



Namık Kemal Üniversitesi
Tekirdağ Ziraat Fakültesi Dergisi
Journal of Tekirdag Agricultural Faculty

An International Journal of all Subjects of Agriculture

Sahibi / Owner

Namık Kemal Üniversitesi Ziraat Fakültesi Adına
On Behalf of Namık Kemal University Agricultural Faculty

Prof.Dr. Ahmet İSTANBULLUOĞLU
Dekan / Dean

Editörler Kurulu / Editorial Board

Başkan / Editor in Chief

Prof.Dr. Selçuk ALBUT
Ziraat Fakültesi Biyosistem Mühendisliği Bölümü
Department Biosystem Engineering, Agricultural Faculty
salbut@nku.edu.tr

Üyeler / Members

Prof.Dr. M. İhsan SOYSAL	Zootekni / Animal Science
Prof.Dr. Bülent EKER	Biyosistem Mühendisliği / Biosystem Engineering
Prof.Dr. Servet VARIŞ	Bahçe Bitkileri / Horticulture
Prof.Dr. Temel GENÇTAN	Tarla Bitkileri / Field Crops
Prof.Dr. Müjgan KIVAN	Bitki Koruma / Plant Protection
Prof.Dr. Aydın ADILOĞLU	Toprak Bilimi ve Bitki Besleme / Soil Science and Plant Nutrition
Prof.Dr. Fatih KONUKCU	Biyosistem Mühendisliği / Biosystem Engineering
Prof.Dr. Sezen ARAT	Tarımsal Biyoteknoloji / Agricultural Biotechnology
Doç.Dr. Ömer AZABAĞAOĞLU	Tarım Ekonomisi / Agricultural Economics
Doç.Dr. Mustafa MİRİK	Bitki Koruma / Plant Protection
Doç.Dr. Ümit GEÇGEL	Gıda Mühendisliği / Food Engineering
Yrd.Doç.Dr. Devrim OSKAY	Tarımsal Biyoteknoloji / Agricultural Biotechnology
Yrd.Doç.Dr. Harun HURMA	Tarım Ekonomisi / Agricultural Economics
Yrd.Doç.Dr. M. Recai DURGUT	Biyosistem Mühendisliği / Biosystem Engineering

İndeksler / Indexing and abstracting



CABI tarafından full-text olarak indekslenmektedir/ Included in CABI



DOAJ tarafından full-text olarak indekslenmektedir / Included in DOAJ



EBSCO tarafından full-text olarak indekslenmektedir / Included in EBSCO



FAO AGRIS Veri Tabanında İndekslenmektedir / Indexed by FAO AGRIS Database



INDEX COPERNICUS tarafından full-text olarak indekslenmektedir / Included in INDEX COPERNICUS



TUBİTAK-ULAKBİM Tarım, Veteriner ve Biyoloji Bilimleri Veri Tabanı (TVBBVT) Tarafından taranmaktadır / Indexed by TUBİTAK-ULAKBİM Agriculture, Veterinary and Biological Sciences Database

Yazışma Adresi / Corresponding Address

Tekirdağ Ziraat Fakültesi Dergisi NKÜ Ziraat Fakültesi 59030 TEKİRDAĞ

E-mail: ziraatdergi@nku.edu.tr
Web adresi: http://jotaf.nku.edu.tr
Tel: +90 282 250 20 07

ISSN: 1302-7050

Danışmanlar Kurulu /Advisory Board

Bahçe Bitkileri / Horticulture

- Prof.Dr. Kazım ABAK** Çukurova Üniv. Ziraat Fak. Adana
Prof.Dr. Y.Sabit AĞAOĞLU Ankara Üniv. Ziraat Fak. Ankara
Prof.Dr. Jim HANCOCK Michigan State Univ. USA
Prof.Dr. Mustafa PEKMEZCİ Akdeniz Üniv. Ziraat Fak. Antalya

Bitki Koruma / Plant Protection

- Prof.Dr. Mithat DOĞANLAR** Mustafa Kemal Üniv. Ziraat Fak. Hatay
Prof.Dr. Timur DÖKEN Adnan Menderes Üniv. Ziraat Fak. Aydın
Prof.Dr. Ivanka LECHAVA Agricultural Univ. Plovdiv-Bulgaria
Dr. Emil POCSAI Plant Protection Soil Cons. Service Velenca-Hungary

Gıda Mühendisliği / Food Engineering

- Prof.Dr. Yaşar HIŞIL** Ege Üniv. Mühendislik Fak. İzmir
Prof.Dr. Fevzi KELEŞ Atatürk Üniv. Ziraat Fak. Erzurum
Prof.Dr. Atilla YETİŞEMİYEN Ankara Üniv. Ziraat Fak. Ankara
Prof.Dr. Zhelyazko SIMOV University of Food Technologies Bulgaria

