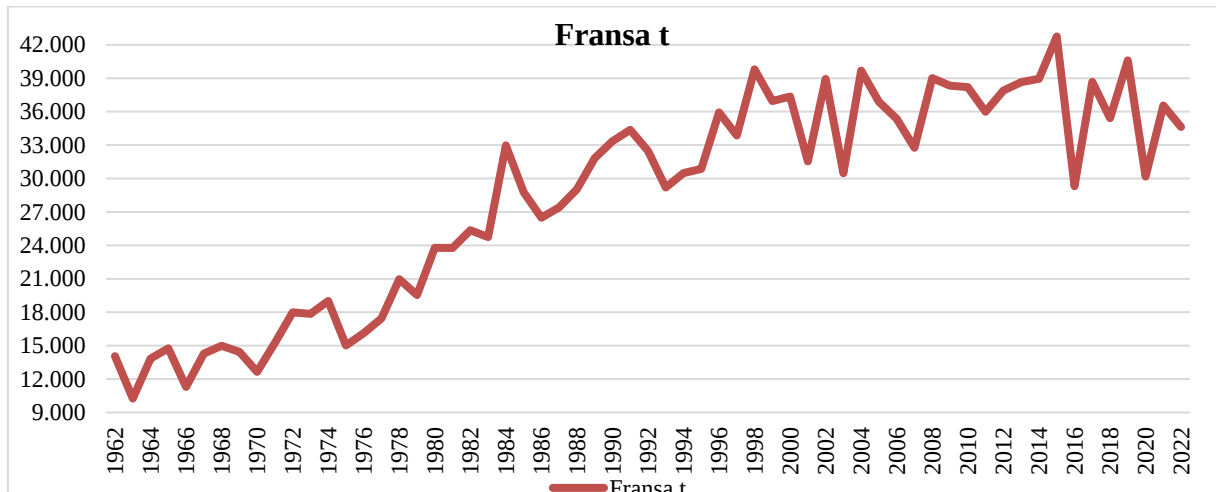
Şekil 45'te Türkiye'nin buğday üretimi 1961-2022 yılları dikkate alınarak 2023-2027 buğday üretim tahminleri ortalaması, minimum, maksimum değerleri belirtilmiştir. Türkiye buğday üretim 1961'de 7,14 milyon ton ve 2022 yılında 19,75 milyon tondur. Türkiye buğday üretimi 2023-2027 yılları 5 yıllık ortalamaya göre 19,73 milyon ton olması beklenirken, minimum ortalama üretim 16,05 milyon ton ve maksimum ortalama üretim 23,41 milyon ton olarak öngörülmüştür. 2023-2027 yılları için sırası ile 19,54, 19,51, 19,94, 19,56 ve 20,10 milyon ton üretim tahmini yaparken 2023-2025 yılları için sırası ile Aydın (2022) 21,10, 21,98 ve 22,14 milyon ton üretim tahmininde bulunmuştur. TÜİK (2025) 2023 ve 2024 yılları için 22,10 ve 20,80 milyon ton olarak tespit edilmiştir.

Fransa için yapılan tahminler

Fransa için model belirleme

Durağanlık tespiti

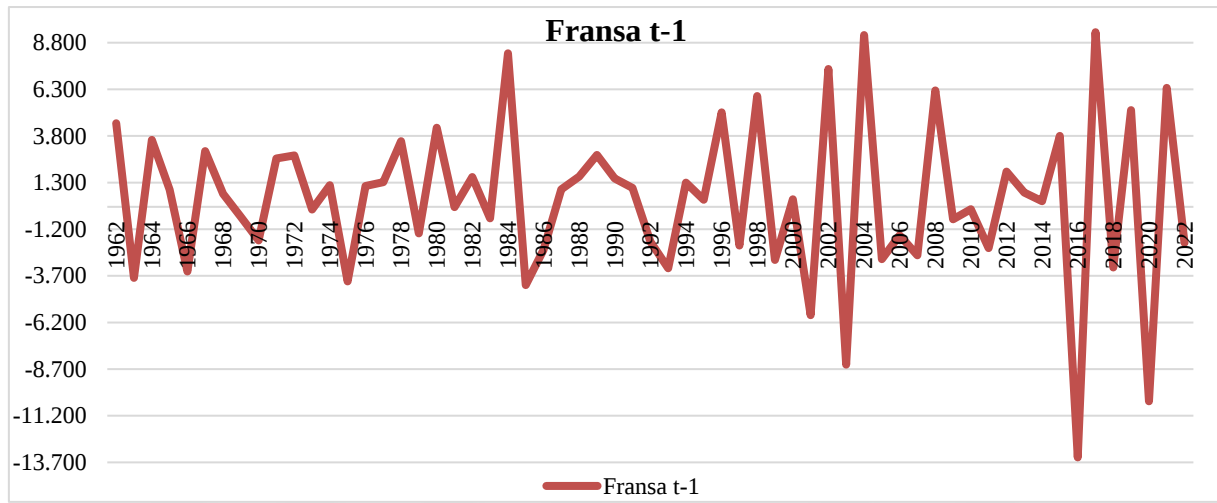
Şekil 46'da Fransa için 1961-2022 yılı buğday üretim verileri dikkate alınmıştır.



Şekil 46. 1961-2022 döneminde Fransa'nın buğday üretimi (bin ton)

Şekilde 1961-2022 döneminde Fransa'nın buğday üretimi miktarı gösterilmiştir. Yani 1961-2022 yılı verilerinin dönemler itibari ile sürekli bir artış olmasa da belirli bir trend göstermesi nedeniyle bu verilerin durağan olmadığı tespit edilmiştir. Bu nedenle bir sonraki adımda verilerin en az birinci dereceden farklarının alınması gerekmektedir. Fransa için veriler durağan olmadığı için verilerin bir yıl gecikmesi yani fark işlemi alınarak durağanlaştırma işlemi uygulanmıştır.

Şekil 47'de Fransa için 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Fransa buğday üretimi (bin ton) alınmıştır.



Şekil 47. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Fransa buğday üretimi (bin ton)

Bu verilerin durağan olmaması nedeniyle bir önceki yıl verilerinden çıkartılarak bir yıl gecikme ile veriler durağanlaştığı ve daha önceki verilere göre trend dışı şekil oluşumu görülmektedir. Böylece $d=1$ olduğu zaman verilerin durağan oldukları tespit edilmiştir.

Fransa için parametre tahminleri (En uygun modelin tahmini)

Tablo 130'da Fransa için parametre tahminleri verilmiştir.

Tablo 130. Fransa için Parametre Tahminleri

Değişken	DF	Tahmin	Se	t Değeri	Tahmin Pr > t	Değişken Sınıfı
Durağanlık	1	4 048 228	1 777 913	2,28	0,0266	
t1	1	83 788	67 282	1,25	0,2182	t1
lFransat1	1	-0,2162	0,1254	-1,72	0,0902	
ldFransat1_1	1	-0,5296	0,1183	-4,48	<,0001	

Diğer ülkeler için parametre tahminlerinde DF, tahmin değeri, tahmin için standart hata, t değeri ve gecikme dönemi verilmiştir. Böylece parametre tahminlerinde birinci fark işlemlerinde verilerin durağanlaştığı ve anlamlılık düzeyinin arttığı tespit edilmiştir. Parametre tahminlerinin dikkate alınmasında birinci derecede gecikme işleminde değerlerin yüksek olmadığı yani birinci gecikmede durağanlık sağlanmıştır. Ayrıca ikinci derecede gecikme işleminde anlamlılık görüldüğü yani serilerin birinci farkının alınması ile serilerin durağanlaştırılabildiği sonucuna varılmaktadır.

Tablo 131’de Fransa için ARIMA prosedürleri verilmiştir.

Tablo 131. Fransa için ARIMA Prosedürü

Değişken ismi = Fransat₁	
Fark alma dönemi (yıl)	1
Çalışma serisinin ortalaması (ton)	410 801
Standart sapma (ton)	4 267 876
Gözlem sayısı (yıl)	61
Fark alma ile azaltılan gözlem (yıl)	1

Tabloda görüldüğü gibi Fransa için gözlem sayısı 62-1=61’dir. Yani buğday üretiminde her verinin 1 yıl önceki değere göre fark işlemi alınarak elde edilen değerlerin Fransa üretim ortalaması 410 801 ton ve standart sapması 4 267 876 tondur.

Tablo 132’de Fransa için karesi alınmış kanonik korelasyon tahminleri belirtilmiştir.

Tablo 132. Fransa için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,4063	0,1362	0,1941	0,1652	0,1125	0,0740
AR 1	0,0030	0,1231	0,0243	0,0060	<,0001	0,0366
AR 2	0,1343	0,1142	0,0163	0,0005	0,0027	0,0367
AR 3	0,0017	0,0136	0,0021	0,0087	0,0101	0,0357
AR 4	0,0142	0,0080	0,0198	0,0387	0,0327	0,0435
AR 5	0,0035	0,0208	0,0093	0,0139	0,0012	0,0473

Tabloda tüm öğelerin %5 güvenle anlamlı olduğu dikdörtgen bölge vardır. Bu bölgenin tepe noktaları(1,4)’tür.

Tablo 133’te Fransa için SCAN Ki Kare [1] tahmin verileri yer almaktadır.

Tablo 133. Fransa için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	<,0001	0,0289	0,0149	0,0447	0,1252	0,2367
AR 1	0,6727	0,0075	0,3229	0,6292	0,9989	0,2102
AR 2	0,0035	0,0213	0,4258	0,8947	0,7467	0,2183
AR 3	0,7542	0,3821	0,7581	0,5728	0,5911	0,2724
AR 4	0,3669	0,5681	0,3106	0,2501	0,3168	0,2630
AR 5	0,6599	0,3472	0,5746	0,4638	0,8268	0,2588

Tabloda SCAN’da (0,4) tepe noktası verilen dikdörtgen alandaki tüm bileşenler %5 için anlamsızdır.

Tablo 134’te Fransa için genişletilmiş örnek otokorelasyon işlevleri verilmiştir.

Tablo 134. Fransa için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	-0,6311	0,3565	-0,3997	0,3643	-0,2963	0,2289
AR 1	-0,0874	-0,4027	-0,1472	0,0810	0,0132	0,1880
AR 2	-0,1349	-0,4986	-0,2859	0,1265	-0,0123	0,2114
AR 3	-0,1064	-0,2795	-0,1515	0,0886	-0,0009	0,2458
AR 4	-0,2996	-0,2393	-0,0427	0,1901	-0,2812	0,2562
AR 5	-0,3935	0,2978	-0,1151	0,2842	0,1083	0,3313

Tabloda tepe noktası (0,1) için verilen dikdörtgen alandaki tüm bileşenler %5 için anlamsızdır.

Tablo 135’te Fransa için ESACF olasılık değerleri verilmiştir.

Tablo 135. Fransa için ESACF Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	<,0001	0,0378	0,0293	0,0646	0,1541	0,2863
AR 1	0,4986	0,0020	0,3427	0,6006	0,9330	0,2251
AR 2	0,3001	0,0001	0,0739	0,4172	0,9363	0,1633
AR 3	0,4177	0,0336	0,2977	0,5913	0,9960	0,1304
AR 4	0,0237	0,0854	0,7672	0,3046	0,0846	0,1354
AR 5	0,0032	0,0654	0,4507	0,0396	0,4850	0,0489

Tabloda AR ve MA değerleri, ESACF'ta tepe değerleri (0,1) ve (5,5) köşegen değerlerini içeren tüm dikdörtgendeki alandaki anlamsız değişkenleri tanımlanmaktadır.

Tablo 136'da Fransa için minimum bilgi ölçütüne ilişkin olasılık değerleri tabloda sunulmuş ve modellerin karşılaştırılmasında değerlendirme kriteri olarak kullanılmıştır.

Tablo 136. Fransa için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	30,47802	30,23015	30,26285	30,21999	30,13248	30,13961
AR 1	30,02999	30,08706	30,02683	30,05136	30,07619	30,14214
AR 2	30,09099	30,13211	30,06689	30,10696	30,14022	30,19084
AR 3	29,96799	30,03184	30,0973	30,16265	30,18756	30,25468
AR 4	30,02928	30,08483	30,1522	30,21676	30,24494	30,31115
AR 5	30,0828	30,14633	30,1721	30,23015	30,29494	30,32443

Not: p=1 ve q= 0 alınmıştır.

0-0 ile 5-5 i'de kapsayan ARMA (p+d, q) önerileriyle ilişkili BIC değerleri listelenmektedir. Scan ve ESACF ile 36 modelden 3 model en iyi model olabilecek ölçütte tespit edilmiştir,

Tablo 137'de Fransa için ARMA deneme sıralama ölçütlerinin sonuçları sunulmuştur.

Tablo 137. Fransa için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri

SCAN			ESACF		
p+d	Q	BIC	p+d	Q	BIC
1	2	30,02683	1	2	30,02683
3	0	29,96799	0	3	30,21999
0	4	30,13248			

Minimum Tablo Değeri: BIC(3,0) = 29,96799,%5 önem seviyesinde

36 BIC değerinden SCAN'da 1 ve ESACF'ta 2 ve toplamda 3 en iyi model katsayıları belirlenmiş olup bu p ve q değerlerinden en küçük BIC'e göre ARIMA(3,1,0) en iyi model olarak görünmesine rağmen AIC, DW, MSE, R² vb. kriterler bir sonraki tablolarda dikkate alınarak en iyi model belirlenecektir.

Tablo 138’de Fransa için Genişletilmiş Dickey-Fuller kök testleri verilmiştir.

Tablo 138. Fransa için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri

Type	Gecikmeler	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	5	-222,668	0,0001	-3,30	0,0014		
	6	-22,4282	0,0004	-2,21	0,0270		
	7	-21,0625	0,0006	-2,00	0,0441		
	8	-12,2176	0,0121	-1,65	0,0925		
Single Mean	5	91,4844	0,9999	-4,08	0,0021	8,35	0,0010
	6	-122,266	0,0001	-2,69	0,0814	3,66	0,1497
	7	213,5335	0,9999	-2,63	0,0936	3,47	0,1973
	8	-394,209	0,0001	-2,19	0,2117	2,43	0,4592
Trend	5	55,5253	0,9999	-4,81	0,0014	11,57	0,0010
	6	104,0872	0,9999	-3,37	0,0666	5,71	0,0882
	7	41,6384	0,9999	-3,56	0,0431	6,51	0,0496
	8	35,4630	0,9999	-3,28	0,0801	5,65	0,0910

Tablo 138’deki test sonuçlarına göre testlerin üç aşamadaki sonuçları göstermiştir ki üç aşamada da parametreler anlamlı olduğu için seriler durağan olmakta böylece H_0 hipotezi (birim kök varlığı) reddedilmektedir. ADF testinin sonuçları (p, 1, q) modeli ile farkı alınmış serilere SCAN ve ESACF uygulanmalarındaki p ve q değerleri ile birçok alternatif içerisinde en uygunu modeli verecek seçenekleri azaltmaya imkân vermektedir.

Tablo 139’da Fransa için belirlenen p ve q değerlerine dayalı olarak sıralama ölçüt testlerinin sonuçları sunulmuş, böylece farklı ARIMA modellerinin performansları karşılaştırılarak en uygun modelin belirlenmesine olanak sağlanmıştır..

Tablo 139. Fransa için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri

p	q	BIC	MSE	SBC	MAE	MAPE	DW	AIC	HQC	R ²
1	2	30,02	99,09	1 936,05	23,62	406,32	1,96	1 933,970	1 934,78	0,45
0	3	29,96	111,33	1 942,92	25,28	317,46	2,31	1 940,842	1 941,65	0,76
3	0	30,21	112,14	1 943,35	24,96	119,98	2,25	1 941,269	1 942,08	0,78
0	4	30,13	115,91	1 945,30	25,49	133,08	2,00	1 943,218	1 944,03	0,76

Not: MSE değerleri 10^{10} , MAE değerleri 10^5 ve MAPE değerleri 10^2 ile çarpılmalıdır,

Tablodaki deęerler dikkate alındığında 9 kriterin 5’inde iyi olan ARIMA(1,1,2) modeli en iyi model olduęu tespit edilmiřtir.

Tablo 140’ta Fransa iin kořullu en kk kareler yntem tahmini verilmiřtir.

Tablo 140. Fransa iin Kořullu En Kk Kareler Yntem Tahmini

Parametre	Tahmin	Se	t Deęeri	Approx Pr > t	Gecikme
MU	421 389,0	144 175,9	2,92	0,0049	0
MA1,1	0,37495	0,15036	2,49	0,0155	2
AR1,1	-0,82846	0,09425	-8,79	<,0001	1
Sabit Tahmini		770 491,3			
Varyans Tahmini		1,03E13			
Se Tahmini		3 208 962			
AIC		2 003,772			
SBC		2 010,105			
Kalıntı Sayısı		61			

Tabloda AR etiketli otoregresif ortalama parametre tahmini, p deęeri yokken ve MA1,1 deęeri 1,00’dır. Ayrıca deęiřken yılı 62 iken kalıntı sayısı 61 olduęu iin 1 yıllık gecikme uygulanmıř olduęu grlmektedir.

Fransa iin korelasyon parametre tahmini Tablo 141’de gsterilmiřtir.

Tablo 141. Fransa iin Korelasyon Parametre Tahminleri

Parametreler	MU	MA1,1	AR1,1
MU	1,000	0,084	-0,060
MA1,1	0,084	1,000	-0,570
AR1,1	-0,060	-0,570	1,000

Tabloda deęiřkenlerin kendi aralarındaki korelasyonun 1 ve deęiřkenlerin farklı deęiřkenlerle iliřkilerinin 1 olmaması beklenmekte bu nedenle yapılan tahminlerde korelasyonun dřk olduęu grlmektedir.

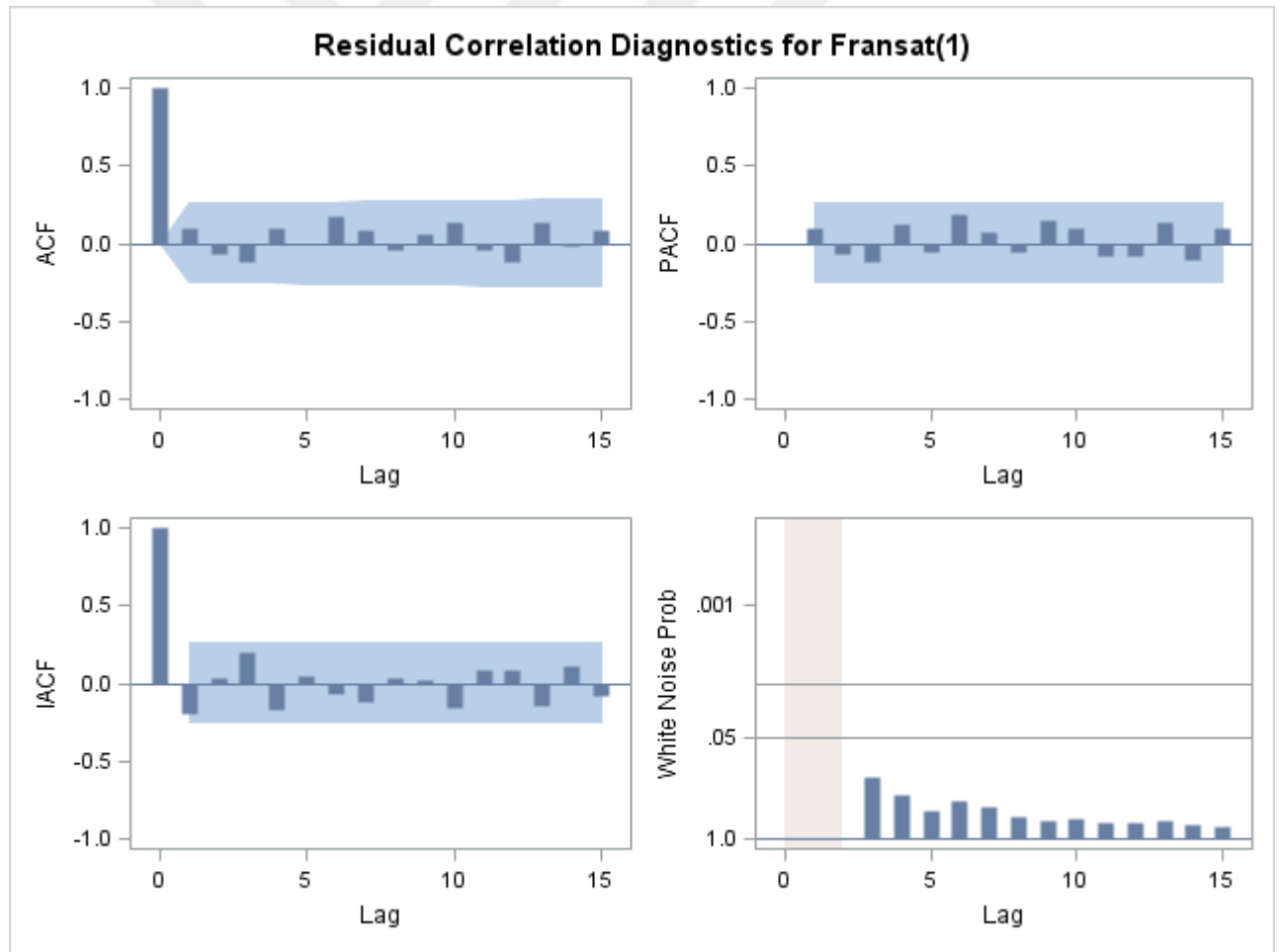
Tablo 142’de Fransa iin kalıntıların otokorelasyon kontrol verilmiřtir.

Tablo 142. Fransa için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü

Gecikme	Chi-Sq	DF	Pr > ChiSq	Otokorelasyon					
6	4,62	4	0,3284	0,100	-0,062	-0,125	0,103	-0,010	0,168
12	8,13	10	0,6161	0,088	-0,037	0,059	0,139	-0,036	-0,116
18	11,38	16	0,7857	0,131	-0,014	0,079	0,009	0,123	-0,011
24	15,05	22	0,8600	0,056	0,016	-0,100	-0,144	-0,036	0,049

Tabloda ilk altı gecikme için $p = 0,3284$ olarak otokorelasyon yok hipotezini yüksek bir anlamlılık seviyesinde reddetmektedir. Bu modelde artıkların beyaz gürültüsünün olmadığı ve dolayısıyla AR(1) modelinin olmadığı veya yetersiz olduğu ve bu nedenle başka modellere de ihtiyaç olduğunu göstermektedir.

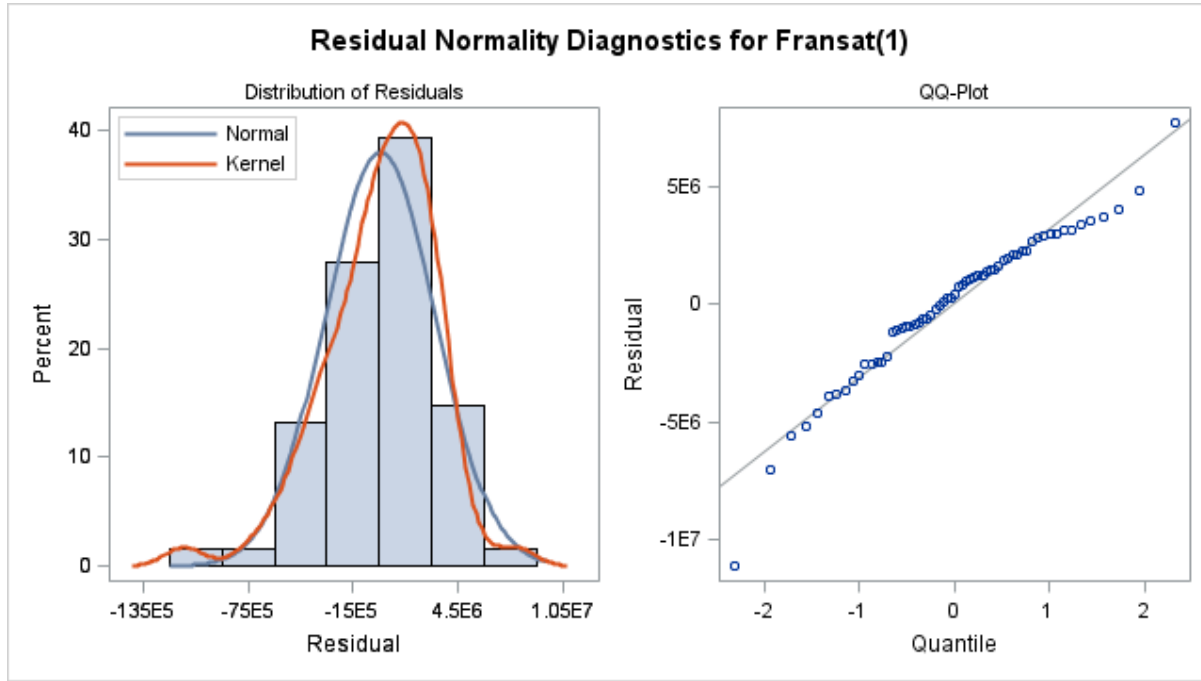
Şekil 48’de Fransa için kalıntı korelasyon göstergeleri verilmiştir.