Tarımsal Biyoteknoloji / Agricultural Biotechnology

- Prof.Dr. Hakan TURHAN** Çanakkale Onsekiz Mart Üniv. Ziraat Fak. Çanakkale
Prof.Dr. Khalid Mahmood KHAWAR Ankara Üniv. Ziraat Fak. Ankara
Prof.Dr. Mehmet KURAN Ondokuz Mayıs Üniv. Ziraat Fak. Samsun
Doç.Dr. Tuğrul GİRAY University of Puerto Rico. USA
Doç.Dr. Kemal KARABAĞ Akdeniz Üniv. Ziraat Fak. Antalya
Doç.Dr. Mehmet Ali KAYIŞ Selçuk Üniv. Ziraat Fak. Konya

Tarla Bitkileri / Field Crops

- Prof.Dr. Esvet AÇIKGÖZ** Uludağ Üniv.Ziraat Fak. Bursa
Prof.Dr. Özer KOLSARICI Ankara Üniv. Ziraat Fak. Ankara
Dr. Nurettin TAHSİN Agric. Univ. Plovdiv Bulgaria
Prof.Dr. Murat ÖZGEN Ankara Üniv. Ziraat Fak. Ankara
Doç. Dr. Christina YANCHEVA Agric. Univ. Plovdiv Bulgaria

Tarım Ekonomisi / Agricultural Economics

- Prof.Dr. Faruk EMEKSİZ** Çukurova Üniv. Ziraat Fak. Adana
Prof.Dr. Hasan VURAL Uludağ Üniv. Ziraat Fak. Bursa
Prof.Dr. Gamze SANER Ege Üniv. Ziraat Fak. İzmir
Dr. Alberto POMBO El Colegio de la Frontera Norte, Meksika

Tarım Makineleri / Agricultural Machinery

- Prof.Dr. Thefanis GEMTOS** Aristotle Univ. Greece
Prof.Dr. Simon BLACKMORE The Royal Vet.&Agr. Univ. Denmark
Prof.Dr. Hamdi BİLGİN Ege Üniv. Ziraat Fak. İzmir
Prof.Dr. Ali İhsan ACAR Ankara Üniv. Ziraat Fak. Ankara

Tarımsal Yapılar ve Sulama / Farm Structures and Irrigation

- Prof.Dr. Ömer ANAPALI** Atatürk Üniv. Ziraat Fak. Erzurum
Prof.Dr. Christos BABAJIMOPOULOS Aristotle Univ. Greece
Dr. Arie NADLER Ministry Agr. ARO Israel

Toprak / Soil Science

- Prof.Dr. Sait GEZGİN** Selçuk Üniv. Ziraat Fak. Konya
Prof.Dr. Selim KAPUR Çukurova Üniv. Ziraat Fak. Adana
Prof.Dr. Metin TURAN Atatürk Üniv.Ziraat Fak. Erzurum
Doç. Dr. Pasquale STEDUTO FAO Water Division Italy

Zootekni / Animal Science

- Prof.Dr. Andreas GEORGIDUS** Aristotle Univ. Greece
Prof.Dr. Ignacy MISZTAL Breeding and Genetics University of Georgia USA
Prof.Dr. Kristaq KUME Center for Agricultural Technology Transfer Albania
Dr. Brian KINGHORN The Ins. of Genetics and Bioinf. Univ. of New England Australia
Prof.Dr. Ivan STANKOV Trakia Univ. Dept. Of Animal Sci. Bulgaria
Prof.Dr. Nihat ÖZEN Akdeniz Üniv. Ziraat Fak. Antalya
Prof.Dr. Jozsef RATKY Res. Ins. Animal Breed. and Nut. Hungary
Prof.Dr. Naci TÜZEMEN Atatürk Üniv. Ziraat Fak. Erzurum

İÇİNDEKİLER / CONTENTS

T. Aktas, H.H. Orak, F. Hasturk Sahin, N.Ekinci Effects of Different Drying Methods on Drying Kinetics and Color Parameters of Strawberry Tree (Arbutus unedo L.) Fruit Farklı Kurutma Metodlarının Kocayemiş Meyvesinin (Arbutus unedo L.) Kuruma Kinetikleri ve Renk Parametreleri Üzerine Etkileri	1-12
O.O. Özer, U. İlkdoğan Box-Jenkins Modeli Yardımıyla Dünya Pamuk Fiyatının Tahmini The World Cotton Price Forecasting By Using Box-Jenkins Model.....	13-20
B.C. Bilgili Çankırı Kenti Kamusal Yeşil Alanlarının Yeterliliğinin Ulaşılabilirlik Yönünden Değerlendirilmesi Evaluation of Public Green Areas Adequacy in the City of Çankırı for Accessibility	21-25
S. Selvi, A. Dağdelen, S. Kara Kazdağlarından (Balıkesir-Edremit) Toplanan ve Çay Olarak Tüketilen Tıbbi ve Aromatik Bitkiler Medicinal and Aromatic Plants Consumed As Herbal Tea And Collected From Ida Mountains (Balıkesir-Edremit)	26-33
P.Ö. Kurt, K. Yağdı Bazı İleri Ekmeklik Buğday (Triticum Aestivum L.) Hatlarının Bursa Koşullarında Kalite Özellikleri Yönünden Performansının Araştırılması Investigation of Quality Traits Performance of Some Advanced Bread Wheat (Triticum Aestivum L.) Lines Under in Bursa Conditions	34-43
A. Balkan, T. Gençtan Ekmeklik Buğdayda (Triticum Aestivum L.) Osmotik Stresin Çimlenme Ve Erken Fide Gelişimi Üzerine Etkisi Effect Of Osmotic Stress On Germination And Early Seedling Growth in Bread Wheat (Triticum Aestivum L.)	44-52
M.F. Baran, B. Akbayrak Tarım Makineleri Hibe Programının Kırklareli İlinin Mekanizasyon Gelişimine Etkisi The Effect of Agricultural Machinery Grant Program on Mechanization Development in Kırklareli	53-57
Ş. Doğan, İ. Aytekin, S. Boztepe Anadolu Merinosu Koyunlarında Meme Tipleri İle Meme Özellikleri, Süt Verimi Ve Bileşenleri Arasındaki İlişkiler The Relationships Between Udder Types And Udder Characteristics, Milk Yield And Components in Anatolian Merino Sheep.....	58-69
A. İstanbulluoğlu, M. C. Bağdatlı, C. Arslan Karamenderes Havzası Topraklarında Bazı Ağır Metallerin (Cr, Ni, Pb) Kirliliğinin Araştırılması To Evaluated With Trend Analysis Of Long-Annual Rainfall: Tekirdag - Corlu District Application	70-77
A. A. Okur, H. E. Şamlı Effects of Storage Time And Temperature on Egg Quality Parameters and Electrical Conductivities of Eggs Depolama Süresi ve Sıcaklığının Yumurta Kalite Parametreleri ve Elektrik İletkenliği Üzerine Etkileri	78-82
Ö. Karabulut, K. Bellitürk Farklı Magnezyum Kaynaklarının Asit Topraklarda Yetiştirilen Mısır Bitkisinin Potasyum-Kalsiyum-Magnezyum İçeriğine Etkisi The Effect Of Different Magnesium Sources On Potassium-Calsium-Magnesium Contents Of A Maize Plant Which is Grown in Acid Soils.....	83-91
N.Y. Delice, O. Guneser, Y. K. Yuceer Consumer Expectation and Preference of Ezine Cheese Ezine Peynirinde Tüketici Tercihi ve Beklentisi.....	92-103
S. Altıkat, A. Çelik Toprak Yüzey Pürüzlülüğü Ölçüm Yöntemlerinin Karşılaştırılması Comparative of Measurement Methods Of Soil Surface Roughness	104-109

Box-Jenkins Modeli Yardımıyla Dünya Pamuk Fiyatının Tahmini

O.O. Özer¹

U. İlkdoğan²

¹ Adnan Menderes Üniversitesi Ziraat Fakültesi Tarım Ekonomisi Bölümü, AYDIN

² Gıda Tarım ve Hayvancılık Bakanlığı, Avrupa Birliği ve Dış İlişkiler Genel Müdürlüğü, ANKARA

Bu çalışmada, dünya'da pamuk fiyatları bir Box Jenkins metodu olan ARIMA modeli ile incelenmiştir. Ocak 2004 ve Haziran 2012 dönemini kapsayan 102 aylık dünya pamuk fiyatı kullanılarak, ARIMA (1,1,1) (1,0,1) 12 mevsimsel modeli en uygun model olarak tespit edilmiştir. Yapılan öngörü modeline göre 2012-2013 sezonunda dünya pamuk fiyat ortalaması 1.49 dolar ve 2013-2014 sezonunda 1.57 dolar ve 2013-2014 sezonunda ise 1.55 dolar düzeyinde gerçekleşeceği tahmin edilmiştir.