**Şekil 48.** Fransa için kalıntı korelasyon göstergeleri

Artıkların olduğu H_0 hipotezinin reddedilemeyeceğini beyaz gürültü ile korelasyon testi grafikleri gösterirken, normalden sapma olup olmadığını ise normallik grafikleri

göstermektedir. Böylece, sonuç olarak ARIMA(1,1,2) modeli, Fransa'nın buğday üretimi serisindeki değişim için yeterli olmaktadır.

Şekil 49'da Fransa için kalıntı normalliği göstergeleri verilmiştir.



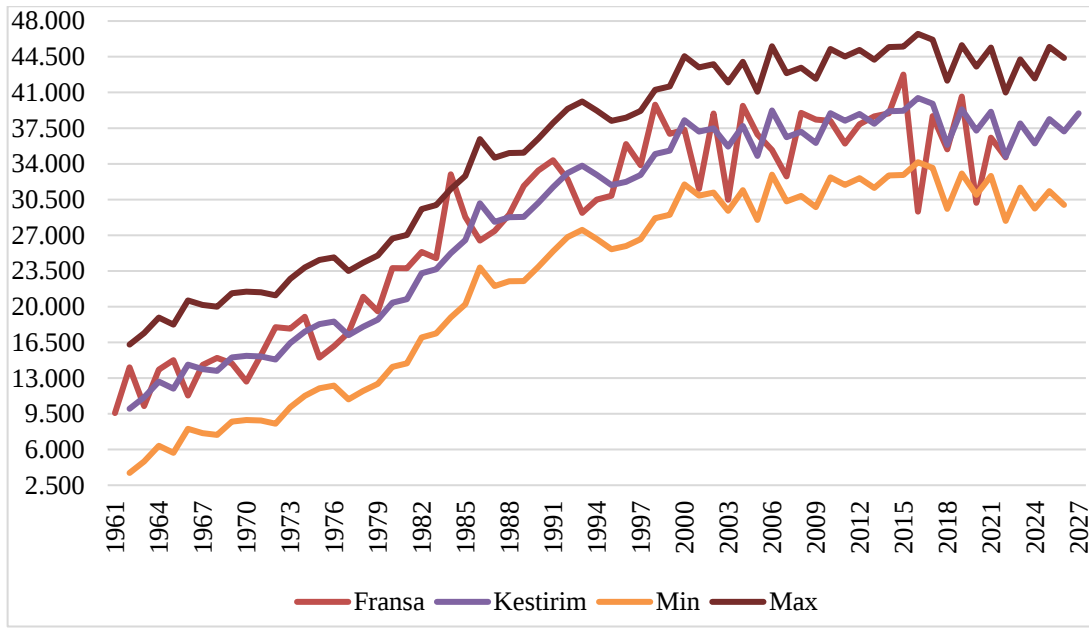
Şekil 49. Fransa için kalıntı normalliği tanılama

Tablo 143. Fransa için Tahmin Ortalaması Gecikme, AR ve MA Faktör 1 Değeri

Tahmin Ortalaması (ton)	421 389
Gecikme Değeri (yıl)	1
AR faktör 1 Değeri	$1 + 0,82846 B^{**}(1)$
MA faktör 1 Değeri	$1 - 0,37495 B^{**}(2)$

Fransa için tahmin ortalaması 187 516 ton, gecikme değeri 1, AR faktör 1 değeri $1 + 0,82846 B^{**}(1)$ ve MA faktör 1 değeri $1 - 0,37495 B^{**}(2)$ olarak tespit edilmiştir.

Şekil 50'de Fransa için 1961-2027 yılları için buğday üretim öngörüsü verilmiştir.



Şekil 50. 1961-2027 yıllarında Fransa'nın buğday üretim öngörüsü (bin ton)

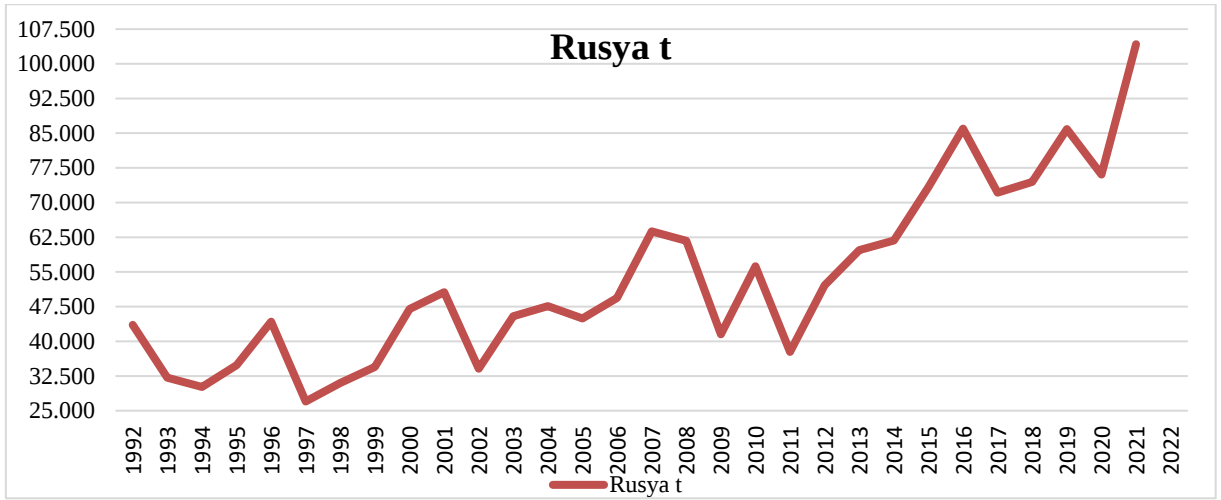
Şekil 50'de Fransa'nın buğday üretimi 1961-2022 yılları dikkate alınarak 2023-2027 buğday üretim tahminleri ortalaması, minimum, maksimum değerleri belirtilmiştir. Fransa buğday üretimi 1961'de 9,6 milyon ton ve 2022 yılında 34,63 milyon tondur. Fransa buğday üretimi 2023-2027 yılları 5 yıllık ortalamaya göre 19,72 milyon ton olması beklenirken, minimum ortalama üretim 16,05 milyon ton ve maksimum ortalama üretim 23,40 milyon ton olarak öngörülmüştür. Fransa'daki buğday üretimi, 2024 yılı için olumsuz hava koşulları nedeniyle önemli bir düşüş göstermektedir. USDA'nın verilerine göre, Fransa'nın yumuşak buğday üretimi 2024 için başlangıçta 26,32 milyon ton olarak tahmin edilse de, sonrasında bu rakam 25,78 milyon tona revize edilmiştir. Bu revizyon, özellikle sonbaharda yaşanan yoğun yağışların ekim süreçlerini geciktirmesi ve bitki gelişimini olumsuz etkilemesiyle ilişkilidir. Ayrıca, durum buğdayı üretim tahmini de 1,19 milyon tondan 1,18 milyon tona çekilmiştir. Fransa, Avrupa Birliği'nin en büyük tahıl üreticisi konumunda olup, 2024 yılı itibarıyla 1980'lerden bu yana görülen en düşük buğday rekoltelerinden biriyle karşı karşıya kalmaktadır. Bu üretim düşüşü, Fransa'nın küresel buğday arzı içindeki payını ve bölgedeki gıda güvenliğini doğrudan etkileme potansiyeline sahiptir.

Rusya için yapılan tahminler

Rusya için model belirleme

Durağanlık tespiti

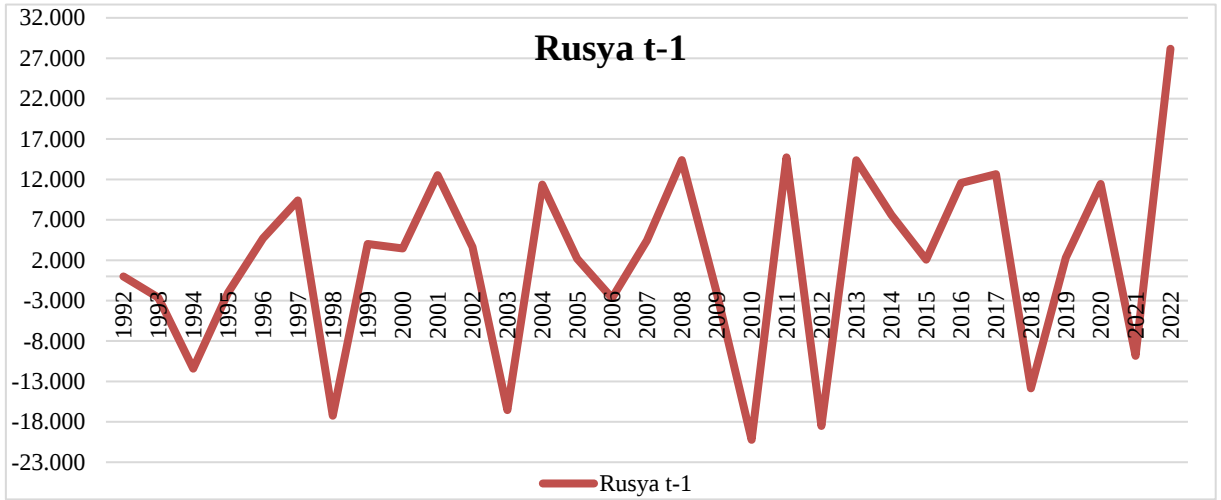
Şekil 51'de Rusya için 1992-2022 yılı buğday üretim verileri dikkate alınmıştır.



Şekil 51. 1961-2022 döneminde Rusya'nın buğday üretimi (bin ton)

Şekilde görüldüğü gibi Rusya'nın buğday üretimi 1992 yılında 46,16 bin ton iken 2001 de 46,99 bin tona ve 2022 yılında ise 104,23 milyon tona yükselmiştir. Yani 1992-2022 yılı verilerinin dönemler itibari ile sürekli bir artış olmasa da belirli bir trend göstermesi nedeniyle bu verilerin durağan olmadığı tespit edilmiştir. Bu nedenle bir sonraki adımda verilerin en az birinci dereceden farklarının alınması gerekmektedir. Rusya için veriler durağan olmadığı için verilerin bir yıl gecikmesi yani fark işlemi alınarak durağanlaştırma işlemi uygulanmıştır.

Şekil 52'de Rusya için 1992-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Rusya buğday üretimi (bin ton) alınmıştır.



Şekil 52. 1992-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Rusya buğday üretimi (bin ton)

Bu verilerin durağan olmaması nedeniyle bir önceki yıl verilerinden çıkartılarak bir yıl gecikme ile veriler durağanlaştığı ve daha önceki verilere göre trend dışı şekil oluşumu görülmektedir. Böylece $d=1$ olduğu zaman verilerin durağan oldukları tespit edilmiştir.

Rusya için parametre tahminleri (En uygun modelin tahmini)

Tablo 144'te Rusya için parametre tahminleri verilmiştir.

Tablo 144. Rusya için Parametre Tahminleri

Değişken	DF	Tahmin	Se	t Değeri	Tahmin Pr > t	Değişken Sınıfı
Durağanlık	1	13 957 144	7 296 868	1,91	0,0673	
t1	1	1 489 259	455 970	3,27	0,0032	t1
IRusyat1	1	-0,6878	0,2448	-2,81	0,0095	
IdRusyat1_1	1	-0,1397	0,2034	-0,69	0,4984	

Diğer ülkeler için parametre tahminlerinde DF, tahmin değeri, tahmin için standart hata, t değeri ve gecikme dönemi verilmiştir. Böylece parametre tahminlerinde birinci fark işlemlerinde verilerin durağanlaştığı ve anlamlılık düzeyinin arttığı tespit edilmiştir. Parametre tahminlerinin dikkate alınmasında birinci derecede gecikme işleminde değerlerin yüksek olmadığı yani birinci gecikmede durağanlık sağlanmıştır. Ayrıca ikinci derecede gecikme işleminde anlamlılık görüldüğü yani serilerin birinci farkının alınması ile serilerin durağanlaştırılabilirdiği sonucuna varılmaktadır.

Tablo 145'te Rusya için ARIMA prosedürleri verilmiştir.

Tablo 145. Rusya için ARIMA Prosedürü

Değişken ismi = Rusyat ₁	
Fark alma dönemi (yıl)	1
Çalışma serisinin ortalaması (ton)	1 935 576
Standart sapma (ton)	11 593 757
Gözlem sayısı (yıl)	30
Fark alma ile azaltılan gözlem (yıl)	1

Tabloda görüldüğü gibi Rusya için gözlem sayısı 31-1=30'dir. Yani buğday üretiminde her verinin 1 yıl önceki değere göre fark işlemi alınarak elde edilen değerlerin Rusya üretim ortalaması 1 935 576 ton ve standart sapması 11 593 757 tondur.

Tablo 146'da Rusya için karesi alınmış kanonik korelasyon tahminleri belirtilmiştir.

Tablo 146. Rusya için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,1430	0,0037	0,0165	0,0294	0,0002	0,0081
AR 1	0,0552	0,0188	0,0018	0,0021	0,0021	0,0003
AR 2	0,0013	0,0409	0,0022	0,0048	0,0003	0,0013
AR 3	0,0473	0,0032	0,0026	0,0007	0,0008	0,0007
AR 4	0,0051	0,0067	0,0017	0,0008	0,0001	0,0086
AR 5	0,0013	0,0001	0,0020	0,0008	0,0022	0,0122

Tabloda tüm öğelerin %5 güvenle anlamlı olduğu dikdörtgen bölge vardır. Bu bölgenin tepe noktaları (4,4) ve (5,1) şeklindedir.

Tablo 147’de Rusya için SCAN Ki Kare [1] tahmin verileri yer almaktadır.

Tablo 147. Rusya için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0314	0,7712	0,5521	0,4390	0,9482	0,7036
AR 1	0,1994	0,5452	0,8401	0,8335	0,8558	0,9415
AR 2	0,8503	0,3214	0,8234	0,7382	0,9493	0,8993
AR 3	0,2525	0,8007	0,8425	0,9238	0,9208	0,9270
AR 4	0,7150	0,7310	0,8757	0,9267	0,9680	0,7882
AR 5	0,8559	0,9588	0,8643	0,9170	0,8628	0,7157

Tabloda SCAN’da (0,1) ve (5,5) tepe noktası verilen dikdörtgen alandaki tüm bileşenler %5 için anlamsızdır.

Tablo 148’de Rusya için genişletilmiş örnek otokorelasyon işlevleri verilmiştir.

Tablo 148. Rusya için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	-0,3435	-0,0526	0,1097	-0,1464	0,0124	0,0683
AR 1	-0,3917	-0,2301	-0,0001	-0,1008	-0,0256	-0,0068
AR 2	-0,1232	-0,3190	-0,1138	-0,1841	-0,0002	-0,0123
AR 3	-0,1085	-0,3728	-0,4010	-0,2760	-0,2032	-0,1261
AR 4	-0,2661	0,0223	-0,0574	-0,3142	-0,1894	-0,0970
AR 5	-0,3298	-0,4418	0,0101	0,0725	-0,0631	-0,3478

Tabloda tepe noktası (0,1) ve (5,5) için verilen dikdörtgen alandaki tüm bileşenler %5 için anlamsızdır.

Tablo 149’da Rusya için ESACF olasılık değerleri verilmiştir.

Tablo 149. Rusya için ESACF Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0599	0,7954	0,5896	0,4759	0,9526	0,7437
AR 1	0,0349	0,2233	0,9997	0,6027	0,9136	0,9739
AR 2	0,5143	0,0919	0,5725	0,3549	0,9990	0,9556
AR 3	0,5730	0,0531	0,0388	0,1630	0,3470	0,5713
AR 4	0,1748	0,9259	0,8009	0,2110	0,3809	0,6493
AR 5	0,0991	0,0275	0,9701	0,7410	0,7889	0,1192

Tabloda AR ve MA değerleri, ESACF’ta tepe değerleri (0,1) ve (5,5) köşegen değerlerini içeren tüm dikdörtgendeki alandaki anlamsız değişkenleri tanımlanmaktadır,

Tablo 150’de Rusya için minimum bilgi ölçütü olasılık değerleri verilmiştir,

Tablo 150. Rusya için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	32,32077	32,15192	32,26253	32,35743	32,36156	32,44525
AR 1	32,05514	32,16603	32,234	32,33641	32,33602	32,36258
AR 2	32,1169	32,18836	32,29942	32,39036	32,3532	32,32245
AR 3	32,2097	32,29528	32,40838	32,43684	32,45405	32,36931
AR 4	32,28213	32,35256	32,44759	32,52723	32,51356	32,33406
AR 5	32,18042	32,16035	32,06687	32,18016	32,18591	32,29928

Not: p=1 ve q= 0 alınmıştır.

0-0 ile 5-5 i’de kapsayan ARMA (p+d, q) önerileriyle ilişkili BIC değerleri listelenmektedir. Scan ve ESACF ile 36 modelden 3 model en iyi model olabilecek ölçütte tespit edilmiştir.

Tablo 151’de Rusya için ARMA deneme sıralama ölçütlerinin sonuçları sunulmuştur.

Tablo 151. Rusya için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri

SCAN			ESACF		
p+d	Q	BIC	p+d	Q	BIC
1	0	32,05514	0	0	32,32077
0	1	32,15192	4	1	32,35256

Minimum Tablo Değeri: BIC(1,0) = 32,05514,%5 önem seviyesinde

36 BIC değerinden SCAN'da 1 ve ESACF'ta 2 ve toplamda 3 en iyi model katsayıları belirlenmiş olup bu p ve q değerlerinden en küçük BIC'e göre ARIMA(1,1,0) en iyi model olarak görünmesine rağmen AIC, DW, MSE, R² vb. kriterler bir sonraki tablolarda dikkate alınarak en iyi model belirlenecektir.

Tablo 152'de Rusya için Genişletilmiş Dickey-Fuller kök testleri verilmiştir.

Tablo 152. Rusya için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri

Type	Gecikmeler	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	5	-25,7288	<,0001	-1,57	0,1074		
	6	-13,1018	0,0062	-1,16	0,2152		
	7	-8,3958	0,0343	-0,86	0,3301		
	8	1,1074	0,9117	0,67	0,8534		
Single Mean	5	37,9895	0,9999	-2,57	0,1116	3,50	0,2425
	6	23,2647	0,9999	-2,40	0,1518	3,15	0,3240
	7	14,6543	0,9999	-2,21	0,2079	2,68	0,4328
	8	-1,3038	0,8425	-0,29	0,9111	0,55	0,9320
Trend	5	20,3034	0,9999	-3,09	0,1300	4,79	0,2958
	6	14,0528	0,9999	-2,91	0,1772	4,25	0,3898
	7	9,7389	0,9999	-2,91	0,1792	4,23	0,3940
	8	-18,5959	0,0258	-0,88	0,9405	0,58	0,9900

Tablo 152'deki test sonuçlarına göre testlerin üç aşamadaki sonuçları göstermiştir ki üç aşamada da parametreler anlamlı olduğu için seriler durağan olmakta böylece H₀ hipotezi (birim kök varlığı) reddedilmektedir. ADF testinin sonuçları (p, 1, q) modeli ile farkı alınmış serilere

SCAN ve ESACF uygulanmalarındaki p ve q değerleri ile birçok alternatif içerisinde en uygunu modeli verecek seçenekleri azaltmaya imkân vermektedir.

Tablo 153'te Rusya için belirlenen p ve q değerlerine dayalı olarak sıralama ölçüt testlerinin sonuçları sunulmuş, böylece farklı ARIMA modellerinin performansları karşılaştırılarak en uygun modelin belirlenmesine olanak sağlanmıştır..

Tablo 153. Rusya için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri

p	q	BIC	MSE	SBC	MAE	MAPE	DW	AIC	HQC	R ²
4	1	32,35256	10,10	984,66	79,33	193,27	1,95	983,33	983,74	0,48
1	0	32,05514	10,98	987,00	85,71	86,79	1,97	985,66	986,07	0,52
0	1	32,15192	10,12	984,72	80,61	100,21	1,93	983,39	983,79	0,46
0	0	32,32077	10,97	986,98	84,93	125,15	2,12	985,65	986,06	0,66

Not: MSE değerleri 10^{10} , MAE değerleri 10^5 ve MAPE değerleri 10^2 ile çarpılmalıdır.

Tablodaki değerler dikkate alındığında 9 kriterin 5'inde iyi olan ARIMA(4,1,1) modeli en iyi model olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 154'te Rusya için koşullu en küçük kareler yöntem tahmini verilmiştir.

Tablo 154. Rusya için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini

Parametre	Tahmin	Se	t Değeri	Approx Pr > t	Gecikme
MU	1 673 481,9	919 009,7	1,82	0,0797	0
MA1,1	0,50044	0,18475	2,71	0,0116	1
AR1,1	-0,15359	0,21547	-0,71	0,4821	4
Sabit Tahmini		1 930 517			
Varyans Tahmini		1,193E14			
Se Tahmini		10 921 498			
AIC		1 060,35			
SBC		1 064,554			
Kalıntı Sayısı		30			

Tabloda AR etiketli otoregresif ortalama parametre tahmini, p değeri yokken ve MA1,1 değeri 1,00'dır, Ayrıca değişken yılı 31 iken kalıntı sayısı 30 olduğu için 1 yıllık gecikme uygulanmış olduğu görülmektedir.

Rusya için korelasyon parametre tahmini Tablo 155’te gösterilmiştir.

Tablo 155. Rusya için Korelasyon Parametre Tahminleri

Parametreler	MU	MA1,1	AR1,1
MU	1,000	-0,165	0,078
MA1,1	-0,165	1,000	0,116
AR1,1	0,078	0,116	1,000

Tabloda değişkenlerin kendi aralarındaki korelasyonun 1 ve değişkenlerin farklı değişkenlerle ilişkilerinin 1 olmaması beklenmekte bu nedenle yapılan tahminlerde korelasyonun düşük olduğu görülmektedir.