Anahtar kelimeler: Dünya pamuk fiyatı, ARIMA, Mevsimsel modeller, Theil istatistiği, Öngörü modelleri

The World Cotton Price Forecasting By Using Box-Jenkins Model

In this study, cotton prices in the world were examined by Box Jenkins method of ARIMA model. By using 102 per month which covers the period January 2004 and June 2012 of the world price of cotton, the seasonal model of ARIMA(1,1,1)(1,0,1)12 has been identified as the most appropriate model. According to the forecasting model, during the season of 2012-2013, an average of the world cotton price is \$ 1.49, 2013-2014 season is the world cotton price is \$ 1.57 and the 2013-2014 season is estimated to be \$ 1.55.

Key words: World cotton price, ARIMA, Seasonal models, Theil statistics, Forecasting models

GİRİŞ

Dünya ekonomisinde gerçekleşen gelişmelerin etkisiyle gelir seviyesi yükselen ülkelerde, pamuk ürünlerine olan talep her geçen gün artmaktadır. Tüketime bağlı olarak, tüm dünyada pamuk lifi dış ticareti önemli bir yer tutmaya başlamıştır. Diğer taraftan dünya ticaretinde serbestleşme eğiliminin ağırlık kazanması, özellikle tarımsal ürünlerden pamuk lifi ticaretine yönelik politikaların önemini artırmıştır.

Lif bitkileri içinde dünyada en fazla yetiştirilen ürün pamuk olup, özellikle gelişmekte olan ülkelerde emek yoğun olarak üretilmektedir. Gelişmiş ülkeler içinde yer alan ABD, sermaye yoğun üretim olanakları sayesinde dünya pamuk üretiminde önemli konumda yer almaktadır. Bu da gelişmekte olan ülkeler açısından rekabet gücünü sürekli azaltıcı bir etki yaratmaktadır (Özer ve Özçelik 2010).

Dünyada temel olarak iki tip pamuk üretimi mevcuttur. Bunlar uzun elyaf pamuk ve kısa elyaf pamuklardır. Uzun elyaf pamuklar dünya pamuk üretiminin yaklaşık olarak %5'ini oluştururken, kısa elyaf pamuk üretimi %95'ini teşkil etmektedir. Dünya piyasasında oluşan kısa elyaf pamuk fiyatları merkezi İngiltere'nin Liverpool şehrinde bulunan Cotlook Ltd. adlı şirket tarafından günlük

olarak alınan fiyat bilgilerinden yararlanılarak A ve B indeksi olarak ortalama dünya fiyatları belirlenmektedir. Tekstilcinin ihtiyaç duyduğu kaliteli pamuk için dünya piyasasında dikkate alınan asıl fiyat Liverpool A indeks fiyatıdır.

Bitkisel üretim, genel özelliği nedeniyle, mevsimlere bağlı olarak sürdürülebildiğinden, kesikli bir yapıya sahiptir. Tarımsal üretimdeki riskler, üretim planının olmaması, pazar organizasyonunun yetersizliği gibi sebeplerle üreticiler, üretecekleri ürünlerin seçiminde genellikle bir önceki dönem içinde oluşan satış fiyatını dikkate almaktadır. Üretim kararının bir önceki yılın fiyatına göre verilmesi, ürün miktarı ve fiyat üzerinde dalgalanmalara neden olmaktadır (Eraktan ve Açıl 2000). Bu nedenle ileriye dönük fiyat oluşumlarına ilişkin öngörü modellerine ihtiyaç duyulmaktadır. Ayrıca, bu fiyat etkisinin tarımsal üretim üzerinde uzun dönemde bir dalgalanmaya neden olduğu bilinmektedir. Bu nedenle, üreticiler ürün piyasalarında fiyat oluşumu kararlarında belirleyici olmaktadır. Tarımsal üretimde meydana gelen dalgalanmaların süresi ve etkisi üzerine yapılmış birçok çalışma vardır (Altundağ ve Güneş 1991) (Bayaner ve ark. 1999) (Dikmen, 2005) (Özçelik ve Özer 2006) (Bayramoğlu ve ark. 2008).

Dünya pamuk sektörünün temel sorunu, fiyatlarda ortaya çıkan dalgalanmalar ve düşüş eğilimleridir. Özellikle bu dalgalanmalar ve düşüş eğilimleri, kimi ekonomik ve sosyal gelişmeleri pamuğa bağlı olan az gelişmiş ülkeleri etkilemektedir. Bu nedenle gelecekte oluşacak pamuk fiyatının tahminini önemli hale getirmektedir.