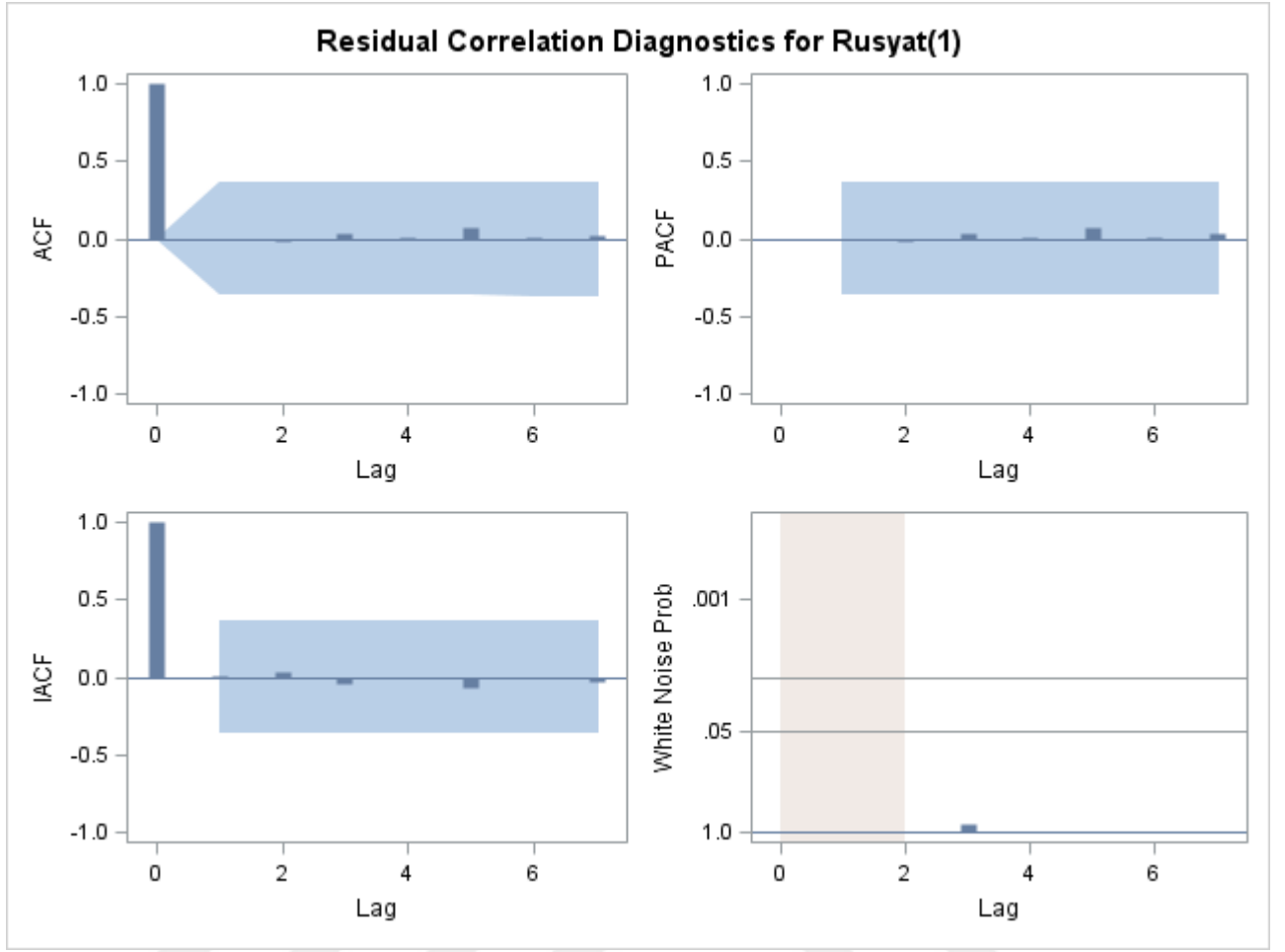
Tablo 156’da Rusya için kalıntıların otokorelasyon kontrolü verilmiştir.

Tablo 156. Rusya için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü

Gecikme	Chi-Sq	DF	Pr > ChiSq	Otokorelasyon					
6	0,25	4	0,9925	-0,006	-0,021	0,039	0,007	0,069	0,003
12	7,07	10	0,7187	0,027	0,048	0,180	-0,325	0,022	0,047
18	8,88	16	0,9181	-0,075	0,057	0,065	0,115	-0,030	0,024
24	17,83	22	0,7162	-0,158	0,030	-0,016	-0,166	-0,077	-0,126

Tabloda ilk altı gecikme için $p = 0,3284$ olarak otokorelasyon yok hipotezini yüksek bir anlamlılık seviyesinde reddetmektedir. Bu modelde artıkların beyaz gürültüsünün olmadığı ve dolayısıyla AR(1) modelinin olmadığı veya yetersiz olduğu ve bu nedenle başka modellere de ihtiyaç olduğunu göstermektedir.

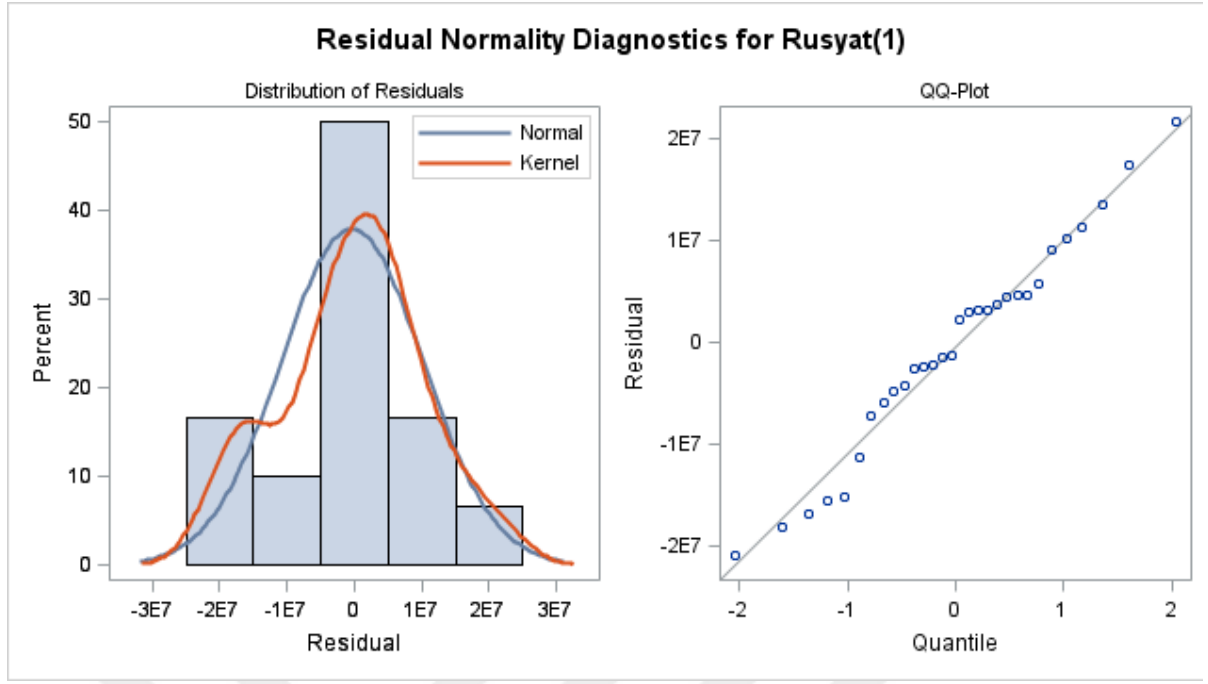
Şekil 53’te Rusya için kalıntı korelasyon göstergeleri verilmiştir.



Şekil 53. Rusya için kalıntı korelasyon göstergeleri

Artıkların olduğu H_0 hipotezinin reddedilemeyeceğini beyaz gürültü ile korelasyon testi grafikleri gösterirken, normalden sapma olup olmadığını ise normallik grafikleri göstermektedir. Böylece, sonuç olarak ARIMA(4,1,1) modeli, Rusya'nın buğday üretimi serisindeki değişim için yeterli olmaktadır.

Şekil 54'te Rusya için kalıntı normalliği göstergeleri verilmiştir.



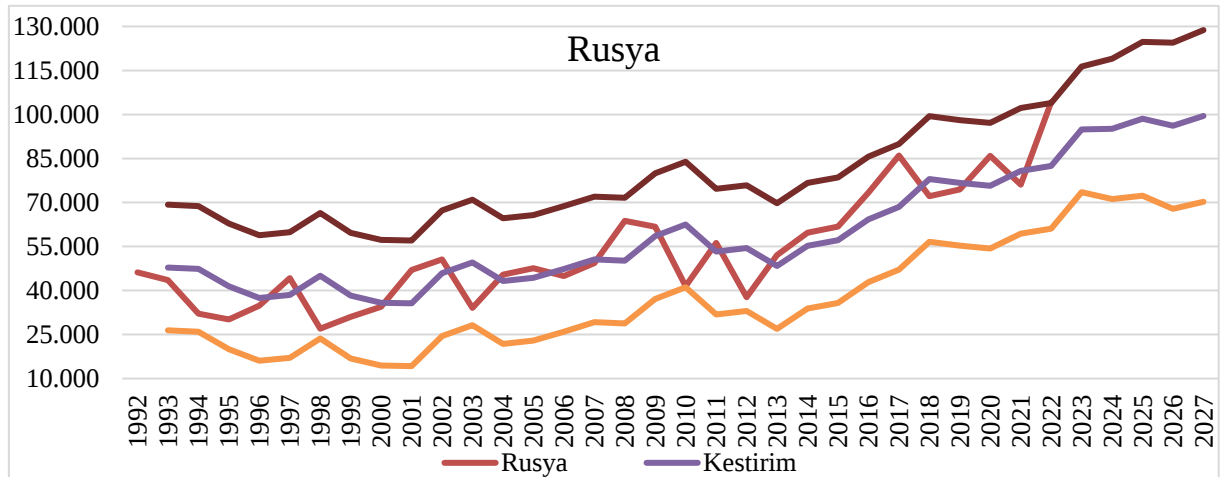
Şekil 54. Rusya için kalıntı normalliği tanılama

Tablo 157. Rusya için Tahmin Ortalaması Gecikme, AR ve MA Faktör 1 Değeri

Tahmin Ortalaması (ton)	1 673 482
Gecikme Değeri (yıl)	1
AR faktör 1 Değeri	$1 + 0,15359 B^{**}(4)$
MA faktör 1 Değeri	$1 - 0,50044 B^{**}(1)$

Rusya için tahmin ortalaması 1 673 482 ton, gecikme değeri 1, AR faktör 1 değeri $1 + 0,15359 B^{**}(4)$ ve MA faktör 1 değeri $1 - 0,50044 B^{**}(1)$ olarak tespit edilmiştir.

Şekil 55'te Rusya için 1992-2027 yılları için buğday üretim öngörüsü verilmiştir.



Şekil 55. 1992-2027 yıllarında Rusya'nın buğday üretim öngörüsü (bin ton)

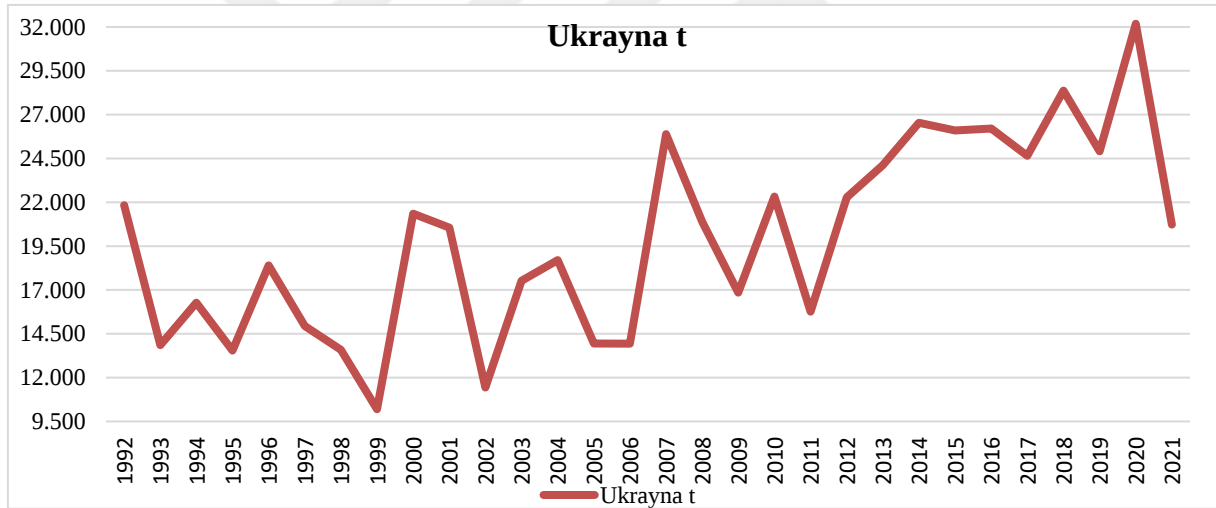
Şekil 55'te Rusya'nın buğday üretimi 1992-2022 yılları dikkate alınarak 2023-2027 buğday üretim tahminleri ortalaması, minimum, maksimum değerleri belirtilmiştir. Rusya buğday üretim 1961'de 46,16 milyon ton ve 2022 yılında 10,42 milyon tondur. Rusya buğday üretimi 2023-2027 yılları 5 yıllık ortalamaya göre 96,85 milyon ton olması beklenirken, minimum ortalama üretim 71,02 milyon ton ve maksimum ortalama üretim 122,66 milyon ton olarak öngörülmüştür. USDA (2025) Rusya öngörüsüne göre 2023 ve 2024 yılları için üretim miktarı 91,50 ve 81,50 milyon ton iken bu çalışmada aynı yıllar için 94,93 ve 95,10 milyon ton olarak tespit edilmiştir. FAO (2025) 2023 yılı üretim miktarı 91,50 milyon ton olarak açıklanmıştır.

Ukrayna için yapılan tahminler

Ukrayna için model belirleme

Durağanlık tespiti

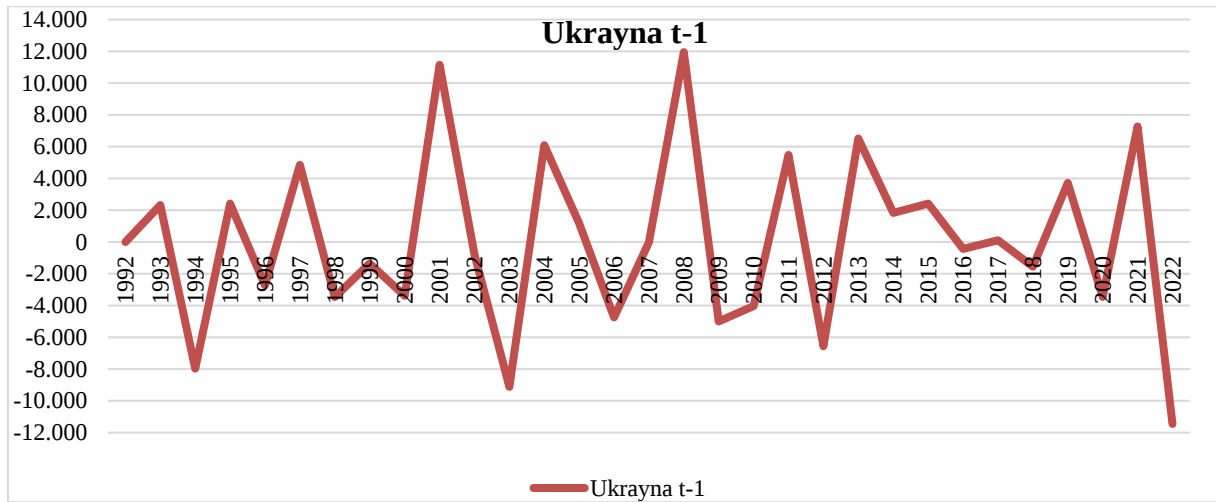
Şekil 56'da Rusya için 1992-2022 yılı buğday üretim verileri dikkate alınmıştır.



Şekil 56. 1992-2022 döneminde Ukrayna'nın buğday üretimi (bin ton)

Şekilde görüldüğü gibi Ukrayna'nın buğday üretimi 1992 yılında 19,51 milyon ton iken 2001 de 21,35 milyon tona ve 2022 yılında ise 20,72 milyon tona yükselmiştir. Yani 1992-2022 yılı verilerinin dönemler itibari ile sürekli bir artış olmasa da belirli bir trend göstermesi nedeniyle bu verilerin durağan olmadığı tespit edilmiştir. Bu nedenle bir sonraki adımda verilerin en az birinci dereceden farklarının alınması gerekmektedir. Ukrayna için veriler durağan olmadığı için verilerin bir yıl gecikmesi yani fark işlemi alınarak durağanlaştırma işlemi uygulanmıştır.

Şekil 57'de Ukrayna için 1992-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Ukrayna buğday üretimi (bin ton) alınmıştır.



Şekil 57. 1992-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Ukrayna buğday üretimi (bin ton)

Bu verilerin durağan olmaması nedeniyle bir önceki yıl verilerinden çıkartılarak bir yıl gecikme ile veriler durağanlaştığı ve daha önceki verilere göre trend dışı şekil oluşumu görülmektedir. Böylece $d=1$ olduğu zaman verilerin durağan oldukları tespit edilmiştir.

Ukrayna için parametre tahminleri (En uygun modelin tahmini)

Tablo 158’de Ukrayna için parametre tahminleri verilmiştir.

Tablo 158. Ukrayna için Parametre Tahminleri

Değişken	DF	Tahmin	Se	t Değeri	Tahmin Pr > t	Değişken Sınıfı
Durağanlık	1	14 056 137	3 578 993	3,93	0,0006	
t1	1	580 338	140 559	4,13	0,0004	t1
IUkraynat1	1	-1,1759	0,2538	-4,63	<,0001	
IdUkraynat1_1	1	0,0499	0,1884	0,27	0,7931	

Diğer ülkeler için parametre tahminlerinde DF, tahmin değeri, tahmin için standart hata, t değeri ve gecikme dönemi verilmiştir. Böylece parametre tahminlerinde birinci fark işlemlerinde verilerin durağanlaştığı ve anlamlılık düzeyinin arttığı tespit edilmiştir. Parametre tahminlerinin dikkate alınmasında birinci derecede gecikme işleminde değerlerin yüksek olmadığı yani birinci gecikmede durağanlık sağlanmıştır. Ayrıca ikinci derecede gecikme işleminde anlamlılık görüldüğü yani serilerin birinci farkının alınması ile serilerin durağanlaştırılabildiği sonucuna varılmaktadır.

Tablo 159’da Ukrayna için ARIMA prosedürleri verilmiştir.

Tablo 159. Ukrayna için ARIMA Prosedürü

Değişken ismi = Ukraynat_t	
Fark alma dönemi (yıl)	1
Çalışma serisinin ortalaması (ton)	40 727,2
Standart sapma (ton)	5 542 484
Gözlem sayısı (yıl)	30
Fark alma ile azaltılan gözlem (yıl)	1

Tabloda görüldüğü gibi Ukrayna için gözlem sayısı $31-1=30$ 'dir.Yani buğday üretiminde her verinin 1 yıl önceki değere göre fark işlemi alınarak elde edilen değerlerin Ukrayna üretim ortalaması 407 27,2ton ve standart sapması 5 542 484 tondur.

Tablo 160'ta Ukrayna için karesi alınmış kanonik korelasyon tahminleri belirtilmiştir.

Tablo 160. Ukrayna için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,2339	0,0157	0,0101	0,0244	0,0720	0,0226
AR 1	0,1788	0,0161	0,0360	0,0795	0,0532	0,0664
AR 2	0,1023	0,0334	0,0559	0,0216	0,0032	0,0141
AR 3	0,0004	0,0265	0,0100	0,0113	0,0043	0,0037
AR 4	0,0272	0,0201	0,0255	0,0165	0,0056	0,0011
AR 5	0,0002	0,0220	0,0011	0,0030	0,0093	0,0084

Tabloda tüm öğelerin %5 güvenle anlamlı olduğu dikdörtgen bölge vardır. Bu bölgenin tepe noktaları (1,4)'tür.

Tablo 161'de Ukrayna için SCAN Ki Kare [1] tahmin verileri yer almaktadır.

Tablo 161. Ukrayna için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0047	0,5627	0,6577	0,5032	0,2560	0,5443
AR 1	0,0168	0,5777	0,4033	0,2517	0,3693	0,3362
AR 2	0,0821	0,4013	0,3213	0,5342	0,8078	0,6476
AR 3	0,9221	0,4139	0,6665	0,6692	0,8175	0,8302
AR 4	0,3972	0,5220	0,5298	0,6066	0,7962	0,9159
AR 5	0,9488	0,4651	0,8889	0,8446	0,7229	0,7670

Tabloda SCAN'da (0,4) tepe noktası verilen dikdörtgen alandaki tüm bileşenler %5 için anlamsızdır.

Tablo 162’de Ukrayna için genişletilmiş örnek otokorelasyon işlevleri verilmiştir.

Tablo 162. Ukrayna için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	-0,4463	-0,1077	0,0852	0,1310	-0,2214	0,1231
AR 1	-0,4761	-0,5440	0,1103	0,1448	-0,2118	0,1301
AR 2	-0,4524	0,0400	-0,0626	0,1283	-0,0061	0,0810
AR 3	-0,0116	-0,3632	-0,2621	0,1172	-0,0022	0,0510
AR 4	0,1179	-0,3853	-0,2911	0,0721	0,1951	0,1339
AR 5	-0,0424	0,2790	0,1108	-0,0516	0,1704	0,0686

Tabloda tepe noktası (0,1) için verilen dikdörtgen alandaki tüm bileşenler %5 için anlamsızdır.

Tablo 163’te Ukrayna için ESACF olasılık değerleri verilmiştir.

Tablo 163. Ukrayna için ESACF Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0145	0,6179	0,6954	0,5494	0,3173	0,5903
AR 1	0,0104	0,0035	0,6355	0,5440	0,3531	0,5873
AR 2	0,0167	0,8700	0,7876	0,5513	0,9779	0,7368
AR 3	0,9519	0,0665	0,2267	0,5963	0,9925	0,8566
AR 4	0,5476	0,0497	0,2228	0,7471	0,3757	0,5478
AR 5	0,8320	0,1631	0,6440	0,8351	0,4790	0,7584

Tabloda AR ve MA değerleri, ESACF’ta tepe değerleri (0,1) ve (5,5) köşegen değerlerini içeren tüm dikdörtgendeki alandaki anlamsız değişkenleri tanımlanmaktadır.

Tablo 164’te Ukrayna için minimum bilgi ölçütüne ilişkin olasılık değerleri tabloda sunulmuş ve modellerin karşılaştırılmasında değerlendirme kriteri olarak kullanılmıştır.

Tablo 164. Ukrayna için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	30,93378	30,57967	30,6645	30,66349	30,66452	30,67124
AR 1	30,79995	30,68778	30,75845	30,77217	30,77693	30,78019
AR 2	30,65102	30,72173	30,83084	30,81588	30,78956	30,81888
AR 3	30,60311	30,7163	30,82893	30,91583	30,90262	30,89383
AR 4	30,60977	30,71702	30,83039	30,89898	31,00913	30,68243
AR 5	30,58366	30,67703	30,74771	30,69851	30,7109	30,65951

Not: p=1 ve q= 0 alınmıştır.

0-0 ile 5-5 i'de kapsayan ARMA (p+d, q) önerileriyle ilişkili BIC değerleri listelenmektedir, Scan ve ESACF ile 36 modelden 3 model en iyi model olabilecek ölçütte tespit edilmiştir.

Tablo 165'te Ukrayna için ARMA deneme sıralama ölçütlerinin sonuçları sunulmuştur.

Tablo 165. Ukrayna için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri

SCAN			ESACF		
p+d	Q	BIC	p+d	Q	BIC
0	1	30,57967	0	1	30,57967
2	0	30,65102	2	1	30,72173
			3	1	30,7163
			5	0	30,58366

Minimum Tablo Değeri: BIC(1,0) = 30,57967,%5 önem seviyesinde

36 BIC değerinden SCAN'da 1 ve ESACF'ta 2 ve toplamda 3 en iyi model katsayıları belirlenmiş olup bu p ve q değerlerinden en küçük BIC'e göre ARIMA(0,1,1) en iyi model olarak görünmesine rağmen AIC, DW, MSE, R² vb, kriterler bir sonraki tablolarda dikkate alınarak en iyi model belirlenecektir.

Tablo 166'da Ukrayna için Genişletilmiş Dickey-Fuller kök testleri verilmiştir.

Tablo 166. Ukrayna için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri

Type	Gecikmeler	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	5	73,6897	0,9999	-2,34	0,0215		
	6	-152,984	0,0001	-1,80	0,0684		
	7	-45,8091	<,0001	-1,60	0,1014		
	8	-5,3051	0,0997	-0,91	0,3112		
Single Mean	5	0,9999	-2,87	0,0633	4,12	0,1000	0,9999
	6	0,9999	-2,60	0,1065	3,40	0,2661	0,9999
	7	0,9999	-3,20	0,0336	5,22	0,0492	0,9999
	8	0,9999	-1,93	0,3150	1,86	0,6209	0,9999
Trend	5	0,9999	-2,96	0,1619	4,70	0,3114	0,9999
	6	0,9999	-2,51	0,3198	3,82	0,4659	0,9999
	7	0,9999	-2,93	0,1727	6,14	0,0914	0,9999
	8	0,9999	-2,25	0,4377	3,55	0,5128	0,9999

Tablo 166'daki test sonuçlarına göre testlerin üç aşamadaki sonuçları göstermiştir ki üç aşamada da parametreler anlamlı olduğu için seriler durağan olmakta böylece H_0 hipotezi (birim kök varlığı) reddedilmektedir. ADF testinin sonuçları (p, 1, q) modeli ile farkı alınmış serilere SCAN ve ESACF uygulanmalarındaki p ve q değerleri ile birçok alternatif içerisinde en uygunu modeli verecek seçenekleri azaltmaya imkân vermektedir.

Tablo 167'de Ukrayna için belirlenen p ve q değerlerine dayalı olarak sıralama ölçüt testlerinin sonuçları sunulmuş, böylece farklı ARIMA modellerinin performansları karşılaştırılarak en uygun modelin belirlenmesine olanak sağlanmıştır..

Tablo 167. Ukrayna için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri

p	q	BIC	MSE	SBC	MAE	MAPE	DW	AIC	HQC	R ²
3	1	30,72	18,22	936,72	36,13	755,27	1,77	935,38	935,79	0,47
0	1	30,57	18,73	937,48	36,91	140,26	1,79	936,15	936,56	0,49
2	0	30,72	21,35	941,15	37,59	62,61	2,16	939,81	940,22	0,74
5	0	30,71	22,17	942,21	37,10	174,57	2,10	940,88	941,29	0,70
2	1	30,58	18,36	936,93	36,44	284,70	1,78	935,60	936,01	0,50

Not: MSE değerleri 10^{10} , MAE değerleri 10^5 ve MAPE değerleri 10^2 ile çarpılmalıdır.

Tablodaki değerler dikkate alındığında 9 kriterin 5'inde iyi olan ARIMA(3,1,1) modeli en iyi model olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 168'de Ukrayna için koşullu en küçük kareler yöntem tahmini verilmiştir.

Tablo 168. Ukrayna için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini

Parametre	Tahmin	Se	t Değeri	Approx Pr > t	Gecikme
MU	267 699,3	234 586,5	1,14	0,2638	0
MA1,1	0,78598	0,13075	6,01	<,0001	1
AR1,1	0,17339	0,22619	0,77	0,4500	3
Sabit Tahmini		221 282,4			
Varyans Tahmini		2,043E13			
Se Tahmini		4 519 447			
AIC		1 007,41			
SBC		1 011,613			
Kalıntı Sayısı		30			

Tabloda AR etiketli otoregresif ortalama parametre tahmini, p değeri yokken ve MA1,1 değeri 1,00'dır. Ayrıca değişken yılı 31 iken kalıntı sayısı 30 olduğu için 1 yıllık gecikme uygulanmış olduğu görülmektedir.

Ukrayna için korelasyon parametre tahmini Tablo 169'da gösterilmiştir.

Tablo 169. Ukrayna için Korelasyon Parametre Tahmini

Parametreler	MU	MA1,1	AR1,1
MU	1,000	-0,097	-0,022
MA1,1	-0,097	1,000	0,409
AR1,1	-0,022	0,409	1,000

Tabloda değişkenlerin kendi aralarındaki korelasyonun 1 ve değişkenlerin farklı değişkenlerle ilişkilerinin 1 olmaması beklenmekte bu nedenle yapılan tahminlerde korelasyonun düşük olduğu görülmektedir.

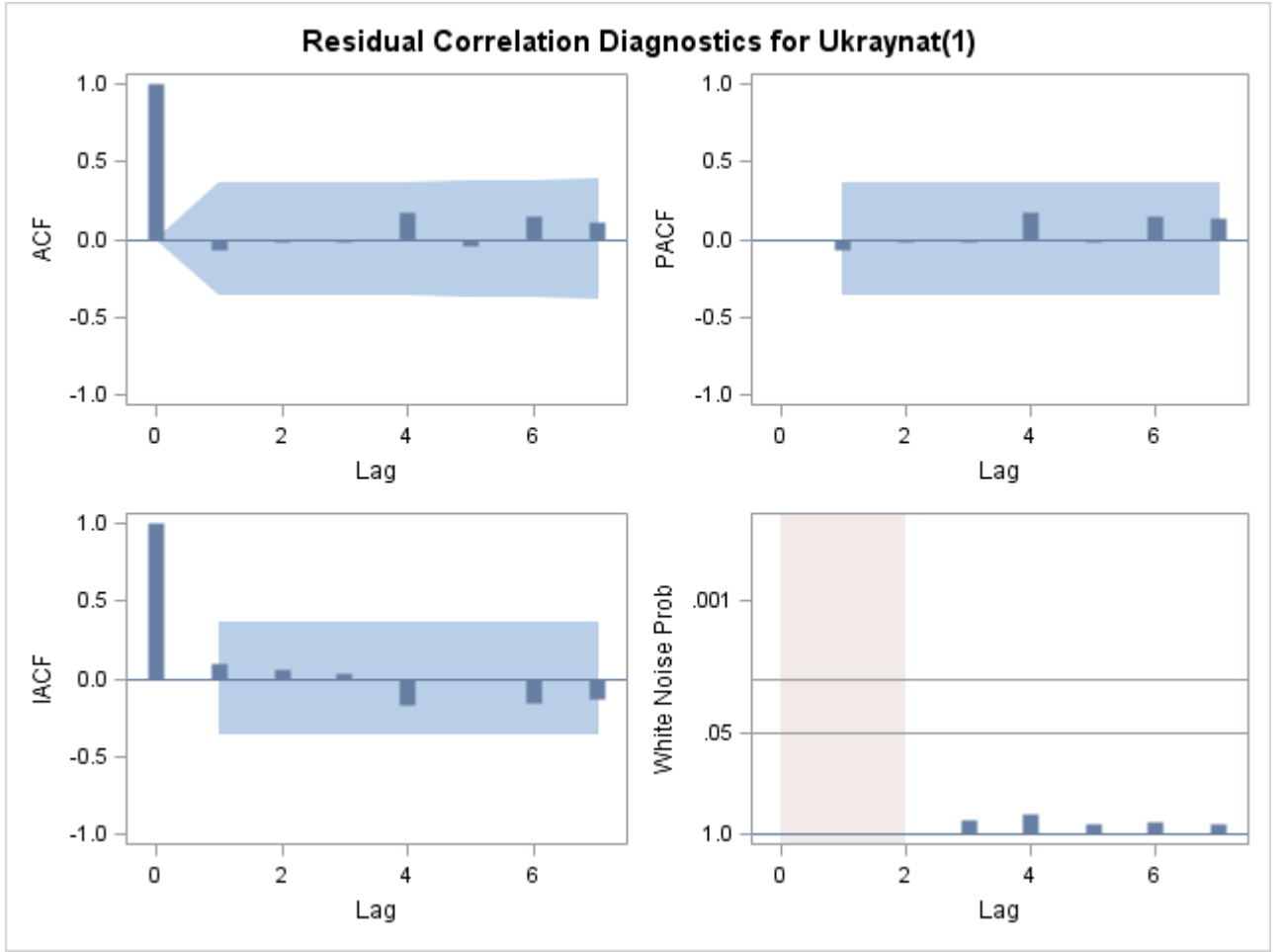
Tablo 170'te Ukrayna için kalıntıların otokorelasyon kontrolü verilmiştir.

Tablo 170. Ukrayna için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü

Gecikme	Chi-Sq	DF	Pr > ChiSq	Otokorelasyon					
6	2,08	4	0,7203	-0,069	-0,015	-0,022	0,167	-0,047	0,140
12	3,30	10	0,9735	0,109	-0,042	-0,097	-0,018	-0,023	0,057
18	7,15	16	0,9702	0,035	-0,221	-0,062	0,030	-0,083	-0,022
24	16,54	22	0,7881	-0,064	-0,064	-0,262	0,060	-0,028	0,071

Tabloda ilk altı gecikme için $p = 0,7203$ olarak otokorelasyon yok hipotezini yüksek bir anlamlılık seviyesinde reddetmektedir. Bu modelde artıkların beyaz gürültüsünün olmadığı ve dolayısıyla AR(1) modelinin olmadığı veya yetersiz olduğu ve bu nedenle başka modellere de ihtiyaç olduğunu göstermektedir.

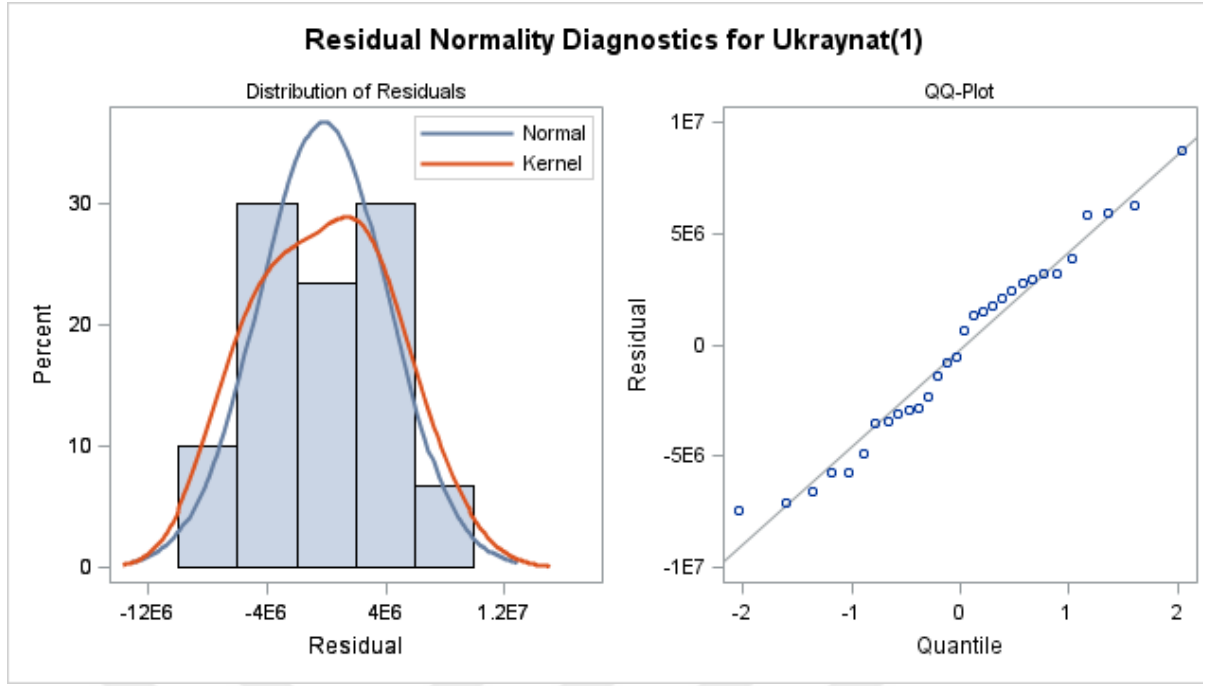
Şekil 58'de Ukrayna için kalıntı korelasyon göstergeleri verilmiştir.



Şekil 58. Ukrayna için kalıntı korelasyon göstergeleri

Artıkların olduğu H_0 hipotezinin reddedilemeyeceğini beyaz gürültü ile korelasyon testi grafikleri gösterirken, normalden sapma olup olmadığını ise normallik grafikleri göstermektedir. Böylece, sonuç olarak ARIMA(3,1,1) modeli, Ukrayna'nın buğday üretimi serisindeki değişim için yeterli olmaktadır.

Şekil 59'da Ukrayna için kalıntı normalliği göstergeleri verilmiştir.



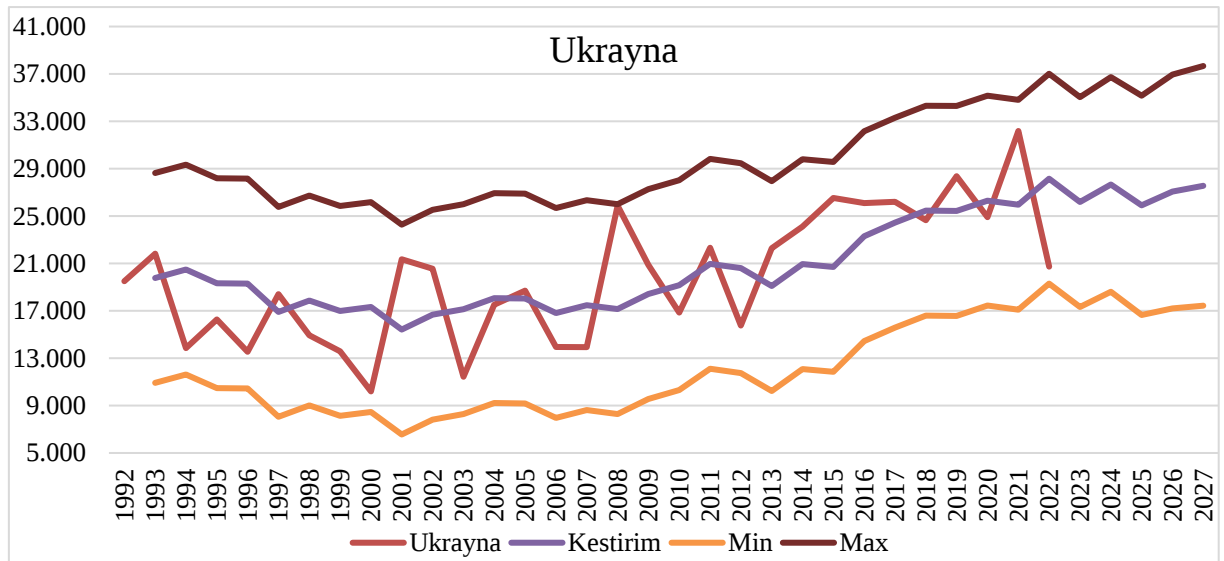
Şekil 59. Ukrayna için kalıntı normalliği tanılama

Tablo 171. Ukrayna için Tahmin Ortalaması Gecikme, AR ve MA Faktör 1 Değeri

Tahmin Ortalaması (ton)	267 699,3
Gecikme Değeri (yıl)	1
AR faktör 1 Değeri	1- 0,17339 B**(3)
MA faktör 1 Değeri	1- 0,78598 B**(1)

Ukrayna için tahmin ortalaması 267 799,3 ton, gecikme değeri 1, AR faktör 1 değeri 1- 0.17339 B**(3) ve MA faktör 1 değeri 1- 0,78598 B**(1) olarak tespit edilmiştir.

Şekil 60'ta Ukrayna için 1992-2027 yılları için buğday üretim öngörüsü verilmiştir.



Şekil 60. 1992-2027 yıllarında Ukrayna'nın buğday üretim öngörüsü (bin ton)

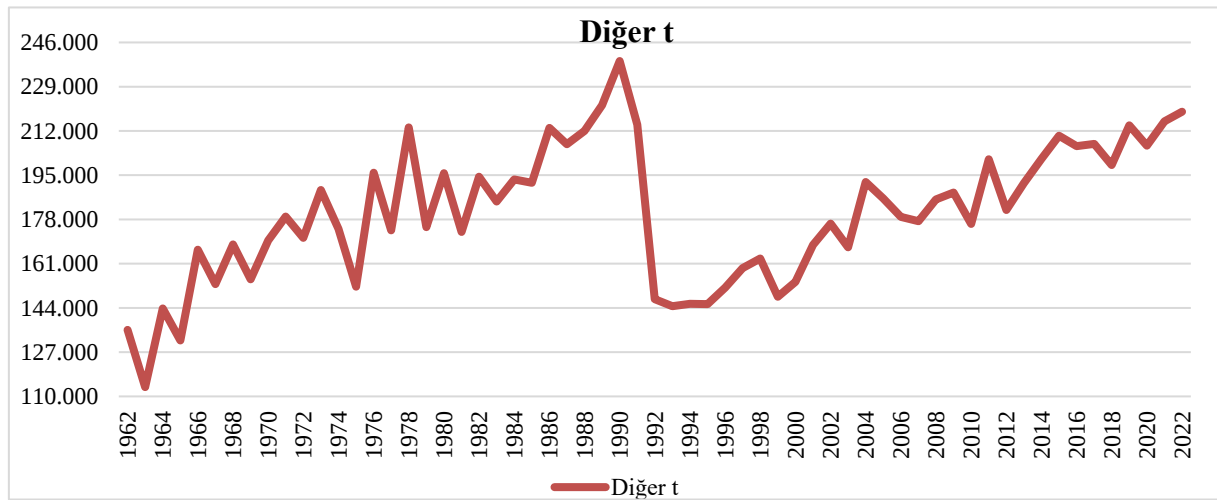
Şekil 60'ta Ukrayna'nın buğday üretimi 1992-2022 yılları dikkate alınarak 2023-2027 buğday üretim tahminleri ortalaması, minimum, maksimum değerleri belirtilmiştir. Ukrayna buğday üretim 1961'de 19,51 milyon ton ve 2022 yılında 20,73 milyon tondur. Ukrayna'nın buğday üretimi 2023-2027 yılları 5 yıllık ortalamaya göre 26,8 milyon ton olması beklenirken, minimum ortalama üretim 17,4 milyon ton ve maksimum ortalama üretim 36,3 milyon ton olarak öngörülmüştür. Mohamad ve Ab-Rahim (2024), çalışmalarında Rusya ve Ukrayna'nın buğday ihracat kapasitelerinde son yıllarda çeşitli jeopolitik ve ekonomik nedenlerle önemli düşüşler yaşandığını ortaya koymuşlardır. Bu durum, özellikle bölgesel çatışmalar ve ticaret kısıtlamaları gibi faktörlerden kaynaklanmakta olup, söz konusu ülkelerin küresel buğday arzındaki rollerinde belirgin azalmalar meydana gelmiştir. Öte yandan, aynı çalışmada ABD, Kanada ve Avustralya gibi geleneksel ihracatçı ülkelerin küresel buğday piyasasındaki paylarında artış gözlemlendiği belirtilmiştir. Bu ülkelerin üretim kapasitelerindeki istikrar ve uluslararası pazarlara erişim imkânları, küresel arz-talep dengesinde daha etkili aktörler haline gelmelerine olanak sağlamış ve buğday ticaretinin coğrafi dağılımında kayda değer bir değişimi beraberinde getirmiştir.

Diğer ülkeler için yapılan tahminler

Diğer ülkeler için model belirleme

Durağanlık tespiti

Şekil 61'de 1961-2022 döneminde fark işlemi olmaksızın Diğer ülkelerde buğday üretimi verilmiştir.

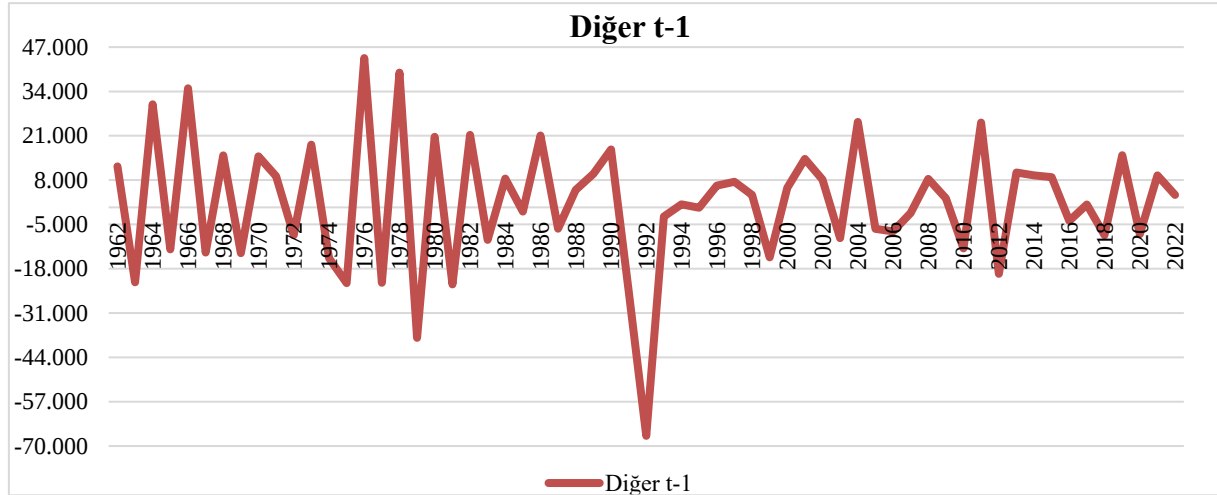


Şekil 61. 1961-2022 döneminde Diğer ülkelerde buğday üretimi (bin ton)

Şekilde görüldüğü gibi diğer ülkeler için buğday üretimi 1961 yılında 12,35 milyon ton iken 2001'de 16,82 milyon tona ve 2022 yılında ise 21,94 milyon tona yükselmiştir. Yani 1961-2022 yılı verilerinin dönemler itibari ile sürekli bir artışla belli bir trend göstermesi nedeniyle

bu veriler durağan değildir. Bu nedenle bir sonraki adımda verilerin en az birinci dereceden farklarının alınması gerekmektedir.

Şekil 62’de 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Diğer ülkelerin buğday üretimi belirlenmiştir.



Şekil 62. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak Diğer ülkelerin buğday üretimi (bin ton)

Bu verilerin durağan olmaması nedeniyle bir önceki yıl verilerinden çıkartılarak bir yıl gecikme ile veriler durağanlaştığı yani dönemler itibari ile verilerin sıfırı görebildiği kalp ritmi gibi trend dışı şekil oluşumu görülmektedir. Böylece $d=1$ olduğu zaman verilerin durağan oldukları tespit edilmiştir.

Diğer ülkeler için parametre tahminleri (En uygun modelin tahmini)

Tablo 172’de Diğer ülkeler için parametre tahminleri verilmiştir.

Tablo 172. Diğer Ülkeler için Parametre Tahminleri

Değişken	DF	Tahmin	Se	t Değeri	Tahmin Pr > t	Değişken Sınıfı
Durağanlık	1	39 160 792	16 590 640	2,36	0,0218	
Diğer ülkelert₁	1	131 461	141 754	0,93	0,3577	t1
Diğer ülkelert₂	1	-0,2301	0,1012	-2,27	0,0269	
Diğer ülkelert₃	1	-0,3315	0,1242	-2,67	0,0099	

Diğer ülkeler için parametre tahminlerinde DF, tahmin değeri, tahmin için standart hata, t değeri ve gecikme dönemi verilmiştir, Böylece parametre tahminlerinde birinci fark işlemlerinde verilerin durağanlaştığı ve anlamlılık düzeyinin arttığı tespit edilmiştir.

Tablo 173'te Diğer Ülkeler için ARIMA prosedürleri verilmiştir.

Tablo 173. Diğer ülkeler için ARIMA Prosedürü

Değişken ismi = Diğer ülkelert₁	
Fark alma dönemi (yıl)	1
Çalışma serisinin ortalaması (ton)	1 571 009
Standart sapma (ton)	18 622 763
Gözlem sayısı (yıl)	61
Fark alma ile azaltılan gözlem (yıl)	1

Tabloda Diğer ülkelerde buğday üretiminin seri gözlem sayısı 62-1=61 elde edilirken, 1 yıl önceki değerlerinden çıkarılarak oluşturulan 61 yıllık değerlerin ortalaması 1 571 009 ton ve standart sapması 18 622 763 olarak tespit edilmiştir,

Tablo 174'te Diğer ülkeler için karesi alınmış kanonik korelasyon tahminleri verilmiştir,

Tablo 174. Diğer Ülkeler için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,1950	0,0949	0,1095	0,0408	0,0297	0,0017
AR 1	0,0197	0,0165	0,0197	0,0038	0,0122	0,0006
AR 2	0,0378	0,0231	0,0033	0,0064	0,0110	0,0059
AR 3	0,0003	0,0022	0,0074	<,0001	0,0108	0,0067
AR 4	0,0024	<,0001	0,0129	0,0162	0,0032	<,0001
AR 5	0,0152	0,0164	0,0097	0,0011	0,0004	0,0042

Tabloda tüm öğelerin %5 güvenle anlamlı olduğu iki dikdörtgen bölge vardır, Bu bölgelerin tepe noktaları (0,0), (2,2) ve (4,1), (5,3) şeklindedir.

Tablo 175'te Diğer ülkeler için SCAN Ki Kare [1] tahmin verileri yer almaktadır.

Tablo 175. Diğer Ülkeler için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0003	0,0380	0,0341	0,2207	0,3005	0,8089
AR 1	0,2745	0,3753	0,3495	0,6727	0,4619	0,8664
AR 2	0,1314	0,3312	0,7046	0,5962	0,4775	0,6411
AR 3	0,8978	0,7242	0,5730	0,9707	0,4702	0,6530
AR 4	0,7135	0,9690	0,4301	0,4335	0,7582	0,9888
AR 5	0,3548	0,4137	0,5667	0,8230	0,8914	0,7116

Tabloda SCAN’da (0,3), (2,5) ve (3,0), (5,5) tepe noktaları verilen dikdörtgen alandaki tüm bileşenler %5 için anlamsızdır.

Tablo 176’da Diğer ülkeler için genişletilmiş örnek otokorelasyon işlevleri verilmiştir.

Tablo 176. Diğer Ülkeler için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	-0,4404	0,3028	-0,3179	0,1924	-0,1589	0,0374
AR 1	0,2957	-0,1376	-0,1644	-0,0869	-0,1310	0,0581
AR 2	0,4843	-0,3820	-0,0826	0,0629	-0,1382	0,0311
AR 3	-0,0854	-0,2087	-0,2436	0,0089	-0,1249	-0,0593
AR 4	-0,3109	-0,0102	-0,2561	-0,0189	-0,0462	-0,0011
AR 5	-0,3366	0,0415	-0,3016	-0,0658	-0,0435	0,0016

Tablo 177’de Diğer ülkeler için ESACF olasılık değerleri verilmiştir,

Tablo 177. Diğer Ülkeler için ESACF Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0006	0,0447	0,0476	0,2593	0,3612	0,8319
AR 1	0,0220	0,3481	0,2291	0,5599	0,3658	0,7814
AR 2	0,0002	0,0037	0,5485	0,6504	0,3394	0,8683
AR 3	0,5156	0,1212	0,1426	0,9589	0,4869	0,7527
AR 4	0,0189	0,9440	0,1306	0,9132	0,7573	0,9943
AR 5	0,0118	0,7811	0,0536	0,6533	0,7712	0,9916

Tabloda AR ve MA değerleri, ESACF’ta tepe değerleri (0,3), (2,5), (3,0), (5,5) dikdörtgen değerlerini içeren tüm dikdörtgen alandaki anlamsız değişkenleri tanımlanmaktadır,

Tablo 178’de Diğer ülkeler için minimum bilgi ölçütü olasılık değerleri verilmiştir,

Tablo 178. Diğer Ülkeler için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	33,33844	33,31511	33,35733	33,35273	33,3941	33,41982
AR 1	33,23264	33,28286	33,33971	33,38252	33,44661	33,48398
AR 2	33,28635	33,34885	33,38396	33,44557	33,49855	33,549
AR 3	33,31789	33,38331	33,44758	33,50983	33,56578	33,61638
AR 4	33,3822	33,43366	33,49576	33,55983	33,56076	33,60824
AR 5	33,43038	33,47918	33,54566	33,60578	33,60755	33,6732

Not: p=1 ve q= 0 alınmıştır.

0-0 ile 5-5 i'de kapsayan ARMA (p+d, q) önerileriyle ilişkili BIC değerleri listelenmektedir, Scan ve ESACF ile 36 modelden 8 model en iyi model olabilecek ölçütte tespit edilmiştir.

Tablo 179'da Diğer ülkeler için ARMA deneme sıralama ölçütlerinin sonuçları sunulmuştur.

Tablo 179. Diğer Ülkeler için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri

SCAN			ESACF		
p+d	q	BIC	p+d	q	BIC
1	0	33,23264	1	1	33,28286
0	3	33,35273	3	0	33,31789
			0	3	33,35273
			5	1	33,47918

Minimum Tablo Değeri: BIC(1,0) = 33,23264,%5 önem seviyesinde

36 BIC değerinden SCAN ve ESACF'la 8 en iyi model katsayıları belirlenmiş olup bu p ve q değerlerinden en küçük BIC'e göre ARIMA(1,1,0) en iyi model olarak görünmesine rağmen AIC, DW, MSE, R² vb, kriterler bir sonraki tablolarda dikkate alınarak en iyi model belirlenecektir.

Tablo 180'de Diğer ülkeler için Genişletilmiş Dickey-Fuller kök testleri verilmiştir.

Tablo 180. Diğer Ülkeler için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri

Type	Gecikmeler	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	5	590,0191	0,9999	-3,68	0,0004		
	6	-294,480	0,0001	-3,06	0,0028		
	7	-66,9536	<,0001	-2,49	0,0136		
	8	58,0987	0,9999	-2,98	0,0036		
Single Mean	5	234,1801	0,9999	-3,77	0,0053	7,11	0,0010
	6	1 673,107	0,9999	-3,13	0,0300	4,91	0,0443
	7	-116,530	0,0001	-2,56	0,1066	3,29	0,2432
	8	45,3602	0,9999	-3,07	0,0347	4,73	0,0495
Trend	5	238,4432	0,9999	-3,70	0,0303	6,96	0,0376
	6	3 419,900	0,9999	-3,07	0,1237	4,81	0,2297
	7	-110,777	0,0001	-2,51	0,3203	3,22	0,5397
	8	46,1250	0,9999	-3,01	0,1387	4,62	0,2665

Tablo 180'deki testlerin üç aşamadaki sonuçları göstermiştir ki üç aşamada da parametreler anlamlı olduğu için seriler durağan olmakta böylece H_0 hipotezi (birim kök varlığı) reddedilmektedir. ADF testinin sonuçları (p, 1, q) modeli ile farkı alınmış serilere SCAN ve ESACF uygulanmalarındaki p ve q değerleri ile birçok alternatif içerisinde en uygunu modeli verecek seçenekleri azaltmaya imkân vermektedir.

Tablo 181'de Diğer ülkeler için belirlenen p ve q değerlerine dayalı olarak sıralama ölçüt testlerinin sonuçları sunulmuş, böylece farklı ARIMA modellerinin performansları karşılaştırılarak en uygun modelin belirlenmesine olanak sağlanmıştır..

Tablo 181. Diğer Ülkeler için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri

p	q	BIC	MSE	SBC	MAE	MAPE	DW	AIC	HQC	R ²
1	0	33,23	29,05	2 135	11,67	104,36	1,96	2 133	2 134	0,47
1	1	33,28	28,10	2 133	11,35	85,86	1,95	2 131	2 132	0,51
3	0	33,32	28,13	2 133	11,52	246,96	1,93	2 131	2 132	0,68
0	3	33,35	27,77	2 132	11,68	149,30	1,93	2 130	2 131	0,68
5	1	33,48	29,93	2 137	11,91	167,56	1,94	2 135	2 135	0,53

Not: MSE değerleri 10^{10} , MAE değerleri 10^5 ve MAPE değerleri 10^2 ile çarpılmalıdır.

Tablodaki değerler dikkate alındığında 9 kriterin 5'ünde iyi olan ARIMA(0,1,3) modeli en iyi model olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 182'de Diğer ülkeler için koşullu en küçük kareler yöntem tahmini verilmiştir.

Tablo 182. Diğer Ülkeler için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini

Parametre	Tahmin	Se	t Değeri	Approx Pr > t	Gecikme
MU	1 448 980,2	1 423 531,9	1,02	0,3129	0
MA1,1	0,39172	0,12019	3,26	0,0019	3
Sabit Tahmini		1 448 980			
Varyans Tahmini		3,157E14			
Se Tahmini		17 768 549			
AIC		2 211,616			
SBC		2 215,837			
Kalıntı Sayısı		61			

Tabloda MA1,1 etiketli otoregresif ortalama parametre tahmini, 0,39172'dır, Ayrıca değişken yılı 62 iken kalıntı sayısı 61 olduğu için 1 yıllık gecikme uygulanmış olduğu görülmektedir.

Tablo 183'te Diğer ülkeler için korelasyon parametre tahmini verilmiştir.

Tablo 183. Diğer Ülkeler için Korelasyon Parametre Tahminleri

Parametreler	MU	MA1,1
MU	1,000	-0,004
MA1,1	-0,004	1,000

Tabloda değişkenlerin kendi aralarındaki korelasyonun 1 ve değişkenlerin farklı değişkenlerle ilişkilerinin 1 olmaması beklenmekte bu nedenle yapılan tahminlerde korelasyonun düşük olduğu görülmektedir.

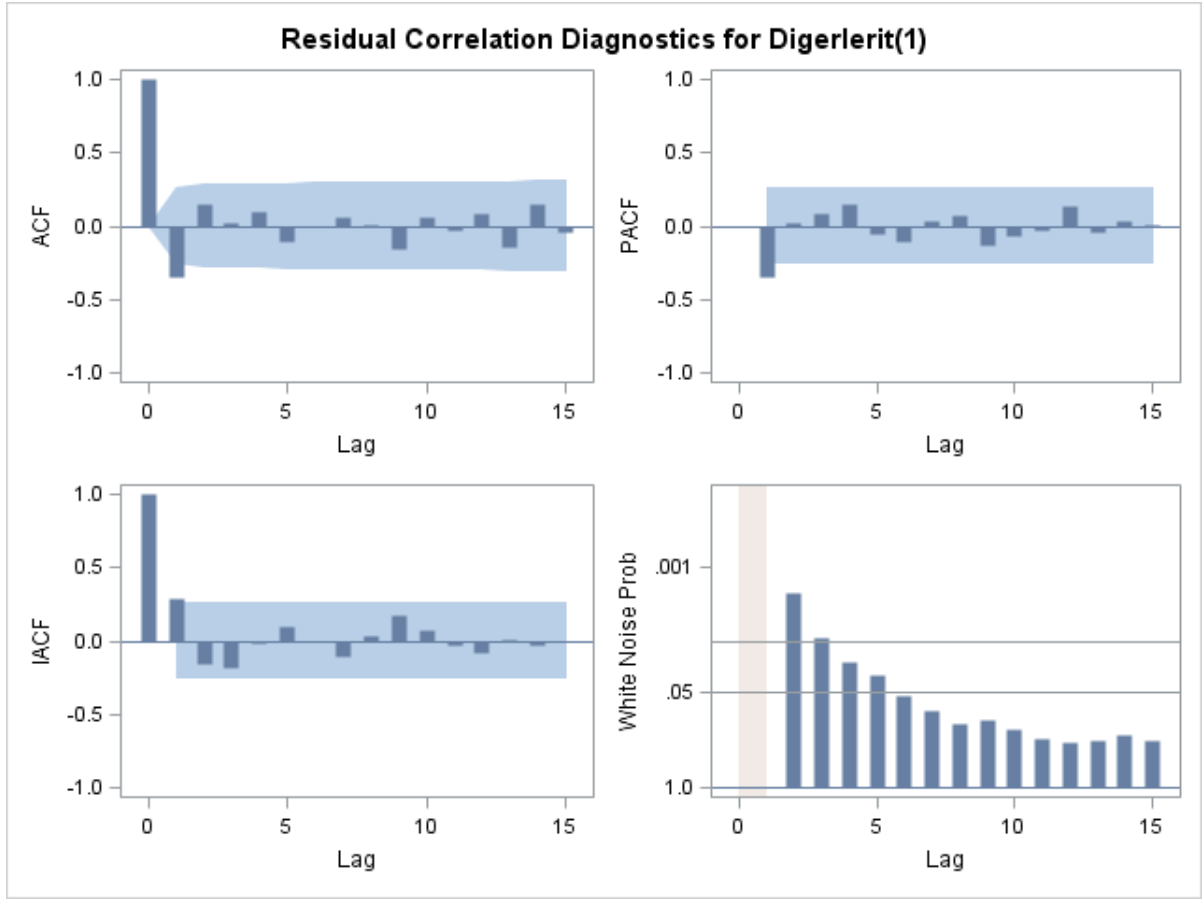
Tablo 184'te Diğer ülkeler için kalıntıların otokorelasyon kontrolü verilmiştir.

Tablo 184. Diğer Ülkeler için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü

Gecikme	Chi-Sq	DF	Pr > ChiSq	Otokorelasyon					
6	10,72	5	0,0572	-0,354	0,142	0,021	0,092	-0,106	-0,009
12	13,74	11	0,2479	0,064	0,008	-0,153	0,060	-0,036	0,089
18	21,81	17	0,1921	-0,143	0,151	-0,045	-0,118	0,032	0,187
24	29,88	23	0,1529	-0,233	0,143	-0,061	-0,068	-0,059	0,013

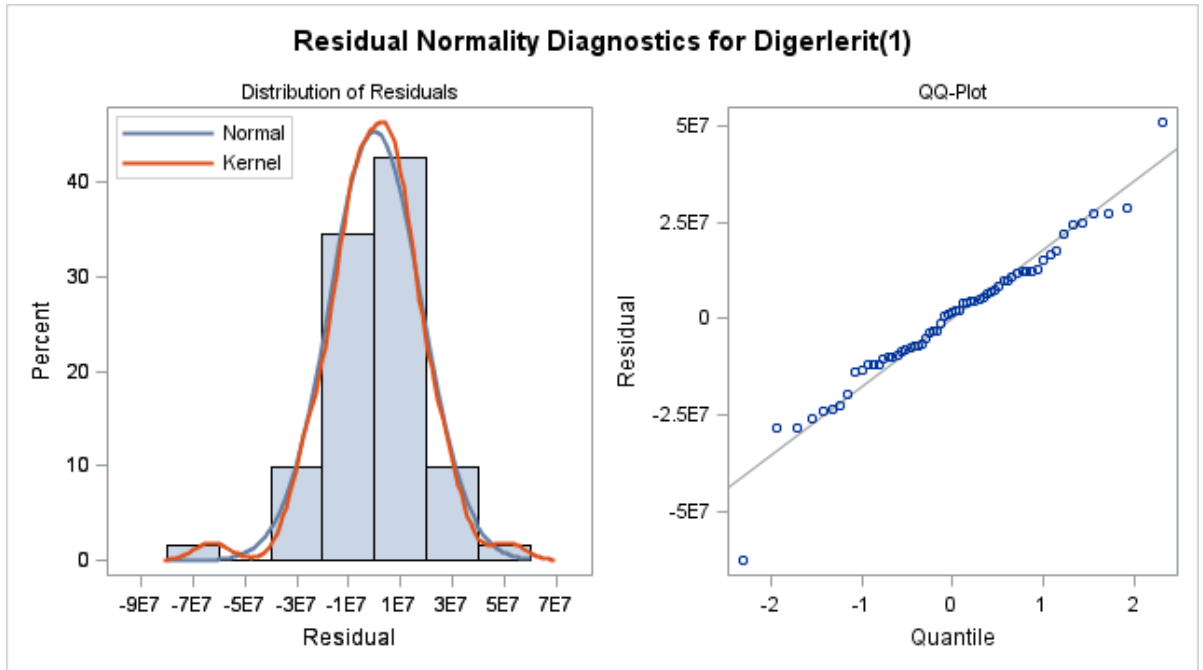
Tabloda ilk altı gecikme için $p = 0,0572$ olarak otokorelasyon yok hipotezini yüksek bir anlamlılık seviyesinde reddetmektedir. Bu modelde artıkların beyaz gürültüsünün olmadığı ve dolayısıyla AR(1) modelinin yetersiz ve başka modellere de ihtiyaç olduğunu göstermektedir.

Şekil 63'te Diğer Ülkeler için Kalıntı Korelasyon Göstergeleri Verilmiştir.



Şekil 63. Diğer ülkeler için kalıntı korelasyon göstergeleri

Şekil 64’te Diğer ülkeler için kalıntı normalliği göstergeleri verilmiştir.



Şekil 64. Diğer ülkeler için kalıntı normalliği tanılama

Artıkların olduğu H_0 hipotezinin reddedilemeyeceğini beyaz gürültü ile korelasyon testi grafikleri gösterirken, normalden sapma olup olmadığını ise normallik grafikleri göstermektedir. Böylece, sonuç olarak ARIMA(0,1,3) modeli, Diğer ülkeler buğday üretimi serisindeki değişim için yeterli olmaktadır.

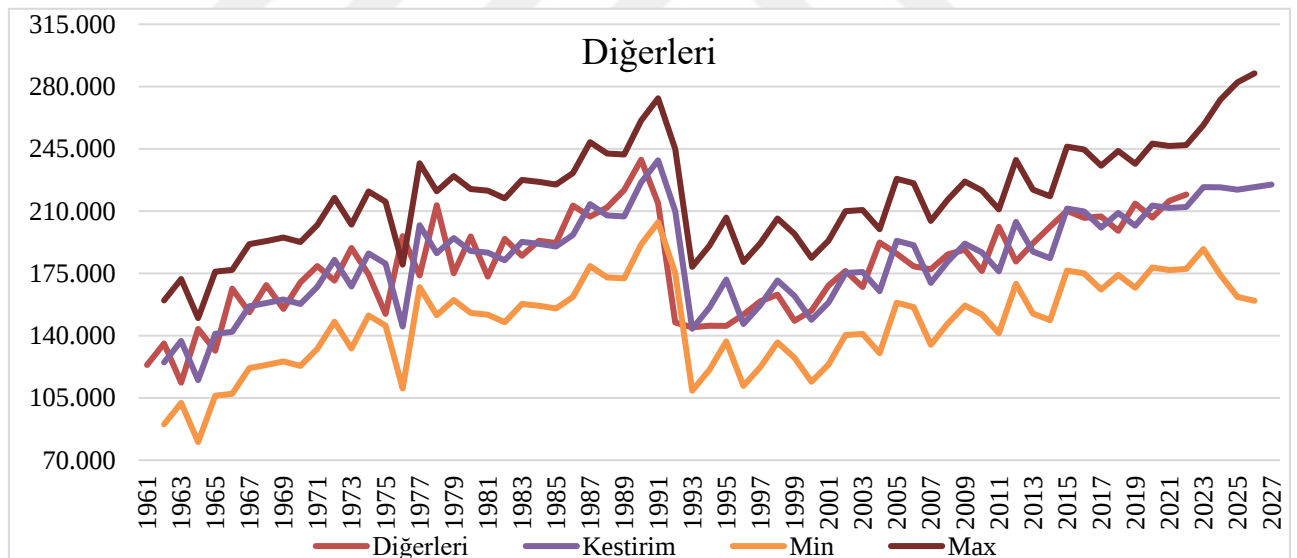
Tablo 185'te Diğer ülkeler için tahmin ortalaması gecikme ve AR faktör 1 değeri verilmiştir.

Tablo 185. Diğer Ülkeler için Tahmin Ortalaması Gecikme, AR ve MA Faktör 1 Değerleri

Tahmin Ortalaması (ton)	1 448 980
Gecikme Değeri (yıl)	1
AR faktör 1 Değeri	0
MA faktör 1 Değeri	1- 0,39172 B**(3)

Diğer ülkeler için tahmin ortalaması 1 448 980 ton, gecikme değeri 1, AR faktör 0 değeri 0 ve MA faktör 1 değeri 1- 0,39172 B**(3) olarak tespit edilmiştir.

Şekil 65'te Diğer ülkeler için 1961-2027 yılları için buğday üretim öngörüsü verilmiştir.



Şekil 65. 1961-2027 yıllarında Diğer ülkelerin buğday üretim öngörüsü (bin ton)

Şekil 65'te Diğer ülkelerin buğday üretimi 1961-2022 yılları dikkate alınarak 2023-2027 buğday üretim tahminleri ortalaması, minimum ve maksimum değerleri belirtilmiştir. Diğer ülkeler buğday üretim 1961'de 123,53 milyon ton ve 2022 yılında 219,36 milyon tondur. Diğer ülkeler buğday üretimi 2023-2027 yılları 5 yıllık ortalama göre 223,47 milyon ton olması beklenirken, minimum ortalama üretim 168,33 milyon ton ve maksimum ortalama üretim 278,60 milyon ton olarak öngörülmüştür. Latifi ve Shabanali Fami (2022),

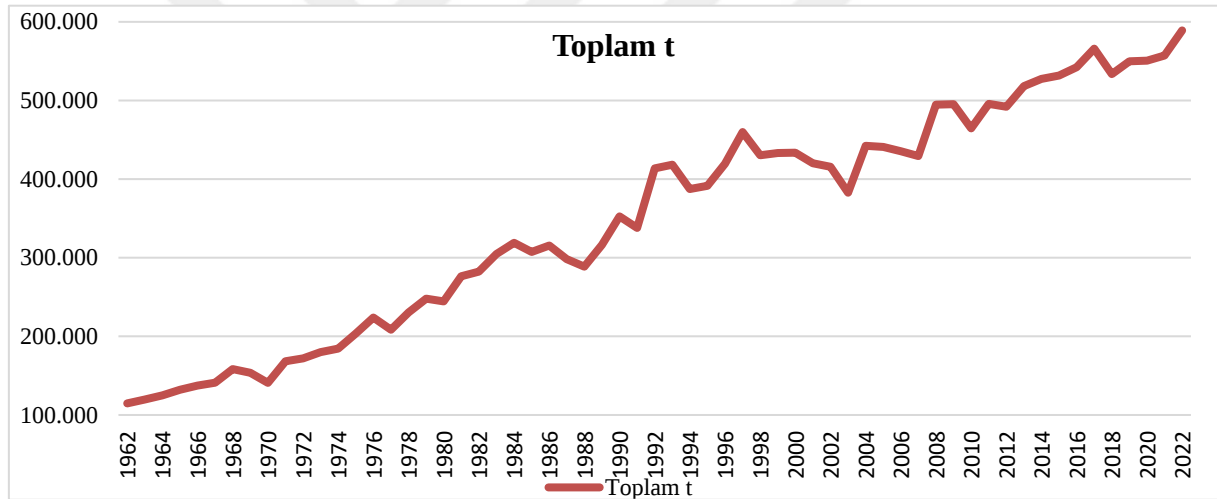
2024-2030 yılları arasında İran’da yıllık buğday üretiminde kademeli fakat sınırlı bir artış öngörmüşlerdir. Araştırmalarına göre, 2024 yılında 15,13 milyon ton olarak gerçekleşmesi beklenen buğday üretiminin, izleyen yıllarda istikrarlı bir şekilde artarak sırasıyla 2025’te 15,51 milyon ton, 2026’da 15,71 milyon ton, 2027’de 15,91 milyon ton, 2028’de 16,11 milyon ton ve 2030 yılında 16,30 milyon tona ulaşacağını tahmin etmişlerdir. Ayrıca, bu öngörülerin gerçekleşmesi için uygun tarım politikalarının, verimlilik artırıcı önlemlerin ve sürdürülebilir üretim stratejilerinin uygulanması gerektiği vurgulanmaktadır.

Lider ülkeler toplamı için yapılan tahminler

Lider ülkeler toplamı için model belirleme

Durağanlık tespiti

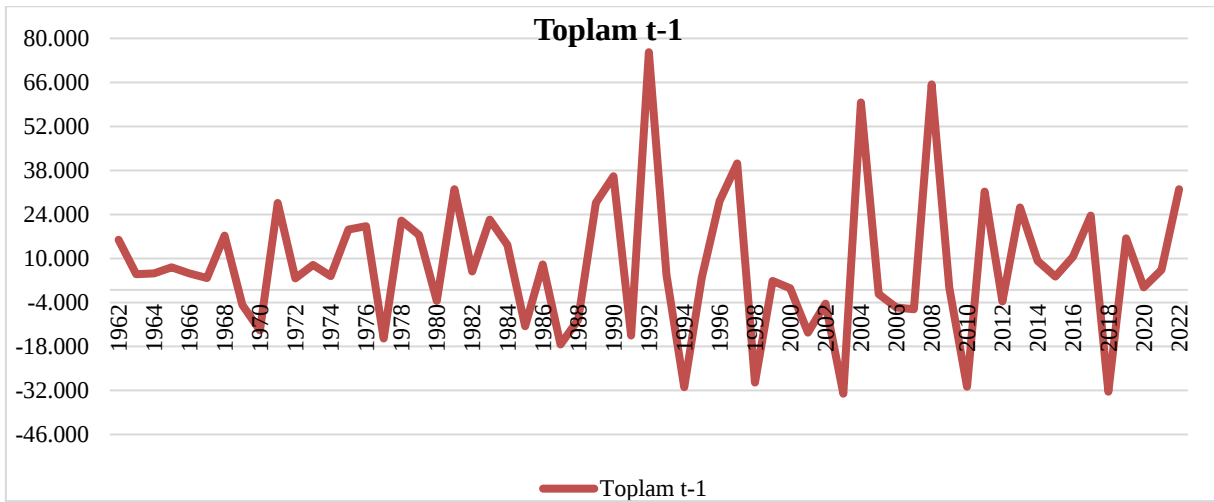
Şekil 66’da 1961-2022 döneminde fark işlemi olmaksızın lider ülkeler toplamı için buğday üretimi verilmiştir.



Şekil 66. 1961-2022 döneminde lider ülkeler toplamı için buğday üretimi (bin ton)

Şekilde görüldüğü gibi lider ülkeler toplamı için buğday üretimi 1961 yılında 98,826 milyon ton iken 2001’de 420,04 milyon tona ve 2022 yılında ise 589,08 milyon tona yükselmiştir. Yani 1961-2022 yılı verilerinin dönemler itibari ile sürekli bir artışla belli bir trend göstermesi nedeniyle bu veriler durağan değildir. Bu nedenle bir sonraki adımda verilerin en az birinci dereceden farklarının alınması gerekmektedir.

Şekil 67’de 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak lider ülkeler toplamı için buğday üretimi belirlenmiştir.



Şekil 67. 1961-2022 döneminde bir yıllık fark alınarak lider ülkeler toplamı için buğday üretimi (bin ton)

Bu verilerin durağan olmaması nedeniyle bir önceki yıl verilerinden çıkartılarak bir yıl gecikme ile veriler durağanlaştığı yani dönemler itibari ile verilerin sıfırı görebildiği kalp ritmi gibi trend dışı şekil oluşumu görülmektedir. Böylece $d=1$ olduğu zaman verilerin durağan oldukları tespit edilmiştir.

Lider ülkeler toplamı için parametre tahminleri (En uygun modelin tahmini)

Tablo 186’da lider ülkeler toplamı için parametre tahminleri verilmiştir.

Tablo 186. Lider Ülkeler Toplamı için Parametre Tahminleri

Değişken	DF	Tahmin	Se	t Değeri	Tahmin Pr > t	Değişken Sınıfı
Durağanlık	1	46 659 257	12 555 349	3.72	0.0005	
t1	1	3 190 501	999 931	3.19	0.0023	t1
lToplamt1	1	-0.4010	0.1240	-3.23	0.0021	
ldToplamt1_1	1	-0.0682	0.1350	-0.51	0.6153	

Lider ülkeler toplamı için parametre tahminlerinde DF, tahmin değeri, tahmin için standart hata, t değeri ve gecikme dönemi verilmiştir. Böylece parametre tahminlerinde birinci fark işlemlerinde verilerin durağanlaştığı ve anlamlılık düzeyinin arttığı tespit edilmiştir.

Tablo 187’de lider ülkeler toplamı için ARIMA prosedürleri verilmiştir.

Tablo 187. Lider Ülkeler Toplamı için ARIMA Prosedürü

Değişken ismi = Toplam_t	
Fark alma dönemi (yıl)	1
Çalışma serisinin ortalaması (ton)	8 036 931
Standart sapma (ton)	21 898 186
Gözlem sayısı (yıl)	61
Fark alma ile azaltılan gözlem (yıl)	1

Tabloda Lider Ülkeler Toplamı'de buğday üretiminin seri gözlem sayısı $62-1=61$ elde edilirken, 1 yıl önceki değerlerinden çıkarılarak oluşturulan 61 yıllık değerlerin ortalaması 8 036 931 ton ve standart sapması 21 898 186 olarak tespit edilmiştir.

Tablo 188'de lider ülkeler toplamı için karesi alınmış kanonik korelasyon tahminleri belirtilmiştir.

Tablo 188. Lider Ülkeler Toplamı için Karesi Alınmış Kanonik Korelasyon Tahminleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0729	0,0377	0,0089	0,0015	0,0016	0,0621
AR 1	0,0850	0,0225	0,0075	0,0024	0,0060	0,0609
AR 2	0,0036	<,0001	<,0001	0,0153	0,0051	0,0413
AR 3	<,0001	<,0001	0,0020	0,0166	0,0341	0,0195
AR 4	<,0001	0,0010	0,0048	0,0375	0,0017	0,0002
AR 5	0,0816	0,0603	0,0495	0,0509	0,0001	0,0009

Tabloda tüm öğelerin %5 güvenle anlamlı olduğu iki dikdörtgen bölge vardır. Bu bölgelerin tepe noktaları (2,2), (4,5) ve (0,2), (1,4) şeklindedir.

Tablo 189'da lider ülkeler toplamı için SCAN Ki Kare [1] tahmin verileri yer almaktadır.

Tablo 189. Lider Ülkeler Toplamı için SCAN Ki Kare [1] Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0317	0,1556	0,5109	0,7914	0,7852	0,0896
AR 1	0,0209	0,3277	0,5428	0,7679	0,6055	0,1407
AR 2	0,6466	0,9499	0,9589	0,3948	0,6538	0,2995
AR 3	0,9733	0,9998	0,7436	0,4914	0,2298	0,3719
AR 4	0,9903	0,8088	0,6103	0,3834	0,8149	0,9316
AR 5	0,0290	0,1287	0,2566	0,2964	0,9526	0,8623

Tabloda SCAN’da (0,1), (4,5) ve (2,0), (5,4) tepe noktaları verilen dikdörtgen alandaki tüm bileşenler %5 için anlamsızdır.

Tablo 190’da lider ülkeler toplamı için genişletilmiş örnek otokorelasyon işlevleri verilmiştir.

Tablo 190. Lider Ülkeler Toplamı için Genişletilmiş Örnek Otokorelasyon İşlevleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	-0,2670	-0,1921	0,0931	0,0381	-0,0385	-0,2376
AR 1	-0,5128	-0,3316	0,1208	0,1024	-0,0308	-0,2713
AR 2	-0,1940	0,0296	-0,0014	0,0208	-0,0138	-0,2386
AR 3	-0,0726	0,0466	-0,0099	-0,0714	-0,0824	-0,1306
AR 4	0,3343	0,0130	-0,0141	-0,3126	0,0413	-0,0104
AR 5	0,0084	0,0020	-0,1865	-0,4287	-0,0770	0,0066

Tablo 191’de lider ülkeler toplamı için ESACF olasılık değerleri verilmiştir.

Tablo 191. Lider Ülkeler Toplamı için ESACF Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	0,0371	0,1604	0,5097	0,7890	0,7871	0,0955
AR 1	<,0001	0,0105	0,4345	0,4922	0,8351	0,0634
AR 2	0,1362	0,8281	0,9918	0,9004	0,9246	0,0935
AR 3	0,5803	0,7433	0,9428	0,5891	0,5659	0,3957
AR 4	0,0116	0,9220	0,9185	0,0486	0,8140	0,9520
AR 5	0,9498	0,9879	0,1634	0,0037	0,6357	0,9678

Tabloda AR ve MA değerleri, ESACF’ta tepe değerleri (0,1), (4,5) ve (2,0), (5,4) değerlerini içeren tüm dikdörtgendeki alandaki anlamsız değişkenleri tanımlanmaktadır.

Tablo 192’de lider ülkeler toplamı için minimum bilgi ölçütüne ilişkin olasılık değerleri tabloda sunulmuş ve modellerin karşılaştırılmasında değerlendirme kriteri olarak kullanılmıştır.

Tablo 192. Lider Ülkeler Toplamı için Minimum Bilgi Ölçütü Olasılık Değerleri

Gecikmeler	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	33,76277	33,72359	33,76406	33,8198	33,86451	33,90974
AR 1	33,75534	33,79097	33,8201	33,88095	33,92874	33,96916
AR 2	33,73952	33,80202	33,86918	33,93557	33,97223	34,01525
AR 3	33,80206	33,86764	33,935	34,00214	34,00992	34,0249
AR 4	33,86547	33,93144	33,99882	34,06589	34,01431	34,0687
AR 5	33,92309	33,98929	34,05666	34,12341	34,05735	34,05716

Not: p=1 ve q= 0 alınmıştır.

0-0 ile 5-5 i’de kapsayan ARMA (p+d, q) önerileriyle ilişkili BIC değerleri listelenmektedir. Scan ve ESACF ile 36 modelden 8 model en iyi model olabilecek ölçütte tespit edilmiştir.

Tablo 193’te lider ülkeler toplamı için ARMA deneme sıralama ölçütlerinin sonuçları sunulmuştur.

Tablo 193. Lider Ülkeler Toplamı için ARMA (p+d, q) Deneme Sıralama Ölçüt Testleri

SCAN			ESACF		
p+d	q	BIC	p+d	q	BIC
0	1	33,72359	0	1	33,72359
			2	2	33,86918
			5	4	34,05735

Minimum Tablo Değeri: BIC(1,0) = 33,72359,%5 önem seviyesinde

36 BIC değerinden SCAN ve ESACF’la 8 en iyi model katsayıları belirlenmiş olup bu p ve q değerlerinden en küçük BIC’e göre ARIMA(0,1,1) en iyi model olarak görünmesine rağmen AIC, DW, MSE, R² vb. kriterler bir sonraki tablolarda dikkate alınarak en iyi model belirlenecektir.

Tablo 194’de lider ülkeler toplamı için Genişletilmiş Dickey-Fuller kök testleri verilmiştir.

Tablo 194. Lider Ülkeler Toplamı için Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri

Type	Gecikmeler	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	5	-18,0406	0,0019	-2,16	0,0308		
	6	-11,7227	0,0142	-1,81	0,0671		
	7	-6,2826	0,0792	-1,38	0,1549		
	8	-2,3944	0,2845	-0,86	0,3375		
Single Mean	5	76,1699	0,9999	-4,28	0,0012	9,16	0,0010
	6	54,5420	0,9999	-3,85	0,0042	7,43	0,0010
	7	52,9552	0,9999	-3,29	0,0200	5,42	0,0293
	8	-2593,81	0,0001	-2,49	0,1232	3,12	0,2851
Trend	5	75,5508	0,9999	-4,25	0,0072	9,05	0,0010
	6	54,1843	0,9999	-3,82	0,0226	7,32	0,0283
	7	52,0413	0,9999	-3,28	0,0801	5,39	0,1150
	8	819,7900	0,9999	-2,53	0,3125	3,27	0,5296

Tablo 194'deki testlerin üç aşamadaki sonuçları göstermiştir ki üç aşamada da parametreler anlamlı olduğu için seriler durağan olmakta böylece H_0 hipotezi (birim kök varlığı) reddedilmektedir. ADF testinin sonuçları (p, 1, q) modeli ile farkı alınmış serilere SCAN ve ESACF uygulanmalarındaki p ve q değerleri ile birçok alternatif içerisinde en uygunu modeli verecek seçenekleri azaltmaya imkân vermektedir.

Tablo 195'de lider ülkeler toplamı için belirlenen p ve q değerlerine dayalı olarak sıralama ölçüt testlerinin sonuçları sunulmuş, böylece farklı ARIMA modellerinin performansları karşılaştırılarak en uygun modelin belirlenmesine olanak sağlanmıştır..

Tablo 195. Lider Ülkeler Toplamı için p ve q Değerlerine göre Sıralama Ölçüt Testleri

p	q	BIC	MSE	SBC	MAE	MAPE	DW	AIC	HQC	R ²
0	1	33,72	42,77	2 158	1 563	258,76	1,98	2 156	2 156	0,46
2	2	33,86	40,29	2 154	1 532	162,33	2,07	2 152	2 153	0,67
5	4	34,05	45,21	2 161	1 620	183,26	2,15	2 159	2 160	0,64

Not: MSE değerleri 10^{10} , MAE değerleri 10^5 ve MAPE değerleri 10^2 ile çarpılmalıdır.

Tablodaki değerler dikkate alındığında 9 kriterin 7'sinde iyi olan ARIMA(2,1, 2) modeli en iyi model olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 196’da lider ülkeler toplamı için koşullu en küçük kareler yöntem tahmini verilmiştir.

Tablo 196. Lider Ülkeler Toplamı için Koşullu En Küçük Kareler Yöntem Tahmini

Parametre	Tahmin	Se	t Değeri	Approx Pr > t	Gecikme
MU	8 041 840,8	2 590 487,0	3.10	0.0029	0
MA1,1	-0,75918	0,27062	-2.81	0.0068	2
AR1,1	-0,88618	0,19180	-4.62	<.0001	2
Sabit Tahmini		15 168 337			
Varyans Tahmini		4,695E14			
Se Tahmini		21 667 062			
AIC		2236,773			
SBC		2243,106			
Kalıntı Sayısı		61			

Tabloda AR etiketli otoregresif ortalama parametre tahmini, p değeri -0.88618 ve MA1,1 etiketli otoregresif ortalama parametre tahmini, -0.75918'dir. Ayrıca değişken yılı 62 iken kalıntı sayısı 61 olduğu için 1 yıllık gecikme uygulanmış olduğu görülmektedir.

Tablo 197’de lider ülkeler toplamı için korelasyon parametre tahmini verilmiştir.

Tablo 197. Lider Ülkeler Toplamı için Korelasyon Parametre Tahmini

Parameter	MU	MA1,1	AR1,1
MU	1,000	-0,023	-0,023
MA1,1	-0,023	1,000	0,948
AR1,1	-0,023	0,948	1,000

Tabloda değişkenlerin kendi aralarındaki korelasyonun 1 ve değişkenlerin farklı değişkenlerle ilişkilerinin 1 olmaması beklenmekte bu nedenle yapılan tahminlerde korelasyonun düşük olduğu görülmektedir.

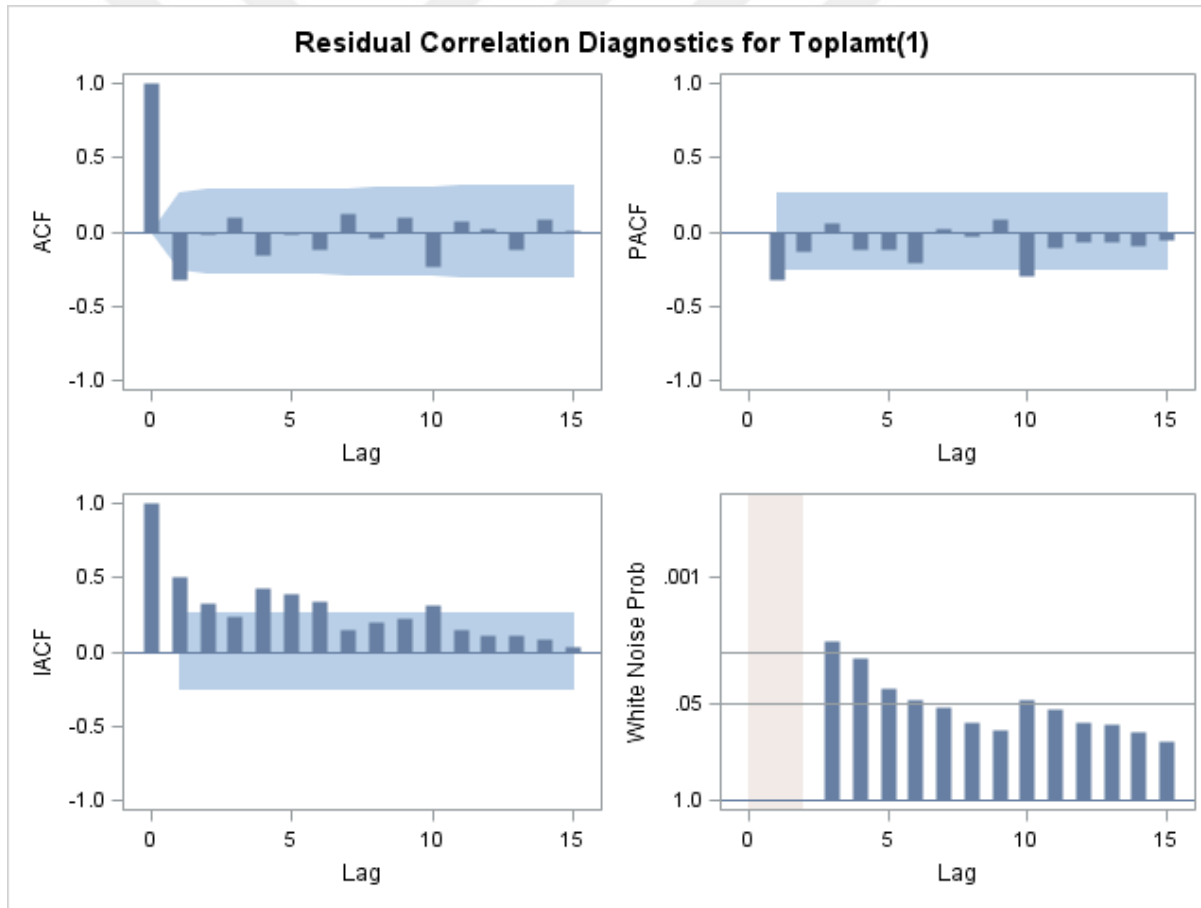
Tablo 198’de lider ülkeler toplamı için kalıntıların otokorelasyon kontrolü verilmiştir.

Tablo 198. Lider Ülkeler Toplamı için Kalıntıların Otokorelasyon Kontrolü

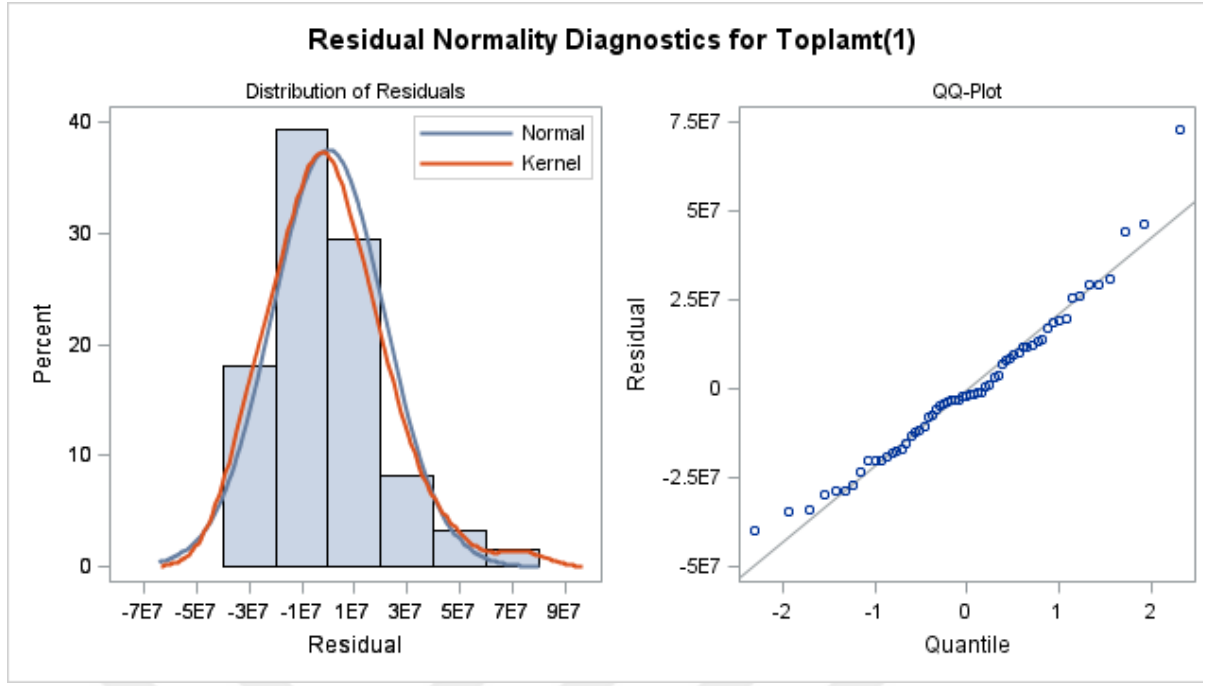
Gecikme	Chi-Sq	DF	Pr > ChiSq	Otokorelasyon					
6	9,75	4	0,0449	-0,321	-0,014	0,094	-0,154	-0,019	-0,115
12	16,32	10	0,0907	0,120	-0,048	0,095	-0,238	0,076	0,015
18	23,13	16	0,1103	-0,116	0,084	0,007	0,158	-0,102	0,154
24	29,94	22	0,1200	0,004	-0,227	0,097	-0,050	-0,080	0,039

Tabloda ilk altı gecikme için $p = 0,0449$ olarak otokorelasyon yok hipotezini yüksek bir anlamlılık seviyesinde reddetmektedir. Bu modelde artıkların beyaz gürültüsünün olmadığı ve dolayısıyla AR(1) modelinin yetersiz ve başka modellere de ihtiyaç olduğunu göstermektedir.

Şekil 68’de lider ülkeler toplamı için kalıntı korelasyon göstergeleri verilmiştir.

**Şekil 68.** Lider ülkeler toplamı için kalıntı korelasyon göstergeleri

Şekil 69’da Lider ülkeler toplamı için kalıntı normalliği göstergeleri verilmiştir.



Şekil 69. Lider ülkeler toplamı için kalıntı normalliği tanılama

Artıkların olduğu H_0 hipotezinin reddedilemeyeceğini beyaz gürültü ile korelasyon testi grafikleri gösterirken, normalden sapma olup olmadığını ise normallik grafikleri göstermektedir. Böylece, sonuç olarak ARIMA(2,1,2) modeli, Diğer ülkeler buğday üretimi serisindeki değişim için yeterli olmaktadır.

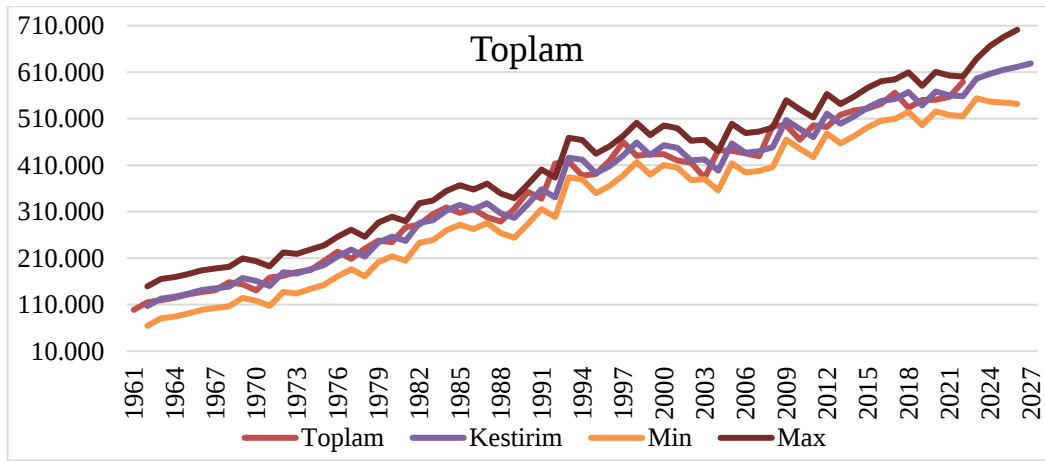
Tablo 199’da lider ülkeler için tahmin ortalaması gecikme ve AR faktör 1 değeri verilmiştir.

Tablo 199. Lider Ülkeler için Tahmin Ortalaması Gecikme, AR ve MA Faktör 1 Değerleri

Tahmin Ortalaması (ton)	8 041 841
Gecikme Değeri (yıl)	1
AR faktör 1 Değeri	$1 + 0,88618 B^{**}(2)$
MA faktör 1 Değeri	$1 + 0,75918 B^{**}(2)$

Lider ülkeler toplamı için tahmin ortalaması 96 900,37 ton, gecikme değeri 1, AR faktör 1 değeri $1 + 0,88618 B^{**}(2)$ ve MA faktör 1 değeri $1 + 0,75918 B^{**}(2)$ olarak tespit edilmiştir.

Şekil 70’te lider ülkeler toplamı için 1961-2027 yılları için buğday üretim öngörüsü verilmiştir.



Şekil 70. 1961-2027 yıllarında lider ülkeler toplamı için buğday üretim öngörüsü (bin ton)

Şekil 70’te Toplam ülkelerin buğday üretimi 1961-2022 yılları dikkate alınarak 2023-2027 buğday üretim tahminleri ortalaması 613,64 milyon ton belirtilmiştir. Toplam ülkeler üretim 1961’de 988,25 milyon ton ve 2022 yılında 589,079 milyon tondur. Toplam ülkeler buğday üretimi 2023-2027 yılları 5 yıllık ortalama göre 613,64 milyon ton olması beklenirken, minimum ortalama üretim 545,07 milyon ton ve maksimum ortalama üretim 682,21 milyon ton olarak öngörülmüştür.

Gerçekleşen ve tahmini değerler arasındaki farklar

Tablo 200’de buğday üretiminde lider olan on bir ülkenin 1962-2022 buğday üretim dönemlerinde gerçekleşen verilerinin ARIMA modeli, gerçekleşen değerleri, kestirim değerleri, sapmalar verilmiştir.

Tablo 200. 1962-2022 Döneminde Gerçekleşen ve ARIMA Modeline Göre Kestirimi Yapılan Buğday Üretimleri Arasındaki Sapmalar

Ülkeler	Model	Gerçekleşen (milyon ton) (A)	Kestirim (milyon ton) (B)	Sapma (%) (100*(B-A)/A)
Dünya	4, 1, 1	530,49	530,24	-0,04
Çin	3, 1, 1	84,42	84,42	-0,0004
Hindistan	4, 1, 3	55,70	55,74	0,07
ABD	1, 1, 1	54,71	54,73	-0,03
Avustralya	3, 1, 1	16,91	16,64	-1,62
Pakistan	5, 1, 1	15,39	15,41	0,18
Kanada	1, 1, 2	23,82	23,55	-1,13
Almanya	0, 1, 1	16,37	16,36	-0,03
Türkiye	5, 1, 1	17,13	17,12	-0,09
Fransa	1, 1, 2	28,35	28,31	-0,16
Rusya*	4, 1, 1	53,20	53,82	1,15
Ukrayna*	3, 1, 1	19,92	20,12	1,05
Diğer Ülkeler	0, 1, 3	180,53	180,38	-0,09

Not: Tahminler de bir yıl gecikme olduğu için tahminler 1962 yılından itibaren başlamakta bu nedenle gerçekleşen ve tahmin edilen dönemler arasında farklılık olmaması için 1962-2022 verileri baz alınmış ve Rusya ve Ukrayna için 1993-2022 verileri alınmıştır.

Tabloya bakıldığında 1962-2022 yılları arasında dünya buğday üretimin yıllık ortalama dünya genelinde yaklaşık 530,49 milyon ton buğday üretimi sağlanmıştır. Ayrıca dünya buğday üretim yıllık ortalama kestirimi 530,25 milyon ton olacağı öngörülmektedir. Zaman seri modeli ARIMA(4,1,1)'e göre dünya buğday üretim verileri ve kestiririmi verileri arasında -%0,04 sapma olduğu gözlemlenmektedir.

Çin'in buğday üretimi 1962-2022 üretim yılları verilerine göre 84,42 milyon ton olup bu üretimi ile 61 yıl ortalamasına göre liderlik sağlamıştır. 1962-2022 üretim döneminde ise Çin'in üretim varsayımı 84,42 milyon ton olacağı öngörülmektedir. ARIMA(3,1,1) zaman seri modelinde Çin tahmin edilen üretim ile gerçekleşen üretim verileri arasında -%0,0004 sapma olduğu gözlemlenmektedir.

Hindistan 1962-2022 buğday üretim yılları verilerine göre 55,70 milyon ton buğday üretmiştir. 1962-2022 üretim döneminde ise Hindistan'ın üretim varsayımı 55,74 milyon ton olacağı öngörülmektedir. ARIMA(4,1,3) zaman seri modelinde Hindistan tahmin edilen üretim ile gerçekleşen üretim verileri arasında %0,07 sapma olduğu gözlemlenmektedir.

ABD 1962-2022 buğday üretim yılları verilerine göre 54,71 milyon ton buğday üretmiş olup 1962-2022 üretim döneminde ise Yunanistan'ın üretim varsayımı 54,73 milyon ton olacağı öngörülmektedir. ARIMA(1,1,1) zaman seri modelinde ABD'nin tahmin edilen üretim ile gerçekleşen üretim verileri arasında -%0,03 sapma olduğu gözlemlenmektedir.

Avustralya 1962-2022 buğday üretim yılları verilerine göre 16,91 milyon ton buğday üretmiş olup 1962-2022 üretim döneminde ise Avustralya'nın üretim varsayımı 16,64 milyon ton olacağı öngörülmektedir. ARIMA(3,1,1) zaman seri modelinde Avustralya'nın tahmin edilen üretim ile gerçekleşen üretim verileri arasında -%1,62 sapma olduğu gözlemlenmektedir.

Pakistan 1962-2022 buğday üretim yılları verilerine göre 15,39 milyon ton buğday üretmiş olup 1962-2022 üretim döneminde ise Pakistan'ın üretim varsayımı 15,42 milyon ton olacağı öngörülmektedir. ARIMA(5,1,1) zaman seri modelinde Pakistan'ın tahmin edilen üretim ile gerçekleşen üretim verileri arasında %0,18 sapma olduğu gözlemlenmektedir.

Kanada 1962-2022 buğday üretim yılları verilerine göre 23,82 milyon ton buğday üretmiş olup 1962-2022 üretim döneminde ise Kanada'nın üretim varsayımı 23,55 milyon ton olacağı öngörülmektedir. ARIMA(1,1,2) zaman seri modelinde Kanada'nın tahmin edilen üretim ile gerçekleşen üretim verileri arasında -%1,13 sapma olduğu gözlemlenmektedir.

Almanya 1962-2022 buğday üretim yılları verilerine göre 16,37 milyon ton buğday üretmiş olup 1962-2022 üretim döneminde ise Almanya'nın üretim varsayımı 16,37 milyon ton

olacağı öngörülmektedir. ARIMA(0,1,1) zaman seri modelinde Almanya'nın tahmin edilen üretim ile gerçekleşen üretim verileri arasında -%0,03 sapma olduğu gözlemlenmektedir.

Türkiye'nin 1962-2022 buğday üretim yılları verilerine göre 17,14 milyon ton buğday üretmiş olup 1962-2022 üretim döneminde ise Türkiye'nin üretim varsayımı 17,12 milyon ton olacağı öngörülmektedir. ARIMA(5,1,1) zaman seri modelinde Türkiye'nin tahmin edilen üretim ile gerçekleşen üretim verileri arasında -%0,09 sapma olduğu gözlemlenmektedir. Aydın (2022), 2020 yılında 20,5 milyon ton olan buğday üretiminin 2025 yılında yaklaşık 22,1 milyon tona ulaşması beklemekte bununla birlikte, bu artışın sınırlı kalacağı ve nüfus artışı dikkate alındığında kişi başına düşen buğday üretiminin azalacağını öngörmüştür.

Fransa 1962-2022 buğday üretim yılları verilerine göre 28,35 milyon ton buğday üretmiş olup 1962-2022 üretim döneminde ise Fransa'nın üretim varsayımı 28,31 milyon ton olacağı öngörülmektedir. ARIMA(1,1,2) zaman seri modelinde Fransa'nın tahmin edilen üretim ile gerçekleşen üretim verileri arasında -%0,16 sapma olduğu gözlemlenmektedir.

Rusya 1992-2022 buğday üretim yılları verilerine göre 53,20 milyon ton buğday üretmiş olup 1962-2022 üretim döneminde ise Rusya'nın üretim varsayımı 53,82 milyon ton olacağı öngörülmektedir. ARIMA(4,1,1) zaman seri modelinde Rusya'nın tahmin edilen üretim ile gerçekleşen üretim verileri arasında %1,15 sapma olduğu gözlemlenmektedir.

Ukrayna 1992-2022 buğday üretim yılları verilerine göre 19,92 milyon ton buğday üretmiş olup 1962-2022 üretim döneminde ise Ukrayna'nın üretim varsayımı 20,13 milyon ton olacağı öngörülmektedir. ARIMA(3,1,1) zaman seri modelinde Ukrayna'nın tahmin edilen üretim ile gerçekleşen üretim verileri arasında %1,05 sapma olduğu gözlemlenmektedir.

Buğday üretimi yapan diğer ülkeler 1962-2022 yılları arasında 180,53 milyon ton üretim yaptığı görülmektedir. Aynı dönemler içerisinde 180,38 milyon ton buğday üretimi yapılacağı öngörülmektedir. ARIMA(4,1,2) zaman serisi modelinde diğer ülkelerin tahmin edilen buğday üretimi ile gerçekleşen buğday üretimi verileri arasında -%0,09 sapma olduğu gözlemlenmektedir.

Tablo geneline bakıldığında sapma değeri en az sapma değeri olarak Çin'de iken en fazla sapma değeri ise Avustralya olarak gözlemlenmektedir. Dünya buğday üretiminde en fazla paya Çin sahip iken üretimde önde olan 11 ülke arasında en düşük paya sahip olan ülke Pakistan'dır.

Dünya buğday üretiminde önde olan on bir ülkenin dünya paylarının dönemler itibari ile karşılaştırılması

Tablo 201’de Buğday üretiminde lider olan yedi ülkenin 1961-2022 üretim verileri ve 2023-2027 yılları arasındaki tahmin verilerine dikkate alınıp dönemler arası kıyaslama yapılmıştır.

Tablo 201. Buğday Üretiminde Lider Olan 11 Ülkenin Buğday Üretimindeki Payları ile Tahmin Edilmiş Payları ve İki Üretim Dönemi Arasındaki Farkları (%) (milyon ton)

Ülkeler	A (2018-2022)	B (2023-2027)	Fark (B-A)	Oran (%)
Çin	134,80	143,86	9,06	6,73
Hindistan	105,73	111,10	5,37	5,08
ABD	48,67	47,98	-0,69	-1,41
Avustralya	24,24	27,02	2,78	11,50
Pakistan	25,67	28,29	2,62	10,23
Kanada	31,44	34,55	3,11	9,87
Almanya	21,91	23,44	1,53	7,01
Türkiye	19,38	19,73	0,35	1,80
Fransa	35,48	37,70	2,22	6,24
Rusya	82,56	96,84	14,28	17,31
Ukrayna	26,17	26,88	0,71	2,70
11 Ülke	556,05	597,39	41,34	7,44
Dünya	766,93	774,68	7,75	1,01
Lider Ülke Payı (%)	72,50	77,12		

Tablo 201’de dünya buğday üretiminde lider olan ülkelerin 2018-2022 yılları arasında buğday üretimindeki toplam hacmi %72,50’lik paya sahip iken 2023-2027 yılları arasında üretim payının %77,12 seviyelerine çıkacağı öngörülmektedir. Tabloya bakıldığında 11 ülkenin üretim değişim payının %7,44 artacağı öngörülmektedir. Rusya 11 ülke arasında en fazla üretim artış tahminine %17,31 sahip iken ABD’nin ise üretiminde -%1,41 değişim olacağı öngörülmektedir.

Kuraklık ve yangınlar sebebiyle ABD üretimdeki payı düşerken diğer ülkelerde artış olması beklenmektedir. Ancak Rusya ve Ukrayna’daki savaş nedeniyle Rusya’daki artış beklenenin altına düşebileceği ve Ukrayna’daki artışın da düşme ihtimali olabileceği göz önüne alınabilir. Ayrıca, Pakistan, Kanada, Avustralya, Fransa ve Çin gibi ülkelerde de tarımda verimlilik artışının ve uygun iklim koşullarının etkisiyle buğday üretiminde artış beklenmektedir.

TARTIŞMA

Dünya buğday üretimi 1961-2022 yılları arasında 525 milyon ton iken 2023-2027 yılları arasında 774 milyon ton olması öngörülmektedir. Ayrıca 2023-2027 yılları dünya buğday üretim tahmini %47,41'lık artışın olacağı öngörülmektedir. Ayrıca dünya buğday üretim yıllık ortalama kestirimi 1962-2022 yılları için 530 milyon ton olacağı öngörülmektedir. 1961-2022 yıllarında buğday üretiminde %17,57 ile en büyük paya sahip Çin'in 2023-2027 yıllarında buğday üretim payı %18,57 olacaktır.

1961-1970 döneminde 104 ülke üretim yapmakta olup 10 yıl ortalaması dikkate alındığında dünyanın hasat edilen üretim alanı yaklaşık 2,1 milyon hektardan 2011-2020 döneminde 104 ülkenin yıllık ortalama buğday hasat alanı 2,2 milyon hektara yükselmiştir. 1960'lı yıllarda bu alanın %31'i SSCB'ye aittir. 1992 senesinde Sovyetler Birliğinin dağılışı Rusya'nın payının 2010'lu yıllarda %20,2 olduğu söylenebilmektedir. 2010'lu yıllarda %25,5'lik payı ile Kanada ilk sırada yer almaktadır (FAOSTAT 2025).

Buğday, dünyanın en önemli tahıllarından biri olup, son 50 yılda üretiminde büyük bir artış yaşanmıştır. 1961-1970 yılları arasında yıllık ortalama buğday üretimi 266,5 milyon ton iken, 2011-2020 arasında bu değer 726,9 milyon tona ulaşmıştır. Bu, yaklaşık %174'lük bir artış anlamına gelmektedir. 1961-1970 Dönemi Bu dönemde en büyük buğday üreticileri ve dünya üretimindeki payları: Sovyetler Birliği: %24,1, ABD: %11,9, Çin: %7,7, Kanada: %5,3, Hindistan: %4,4, Türkiye: %3,1 şeklindedir. 2011-2020 Dönemi Bu dönemde buğday üretimindeki dünya liderleri ve payları: Çin: %14,9, Hindistan: %11,1, Rusya: %7,7, ABD: %6,4, Fransa: %4,3, Kanada: %3,6 şeklindedir. Görüldüğü gibi, Çin ve Hindistan'da büyük bir artış yaşanmış, Sovyetler Birliği'nin dağılmasıyla Rusya yeni bir lider konumuna gelmiştir. ABD'nin payı ise zamanla azalmıştır (FAOSTAT 2025). Son yıllarda ABD, tarımsal ürünlerini artırmak amacıyla 2018 yılında yürürlüğe koyduğu "Çiftlik Yasası" (Farm Bill) kapsamında çiftçilere doğrudan gelir desteği, sübvansiyonlar ve afet yardımları sağlamaktadır. Ürün Kredi Kurumu (CCC) aracılığıyla buğday üreticilerine ton başına 200 dolarlık referans fiyat üzerinden destek sunulmakta, gelir kaybı yaşayan çiftçilere de telafi ödemeleri yapılmaktadır (USDA 2018)

1961-1970 döneminde 106 ülke buğday ihracatında bulunmakta olup, 10 yıl ortalaması dikkate alındığında toplamda 46 609 bin ton buğday ihraç edilmektedir. 2011-2020 döneminde ise 122 ülkeden yıllık ortalama buğday ihracatı 178 311 bin tona yükselmiştir. 1960'lı yıllarda

bu buğday ihracatının %35,6'sı ABD'ye aitken bu değer 2010'lu yıllarda %16,4'e gerilemiştir. (FAOSTAT 2025). Son yıllarda buğday ihracatında önde gelen ülkeler sırasıyla ABD, Rusya, Fransa, Kanada, Ukrayna ve Avustralya olmaktadır.

2001-2023 yılları için hektara buğday verimi incelendiğinde dünya ortalamasının dünya ortalaması 3 617,43 kg'dır. Lider ülkeler açısından bakıldığında en yüksek olan ülke 7 436,86 kg ile Almanya, 7 042,23 kg ile Fransa, 5 815,4 kg ile Çin, 4 366,76 kg ile Hindistan, 3 149,66 kg ile Rusya, 3 125,46 ile ABD, 3 010,93 ile Pakistan, 2 958,8 kg ile Türkiye, 2 944,8 kg ile Kanada ve 2 853,13 kg ile Avustralya'dır (FAOSTAT 2025).

Tablo 202'de yedi ülkenin 1961 ile 2022 ve 2018-2022 ile 2023-2027 dönemlerine ait buğday üretimi ve kişi başına düşen buğday üretimleri verilmiştir.

Tablo 202. Ülkelerin Kişi Başına Buğday Üretimlerinin Karşılaştırılması

Ülkeler	1961	2022	2018-2022	2023-2027
Dünya	72,46	101,37	97,29	99,68
Çin	21,26	94,46	92,58	111,88
Hindistan	24,09	76,02	75,44	76,76
ABD	187,27	132,08	143,708	185,34
Avustralya	64,06	138,30	93,99	100,22
Pakistan	81,28	107,54	100,13	110,81
Kanada	42,23	88,44	82,56	110,99
Almanya	69,18	268,62	261,83	278,96
Türkiye	245,02	226,85	225,61	224,93
Fransa	204,15	522,53	538,427	296,03
Rusya	310,01*	715,99	565,02	1 453,09
Ukrayna	372,82*	504,99	593,08	698,549
Toplam	56,72	148,88	141,80	153,32
SSCB	287,02	-	-	-

Tablo 202'ye bakıldığında 1961 yılında dünya kişi başı buğday üretiminde 72,46 kg iken 2022 yılında 101,37 kg'a ulaşmış ayrıca 2018-2022 yılları arasında ise 97,29 kg üretimi sağlamıştır. Dünya üretimi 2023-2027 yılları arası 99,68 kg üretim olması beklenmektedir. 1961 yılı kişi başına buğday üretimi en fazla üretim Sovyetler Birliği iken 1992 yılında SSCB dağılması ile 2022 yılında kişi başı buğday üretimi en fazla ülke Rusya olmuştur. 2023-2027 kişi başı en fazla olacak ülke Rusya olacaktır. Rusya 2023-2027 yıllarında kişi başı 1 453,09 kg ile buğday üretim tahminlerine göre en fazla kişi başı üretim yapılacağı öngörülmektedir. Türkiye, 2023-2027 yıllarında kişi başı üretimi 224,93 kg olacağı öngörülmektedir.

Son dönemde buğday piyasasında yaşanan politika değişiklikleri, hem küresel ticaret dinamiklerini hem de ulusal gıda güvenliği stratejilerini şekillendirmektedir. Aralık 2023'te Mısır, buğday ithalat yetkisini Tedarik Malları Genel Otoritesi'nden (GASC) Mostakbal Misr Ajansı'na devrederek tedarik mekanizmasında kurumsal bir yeniden yapılanmaya gitmiştir. Hindistan, 11 Aralık'ta aldığı kararla, buğday stoklarına yönelik kısıtlamaları sıkılaştırmış; bu durum, iç piyasa güvenliğini sağlamayı hedeflerken, ülkenin küresel ticaret kapasitesini sınırlandırma potansiyeli taşımaktadır. Türkiye ise, 2024 itibarıyla un üretiminde kullanılan buğday ithalat kotasını %15'ten %25'e yükselterek, yerli üreticilerin hammadde erişimini kolaylaştırmayı ve sektördeki ticari faaliyetleri canlandırmayı amaçlamaktadır. Kazakistan'da 2023 Nisan'ında yürürlüğe giren buğday ithalat yasağının 1 Ocak 2024'te sona ermesi, Orta Asya bölgesinde yeni ticaret olanaklarının önünü açmıştır. Son olarak Hindistan'ın, 2024 yılı başında Nepal'e 200.000 ton buğday ihracatına izin vermesi, daha önce uygulanan ihracat kısıtlamalarında esnemeye gidildiğine işaret etmektedir. Bu gelişmeler, ülkelerin tarımsal üretim politikalarının küresel buğday arz ve fiyatları üzerinde belirleyici bir rol oynadığını göstermektedir (DESMUD 2025).

Küresel buğday üretiminin mevcut sezonda bir önceki yıla yakın seviyelerde kalması öngörülmektedir. Avustralya, Kazakistan ve ABD gibi başlıca üretici ülkelerde üretim artışları beklenirken, bu artışların Avrupa Birliği ve Rusya Federasyonu'nda yaşanması muhtemel üretim düşüşleriyle dengelenmesi söz konusudur. Özellikle AB ve Rusya'da, kışlık buğday üretimi sonbahar mevsimindeki olumsuz hava koşulları, yüksek sıcaklıkların neden olduğu kış ölümü riski ve bitki gelişiminde yaşanan gecikmeler nedeniyle risk altındadır. Doğu Avrupa ve Karadeniz bölgelerinde ekim sürecinin aksaması AB açısından dikkat çekerken, Rusya'da da kurak ekim dönemi ve kış hastalıkları üretim tahminlerini olumsuz etkilemektedir. Ukrayna ise özellikle güney ve orta bölgelerinde devam eden kuraklık nedeniyle belirsizlikle karşı karşıyadır. Öte yandan, Kazakistan'da kışlık buğdayın uyku dönemine uygun koşullarda girdiği ve Çin'de kış buğdayı için genel olarak olumlu iklim koşullarının sürdüğü bildirilmektedir. Kuzey Amerika'da ise ABD'deki kış buğdayı ürünleri büyük ölçüde uygun koşullar altında gelişimini sürdürürken, Kanada'nın Prairie bölgesi azalan kar örtüsü ve düşük sıcaklıklar nedeniyle dikkatle izlenmektedir. Hindistan'da ise buğday ekimi uygun iklim koşullarında gerçekleştirilmiş ve ekim alanlarında önceki yıla kıyasla artış yaşanmıştır (AMIS 2025).

SONUÇ ve ÖNERİLER

Buğday, dünya genelinde hem beslenme açısından hem de ekonomik açıdan çok önemli bir üründür. Buğday, özel iklim ve toprak isteğine sahip olduğu için en çok ılıman iklim kuşağındaki ülkelerde yaygın olarak üretilmektedir. Bu nedenle, geçmişten günümüze kadar bu ürünü üreten ülke sayısı büyük bir değişim göstermezken, ticaretini yapan ülke sayısı daha fazla artış göstermiştir. Buğdaydan elde edilen un, makarna, bulgur gibi gıdaların tüketimi oldukça yaygın olup, besleyici özellikleri nedeniyle tüketici talebi gün geçtikçe artmaktadır. Bunun yanı sıra, buğdayın işlenmesiyle kepek ve kepeğin yan ürünleri oluşmakta, bunlar hayvan yemi olarak değerlendirilirken, buğday nişastası ve gluteni de gıda, ilaç ve kozmetik sektörlerinde kullanılmaktadır. Ayrıca, biyoyakıt üretiminde de değerlendirilen buğday, küresel gıda güvenliği açısından stratejik bir ürün olma özelliğini korumaktadır.

Bu çalışmada 1961-1970 yılları içerisinde 103 ülke buğday üretimi yaparken 2022 yılında üretim yapan ülke sayısı 126'ya yükselmiştir. Ayrıca 1961-2022 verileriyle 2023-2027 dönemindeki dünya ve önde gelen ülkelerde buğday üretim verileri tahmin edilmeye çalışılmıştır. Buğday üretiminde ilk 10 ülkenin ve Türkiye'nin üretimdeki payı 1961-1970 yıllarında %72 iken 10'ar yıllık dönemlerde sürekli bir artış göstererek 2011-2020 yılında %75'e ve 2021-2022 yıllarına göre ise %72-73 oranlarına düşmüştür. 1961-1980 yılına kadarki dönemler içerisinde üretimde lider ülke SSCB iken 2010 yılı sonrası dönemde SSCB'nin dağılışı ile birinci sıraya Çin gelirken SSCB'nin en büyük temsilcilerinden Rusya 3. sırada kendine yer bulacaktır. ABD ilk dönemlerde 2. sırada yer alırken son dönemlerde 4. sıraya kadar gerilemiştir

1961 yılında kişi başına dünyada üretim 72,46 kg iken 2022 yılında 101,37 kg'a yükselmiş 2018-2022 yılları arasında 97,29 kg ve 2023-2027 yıllarında ise 99,68 kg olması tahmin edilmiştir. 1961 yılında kişi başına buğday üretimi 287 kg ile en fazla Sovyetler Birliği iken 2022 yılında 715,99 kg ile Rusya'da gerçekleşmiş ve gelecekte projeksiyonunda ise 2023-2027 yıllarında 1 453,09 kg ile yine Rusya'da olması tahmin edilmekte ve Türkiye'de ise 2023-27 yıllarında 224,93 kg buğday üreteceği tahmin edilmiştir. Gelecek dönemlerde buğday üretiminde diğer ülkelerin payı giderek artacak ve buğday önemli bir ürün olacaktır.

Üretimle ilgili olarak bu ülkelerin rekabet duruma ele alındığında ise HHI endeksine göre 90'lı yıllara kadar piyasa oligopol piyasası özelliği gösterirken 1991-2000 ve 2010 sonrasında ise monopollü rekabet durumu üretim piyasasında hakimdir. Ancak yoğunlaşma

oranına göre piyasadaki rekabet durumu büyük düşüşlere rağmen tüm yıllarda oligopol piyasası olarak görünmektedir. Yoğunlaşma oranlarına göre ilk yıllarda ilk 5 ülkenin rekabet gücü %57,94'ten, 2011-2020 döneminde %52,18'e kadar gerilemiştir. Bunun nedeni 1. ülke olan SSCB'nin dağılması ve SSCB'nin en büyük ülkesi olan Rusya'nın payının da SSCB kadar olmayışı ile 2. ülke olan ABD'nin üretim payının %13'ten %8'e gerilemesidir. İlk dönemlerde 3.ülke olan Çin payını %8'lerden %17'lere kadar çıkarırken son dönemlerde %14'lere kadar düşürmüştür. 4 ve 5. ülkelerin payı ise çok fazla bir değişiklik göstermemiş genellikle %4-6'lık bir paya sahip olmuşlardır.

Buğday, dünya çapında temel gıda maddelerinden biri olup üretim alanları, üretim miktarı, fiyat dalgalanmaları, ihracat ve ithalat dengesi ile stratejik bir tarımsal üründür. Üretim miktarlarının ve piyasa koşullarının doğru tahmin edilmesi hem üreticiler hem de tüketiciler açısından büyük önem taşımaktadır. Bunun yanı sıra, iklim değişikliğinin üretim üzerindeki etkilerinin doğru analiz edilmesi, fiyat istikrarı sağlanması ve buğday arzının sürekliliği açısından kritik bir faktördür.

Her ülkenin 10'ar yıllık karşılaştırmaları yapılarak rekabet ortamında hangi atılımların gerçekleştirilmesi gerektiği belirlenebilir. Dünya genelinde en büyük üreticilerden biri olan Türkiye'nin rekabet gücünün artırılmasına yönelik öneriler geliştirilerek, ihracat gelirlerinin artırılması hedeflenebilir. FAOSTAT ve uluslararası tarım veri kaynaklarının analiz edilmesi ile geleceğe yönelik doğru tahminler oluşturularak, Türkiye'nin buğday piyasasında daha güçlü bir konuma gelmesi sağlanabilir.

Bu süreç, aynı zamanda üretici ülkelerin kaynaklarını daha verimli kullanmalarına olanak tanıyacak, buğdayın insan beslenmesindeki kritik rolünü destekleyecektir. Böylece, tüketicilerin yeterli ve uygun fiyatlı buğday ürünlerine ulaşımı kolaylaşacak, piyasa fiyatlarındaki dalgalanmalar en aza indirgenecek ve buğdaydan elde edilen yan ürünlerin değerlendirilmesiyle çevreye duyarlı politikalar oluşturulabilecektir. Hem üreticiler hem de tüketiciler için sürdürülebilir bir tarımsal model geliştirilerek, toplumun genel refahına katkı sağlanacaktır. Buğday üretimi, iklim değişikliklerinden etkilenen ve insan beslenmesinde temel bir yere sahip olan önemli bir tarımsal faaliyettir. Üretim alanları, miktarı, fiyatları, ithalat ve ihracat dengeleri ile kişi başına düşen tüketim oranlarının doğru şekilde tahmin edilmesi hem üreticiler hem de tüketiciler için büyük önem taşımaktadır. Bu doğrultuda, küresel buğday piyasasının dinamikleri incelenerek, ülkeler arası rekabetin nasıl şekillendiği analiz edilmelidir. Özellikle her ülkenin belirli aralıklarla yapılan karşılaştırmalı analizleri, rekabet avantajlarını artırmak için hangi adımların atılması gerektiğini ortaya koymaktadır. Türkiye gibi önemli üretici ülkelerin küresel pazarda daha güçlü bir konuma gelebilmesi için rekabet stratejilerinin

geliştirilmesi, ihracatın artırılması ve sektörde sürdürülebilir büyümenin sağlanması gerekmektedir. FAOSTAT ve USDA verileri ışığında yapılan projeksiyonlarla, piyasa koşulları daha doğru analiz edilerek, üreticilere yol gösterici veriler sunulabilir.

Buğday üretiminde lider konumda bulunan ülkeler arasında geniş tarım arazilerine sahip olan Çin, Hindistan, Rusya, ABD Birleşik Devletleri ve Fransa öne çıkmaktadır. Bunun yanında, Kanada, Avustralya, Pakistan ve Ukrayna gibi ülkeler de önemli bir üretim potansiyeline sahiptir. Buğday, iklim değişikliklerine duyarlı bir ürün olduğu için, kuraklık ve sıcak hava dalgaları üretimi ciddi şekilde etkileyebilmektedir. Küresel üretimin büyük bir bölümü ilk 10 ülke tarafından gerçekleştirildiğinden, iklim değişikliğine uyum sağlayan üretim yöntemleri ve ileri tarım teknolojileri kullanan ülkeler rekabet avantajı elde etmektedir.

Un ve unlu mamuller sanayi, temel gıda maddeleri üretiminde önemli bir yere sahip olup Türkiye ekonomisinde hem istihdam hem de üretim kapasitesi açısından ciddi bir rol oynamaktadır. Bu sanayi kolu; buğdayın işlenmesi, un üretimi ve bu undan mamul ürünlerin (ekmek, makarna, bisküvi vb.) üretimini kapsar. Sektör, teknolojik gelişmelerle birlikte otomasyon sistemleri ve kalite kontrol mekanizmalarının yaygınlaşması sayesinde daha verimli hale gelmiştir. Ayrıca dış ticaret potansiyeliyle birlikte Türkiye, özellikle Orta Doğu ve Afrika ülkelerine yönelik un ihracatında dünya sıralamasında üst sıralarda yer almaktadır. Bu çerçevede un ve unlu mamuller sanayi hem iç piyasada tüketimi karşılayan hem de ihracat yoluyla ekonomik katkı sağlayan stratejik bir sektördür.

Özellikle tarımsal verimliliği artırmak ve sürdürülebilir üretimi teşvik etmek amacıyla bilgi ve teknoloji kullanımı büyük önem taşımaktadır. Rusya ve Kanada gibi ülkeler, iklim değişikliğine dayanıklı tohum çeşitleri geliştirerek ve modern sulama teknikleriyle verimliliklerini artırmaktadır. Bu bağlamda, Türkiye gibi rekabetçi ülkelerin de tarımsal üretimde kaliteyi yükseltmek, maliyetleri düşürmek ve uluslararası pazarda daha etkin rol almak için yenilikçi stratejiler benimsemesi gerekmektedir. Ayrıca, pazarlama ve ticaret politikalarını güçlendiren ülkeler, buğday ihracatında önemli bir avantaj elde edebilirler. Türkiye'nin rekabet gücünü artırmak için özellikle iklim değişikliğine dayanıklı tohumlar, modern tarım uygulamaları, dijital teknoloji kullanımı ve pazar çeşitlendirme stratejilerine odaklanması gerekmektedir.

KAYNAKLAR

- Achite, M., Ceribasi, G., Wałęga, A., Ceyhunlu, A.I., Elshaboury, N., Krakauer, N., Hartani, T., Caloiero, T., & Gul, S., 2023. Analysis of monthly average precipitation of Wadi Ouahrane basin in Algeria by using the ITRA, ITPAM, and TPS methods. *Environmental Monitoring and Assessment*, 195(5), 606. <http://doi.org/10.1007/s10661-023-11236-3>. Accessed Date: 09.02.2025.
- Al-Sammarraie, H.K.R., & Hameed, L.M.A., 2024. Using a hybrid hodel (EVDHM-ARIMA) to forecast the average wheat yield in Iraq. *Journal of Economics and Administrative Sciences*, 30(144), 517-536.
- AMIS, 2025. First 2025 Wheat Forecasts. Agricultural Market Information System. <https://www.amis-outlook.org/list-details/news/y8z57avw4m9u8rcb09gwfmak>. Accessed Date:10.04.2025.
- Anonymous, 2025a. Global Wheat Research. <http://www.cimmyt.org/global-wheat-research/> Accessed Date:10.02.2025.
- Anonymous, 2025b. Wheat Atlas - Turkey. <http://wheatatlas.org/country/TUR/> Accessed Date: 07.02.2025.
- Arando Arbulu, A., Navas González, F.J., Bermúdez-Oria, A., Delgado Bermejo, J.V., Fernández-Prior, Á., González Ariza, A., ... & Pérez-Marín, C.C., 2021. Bayesian Analysis of the effects of olive oil-derived antioxidants on cryopreserved buck sperm parameters. *Animals*, 11(7), 2032; <https://doi.org/10.3390/ani11072032>. Accessed Date: 09.02.2025.
- Ateşoğlu, A.A., 2015. ARIMA ve yapay sinir ağları (YSA) kullanılarak hibrit tahmin modeli geliştirilmesi. Başkent Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Ankara.
- Atia, A.A.M., & Atwa, M.H.M., 2009. Forecasting for the area, average yield and production of wheat crop in Egypt and Beni-Swef Governorate using ARIMA models. *Fayoum Journal of Agricultural Research & Development*, 23(1), 59–75.
- Aydın, A., 2022. Türkiye’de buğday üretim sektörünün yapısı ve arıma modeli ile üretim tahmini. *İşletme Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 5(1), 1-18.
- Berk, A., & Uçum, İ., 2019. Türkiye’nin nohut üretiminin ARIMA modeli ile tahmini. *Journal of the Institute of Science and Technology*, 9(4), 2284-2293.
- Box, G.E., Jenkins, G.M., Reinsel, G.C. and Ljung, G.M., 2016. *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. 5th Edition, John Wiley & Sons Inc. Hoboken, New Jersey, USA. <https://doi.org/10.21597/jist.544619>. Accessed Date: 09.02.2025.
- Brooks, C., 2014. *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press, UK.
- Büyükşahin, Ü.Ç. ve Ertekin, Ş., 2020. Tek değişkenli zaman serileri tahmini için öznitelik tabanlı hibrit ARIMA-YSA modeli. *Gazi Üniversitesi Mühendislik Mimarlık Fakültesi Dergisi*, 35(1), 467-478.
- Cao, L., Zhang, W., Chen, M., Wang, Y., & Liu, L. (2020). Relationship between meteorological factors and human brucellosis in Hebei Province, China. *Science of the Total Environment*, 703, 135491. <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2019>. Accessed Date: 05.03.2025.
- COCEREL, 2025. Crop Forecast March 2025. <https://www.coceral.com/>. Accessed Date: 05.03.2025.

- Contreras, J., Espinola, R., Nogales, F.J. and Conejo, A.J., 2003. ARIMA Models to Predict Next-Day Electricity Prices. *IEEE Transactions on Power Systems*, 18, 1014-1020 <http://dx.doi.org/10.1109/TPWRS.2002.804943>. Accessed Date: 05.03.202.
- Çelik, Ş., 2013. Modelling of production amount of nuts fruit by using Box-Jenkins technique. *Yuzuncu Yil University Journal of Agricultural Sciences* 23(1), 18-30.
- Demir, A., 2007. T.E.A.E. Bakış: Buğday. *Tarımsal Ekonomi Araştırma Enstitüsü*, Sayı: 9, Ankara.
- Demirbaş, B., & Atış, E., 2005. Türkiye tarımında gıda güvencesi sorununun buğday örneğinde irdelenmesi. *Ege Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi*, 42(1), 179-190.
- Demirbaş, B., & Tunç, G., 2024. Türkiye’de Buğday Üretimi ve Dış Ticaretinin Kendine Yeterlilik Açısından Değerlendirilmesi. Bölüm 5, 101-124.
- DESMÜD, 2025. Değirmen ve Sektör Makineleri Üreticileri Derneği, Türkiye’nin Buğday Üretimi ve İhracatı ile İlgili Politikaları. <https://www.desmud.org/haberler-421/2024-25-kuresel-bugday-piyasasi-gorunumu-uretim-ticaret-ve-politika-gelismeleri>. Erişim Tarihi: 07.04.2025
- Devadoss, S., & Ridley, W., 2024. Impacts of the Russian invasion of Ukraine on the global wheat market. *World Development*, 173, 106396. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2023.106396>. Accessed Date: 05.03.2025.
- Devi, M., Kumar, J., Malik, D.P., & Mishra, P., 2021. Forecasting of wheat production in Haryana using hybrid time series model. *Journal of Agriculture and Food Research*, 5, 100175, <https://doi.org/10.1016/j.jafr.2021.100175>. Accessed Date: 05.03.2025.
- DBV 2025. Wheat production in Germany. *Deutscher Bauernverband*. <https://www.dgrv.de/en>. Accessed Date: 05.03.2025.
- Dönmez, S. 2014. Sağlamcı Arıma Modelleri ve Yapay Sinir Ağlarının Karşılaştırmalı İncelenmesi: Turizm Örneği (Yüksek Lisans Tezi).
- Dörtok, A., & Aksoy, A., 2018. Türkiye buğday sektörünün eşanlı denklem yöntemiyle tahmini. *KSÜ Tarım ve Doğa Dergisi*, 21(4), 580-586.
- Ekmekci, H., 2016. Türkiye'deki doğal gaz kullanımının arıma metodu ile istatistiksel analizi *Fen Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Karabük Üniversitesi*.
- FAOSTAT, 2025. Food and Agriculture Organization of the United Nations. <http://www.fao.org/faostat/en/#data/QC> Accessed Date:10.02.2025
- Ferah, O., 2018. Rüzgar hızı serilerinde doğrusal interpolasyon ve ARIMA modelleriyle eksik veri tamirinin enerji hesabına etkileri. *İstanbul Teknik Üniversitesi Enerji Bilim ve Teknoloji Anabilim Dalı, Enerji Bilim ve Teknoloji Programı, Yüksek Lisans Tezi, İstanbul*.
- Gana, K., & Broc, G., 2019. *Structural Equation Modeling with Lavaan*. John Wiley & Sons.
- Hanedar, Ö., Yaldız, E., Bilici, Ö., & Akkaya, O., 2006. Long Run Profit Maximization in Turkish Manufacturing Sector. *Human and Economic Resources Proceedings Book*, 236.
- Hasmida, H., 2009. Water quality trend at the upper part of johor river in relation to rainfall and runoff pattern. *University Technology Malaysia, (Master’s thesis)*.
- Hyndman, R.J., & Khandakar, Y., 2008. Automatic time series forecasting: the forecast package for R. *Journal of Statistical Software*, 27, 1-22.

- ITC, 2025. International Trade Centre Wheat Flour and Pasta Trade Data. <https://www.trademap.org/>. Accessed Date: 03.03.2025.
- Indexbox, 2025. Leader Countries Wheat - Market Analysis, Forecast, Size, Trends and Insights. <https://app.indexbox.io/>. Accessed Date: 05.02.2025.
- Jalić, N., Ostojić, A. & Vaško, Ž., 2021. Analysis and projections of wheat production in Bosnia and Herzegovina using ARIMA modelling. *Albanian Journal of Agricultural Sciences*, 20(3), 20-26.
- Kadılar, C., 2009. SPSS Uygulamalı Zaman Serileri Analizine Giriş, Bizim Büro Yayınevi, İkinci Baskı, Ankara.
- Kalam, M.A., Rahman, M.S., Alim, M.A., Shano, S., Afrose, S., Jalal, F.A., ... & Hassan, M. M., 2022. Knowledge, attitudes, and common practices of livestock and poultry veterinary practitioners regarding the AMU and AMR in Bangladesh. *Antibiotics*, 11(1), 80. <https://doi.org/10.3390/antibiotics11010080>. Accessed Date:12.02.2025
- Kadanalı, E., Yazgan, Ş., & Yalçınkaya, Ö., 2019. Organic production in turkey. 4th international conference on advances in natural and applied sciences, 17–19 June, 2019, Ağrı, Turkey. Abstract Book, 751–757.
- Karim, M.R., Awal, M.A., & Akter, M., 2010. Forecasting of wheat production in Bangladesh. *Bangladesh Journal of Agricultural Research*, 35(1), 17–28.
- Kaya, E., 2019. Zaman serileri analizinde box-jenkins yöntemi ile savunma sanayi verileri üzerine bir uygulama. Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Karaman.
- Ken, E., & Semerci, A., 2023. Türkiye’de buğday üretimi ve destekleme politikaları. *International Congresses of Turkish Science and Technology Publishing*, 54–63.
- Khan, M., Muhammad, S., & Shabbir, A., 2008. Forecasting mango production in Pakistan: an econometric model approach. *International Journal of Agricultural Biology*, 10(4), 352-353.
- Kohvakka, S., 2017. Forecasting univariate time series–comparison of statistical methods and software resources available to undergraduate students, LUT School of Business and Management, Bachelor Thesis, Finland.
- Latifi, Z., & Shabanali Fami, H., 2022. Forecasting wheat production in İran using time series technique and artificial neural network. *Journal of Agricultural Science and Technology*, 24(2), 261-273.
- Nalawade, N.S., and Pawar, M.M., 2015. Forecasting telecommunications data with autoregressive integrated moving average models. in 2015 2nd International Conference on Recent Advances in Engineering & Computational Sciences (RAECS) (pp. 1-6). IEEE.
- Nalinci, S., 2013. Amasya ili merkez ilçedeki hane halkının et tüketim alışkanlıkları ve et tüketimini etkileyen faktörler. Gaziosmanpaşa Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Tokat.
- Nath, B., Dhakre, D.S., & Bhattacharya, D., 2019. Forecasting wheat production in India: An ARIMA modelling approach. *Journal of Pharmacognosy and Phytochemistry*, 8(1), 2158–2165.
- Nebati, E.E., Taş, M., & Ertaş, G., 2021. Türkiye’de elektrik tüketiminde talep tahmini: zaman serisi ve regresyon analizi ile karşılaştırma. *Avrupa Bilim Ve Teknoloji Dergisi*(31), 348-357.

- Mensah, E.K., 2015. Box-Jenkins Modelling and Forecasting of Brent Crude Oil Price. Munich Personal RePEc Archive, MPRA Paper No. 67748.
- Mech, L.D., 2017. Where can wolves live and how can we live with them?. *Biological Conservation*, 210, 310–317.
- Mishra, P., Kumar, M., & Singh, R., 2021. State of the art in total pulse production in major states of India using ARIMA techniques. *Current Research in Food Science*, 4, 800–806.
- Mohamad, A.H.H., & Ab-Rahim, R., 2024. Forecasting the competitiveness of major wheat exporters amidst the Russia and Ukraine crisis. *AGRARIS: Journal of Agribusiness and Rural Development Research*, 10(1), 19-33.
- Ojha, S., & Karki, L.B., 2025. Forecasting global wheat price in the context of changing climate and market dynamics: an application of SARIMA modeling technique. *American Journal of Applied Statistics and Economics (AJASE)*, 4(1), 1-11.
- Özçelik, A., & Özer, O.O., 2006. Koyck modeliyle Türkiye’de buğday üretimi ve fiyatı ilişkisinin analizi. *Journal of Agricultural Sciences*, 12(4), 333–339.
- Özdemir, M.O., Çılgın, C., 2022. Buğday Fiyatının Öngörülenmesinde Makine Öğrenmesi ve Zaman Serisi Tahmin Modellerinin Performanslarının Karşılaştırılması. 21. Yüzyılda İktisadi Anlamak (pp.203-218), Gazi Kitabevi, Ankara.
- Özhan, E., 2020. Yapay sinir ağları ve üstel düzleştirme yöntemi ile Türkiye’deki CO₂ emisyonunun zaman serisi ile tahmini. *Avrupa Bilim ve Teknoloji Dergisi*, (19), 282–289.
- Palabıçak, M.A., 2019. Türkiye’de kırmızı et sektörü ve geleceğe yönelik üretim ve tüketim dengesinin analizi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Doktora Tezi, Şanlıurfa.
- Peng, J.H., Sun, D., & Nevo, E., 2011a. Will emmer wheat, *Triticum dicoccoides*, occupy a pivotal position in wheat domestication process? *Australian Journal of Crop Science*, 5(9), 1127–1143.
- Peng, J.H., Sun, D., & Nevo, E., 2011b. Domestication, evaluation, genetics and genomics in wheat. *Molecular Breeding*, 28, 281–301.
- Pincheira, P.M., & Medel, C.A., 2015. Forecasting inflation with a simple and accurate benchmark: the case of the us and a set of inflation targeting countries. *Finance a Uver: Czech Journal of Economics & Finance*, 65(1), 2-29.
- Saeed, N., Saeed, A.S.I.F., Zakria, M., & Bajwa, T.M., 2000. Forecasting of wheat production in Pakistan using ARIMA models. *International Journal of Agricultural Biology*, 2(4), 352–353.
- Sardar, I., Nasir, M., Iftikhar, A., Khan, S.A., & Bhatti, A.I., 2023. Machine learning and automatic ARIMA/Prophet models-based forecasting of COVID-19: Methodology, evaluation, and case study in SAARC countries. *Stochastic Environmental Research and Risk Assessment*, 37(1), 345–359.
- Srivastava, A.B., Mishra, P., Singh, K.K., & Choudhri, H.P.S., 2022. Instability and production scenario of wheat production in Uttar Pradesh using ARIMA model and its role in food security. *Indian Journal of Economics and Development*, 18(1), 181-188.
- Tafralı, S., 2022. Yapay Öğrenme: Rastgele Orman. <https://medium.com/machine-learning-t%C3%BCrkiye/yapay-%C3%B6%C4%9Frenme-rastgele-orman-e8debd886e>. (Erişim Tarihi: 17.09.2024)

- Teke, E.Ç. ve Orhan, H., 2021. Siyah alaca sığırlarda zaman serileri ile farklı laktasyon eğrisi modellerinin karşılaştırılması. Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, Tarım ve Doğa Dergisi, 24(3), 679-688.
- TOBB, 2023. Buğday Durum ve Tahmin Raporu 2023. <https://arastirma.tarimorman.gov.tr/tepge>. Erişim Tarihi: 14.03.2025
- Tortum, A., Gözcü, O., & Çodur, M.Y., 2014. Türkiye’de hava ulaşım talebinin ARIMA modelleri ile tahmin edilmesi. Journal of the Institute of Science and Technology, 4(2), 39-54.
- Torun, N., 2015. Birim kök testlerinin performanslarının karşılaştırılması İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ekonometri Anabilim Dalı, Yüksek Lisans Tezi, İstanbul.
- TÜİK, 2024. Türkiye İstatistik Kurumu Bitkisel Ürün İstatistikleri. (Web Sayfası: <http://tuikapp.tuik.gov.tr/bitkiselapp/bitkisel.zul>). Erişim Tarihi: 01.01.2025.
- UNAFPA, 2025. Union of National Associations of Pasta Manufacturers of the EU – Global Pasta Market Report. <https://www.pasta-unafpa.org/newt/unafpa/default.aspx>. Accessed Date: 03.03.2025
- USDA, 2018. Farm Bill for Wheat. <https://www.fs.usda.gov/managing-land/farm-bill>. Accessed Date: 12.03.2025.
- USDA, 2025. Wheat Production Forecast Leading Countries. <https://apps.fas.usda.gov/psdonline/app/index.html#/app/advQuery>. Accessed Date: 07.03.2025.
- Uzundumlu, A.S., Bilgiç, A., & Ertek, N., 2019. Türkiye’nin fındık üretiminde önde gelen illerin 2019-2025 yılları arasındaki fındık üretimlerinin ARIMA modeliyle tahmin edilmesi. Akademik Ziraat Dergisi, 8(Özel Sayı), 115-126.
- Uzundumlu, A.S., & Dilli, M., 2023. Estimating chicken meat productions of leader countries for 2019-2025 years. Ciência Rural, 53(2), e20210477.
- Yadav, A., 2024. A comparative study of time series, machine learning, and deep learning models for forecasting global price of wheat. In Operations Research Forum, 5(2024), doi: 10.1007/s43069-024-00395-9.
- Yalta, T.A., 2011. Ekonometri 2 Ders Notları, TÜBA, Türkiye Bilimler Akademisi, Açık Ders Malzemeleri Projesi, Sürüm 2.0, <http://yalta.etu.edu.tr>, Erişim: 01.04.2021, 180 s.
- Yeşilyayla, H., 2013. X-12 ARIMA Metoduyla Sosyo-Ekonomik Verilerin Analizi, Pamukkale Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Denizli.
- Yücel, M.H., & Çalışkan, Z., 2023. Türkiye’de sağlık harcamalarının ARIMA yöntemi ile tahmini. Fiscaeconomia, 7(Özel Sayı), 552-580.
- Yonar, A., Yonar, H., Mishra, P., Kumari, B., Abotaleb, M., & Badr, A. (2021). Modeling and forecasting of wheat of South Asian region countries and role in food security. Advances in Computational Intelligence, 1(6), 11, <https://doi.org/10.1007/s43674-021-00027-3>.
- Ventura, M., Saulo, H., Leiva, V., & Monsueto, S., 2019. Log-symmetric regression models: information criteria and application to movie business and industry data with economic implications. Applied Stochastic Models in Business and Industry, 35(4), 963-977.
- Waiswa, D., 2023. Modeling and forecasting uganda’s beef and cattle milk production using the box-jenkins methodology. Journal of Agricultural Production, 4(1), 16-29.
- Wang, S.H., Hsu, C.C., & Liu, H.C., 2000. Comparisons of time series models for the forecasting of albacore commercial harvest in the Indian Ocean. Journal of the Fisheries Society of Taiwan, 27(2), 63-75.

ÖZGEÇMİŞ

Kişisel Bilgiler	
Adı Soyadı:	Emine Şeyma Esgin
Doğum tarihi:	
Doğum Yeri:	
Uyruğu:	
Adres:	
Tel:	
E-mail:	
Eğitim	
Lise:	Sarayköy Anadolu Lisesi
Lisans:	Samsun Üniversitesi Meteoroloji Mühendisliği Bölümü
Yüksek lisans:	Tarım Ekonomisi Anabilim Dalı Tarım İşletmeciliği Bölümü
Yabancı Dil Bilgisi	
İngilizce:	Orta
Üye Olunan Mesleki Kuruluşlar	
Tezden Üretilmiş Yayınlar	