Pamuk fiyatı yıllık sezon fiyatı olarak değerlendirilmektedir. Pamuk sezon fiyatı, ilk hasat zamanı olan Ağustos ayında başlayıp Temmuz ayı sonuna kadar süren, oniki aylık zaman dilimini temsil etmektedir. 1990-1991 sezonundan 2011-2012 yılı sezonuna ilişkin (2012 yılı Temmuz ayı tahmini fiyattır) Liverpool A indeksinde gerçekleşen fiyatlar Grafik 1'de verilmiştir.

1990/1991 sezonundan 2000/2001 sezonuna kadar bir dalgalı bir seğir izlediği ve 2001/2002 sezonunda en düşük seviyeye ulaştığı görülmektedir. Bu tarihten sonra hafif dalgalı seyir izleyen fiyatlar 2009/2010 ve 2010/2011 sezonunda hızlı bir artış göstermiş olup 2011/2012 sezonunda tekrar hızlı bir düşüşe yönlendiği görülmektedir.

Bu çalışmada, dünyada pamuk fiyatını yine geçmiş fiyat düzeyleri üzerinden ilişkisini bir Box Jenkins metodu olan ARIMA modeli ile açıklamak amaçlanmıştır.

Materyal ve Yöntem

Materyal ve Verilerin Hazırlığı

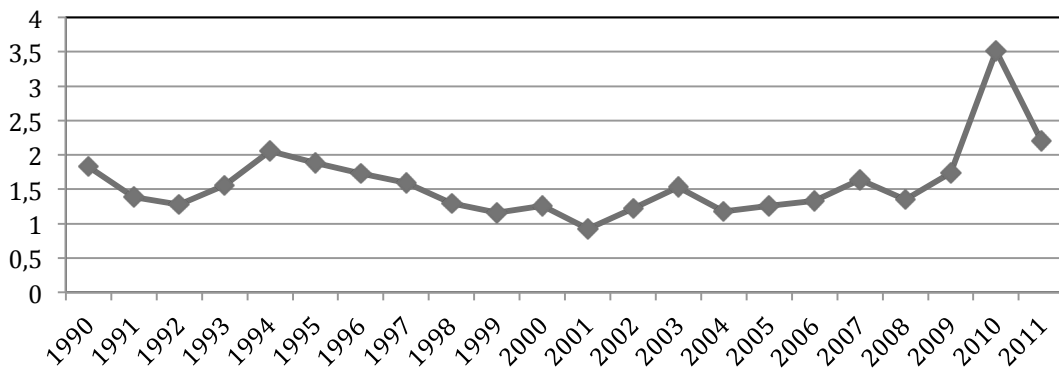
Bu çalışmanın ana materyalini Liverpool A indeksi dünya kütlü pamuk fiyatları oluşturmaktadır.

Pamuk fiyatlarına ilişkin 2004 Ocak – 2012 Haziran aylarını kapsayan veriler Cotlook veri tabanından dolar kuru fiyatları olarak alınmıştır. Analizde kullanılan her bir Periyot dönemi 1 aya karşılık gelmektedir.

Değişken değerlerinin üssel olarak artması sebebiyle ortaya çıkan aşırı değişimi dengelemek ve bu değerleri doğrusal hale getirip varyantsal durağanlığı sağlamak amacıyla değişkenlere doğal logaritmik dönüşüm gereklidir (Joutz, Maddala ve Trost 1995). Bu sebeple, analiz süresince ele alınan pamuk fiyatlarının logaritmik formu ile çalışılmıştır.

Box Jenkins Yöntemi

Zaman serisi herhangi bir olaya ilişkin gözlem değerlerinin zamana göre sıralanmasıyla oluşturulan dizilerdir. Zaman serileri analizi ise, belirli zaman aralıklarında gözlenen bir olay hakkında, gözlenen serinin yapısını veren stokastik süreci modellemeyi ve geçmiş dönemlere ilişkin gözlem değerleri yardımıyla geleceğe yönelik tahminler yapmayı amaçlayan bir metottur (Kaynar ve Taştan 2009). Zaman serileri, ele alınan serisinin bugünkü ve geçmiş değerlerini kullanarak geleceğe dönük tahminde bulunmaktadır. Bu amaca yönelik geliştirilmiş çeşitli yöntemler bulunmaktadır. Bu yöntemlerden birisi Box Jenkins yöntemidir.



Şekil 1. Dünya pamuk fiyatındaki gelişmeler

Figure 1. World cotton price change

Bu yöntemin kestirim yöntemleri, tek denklem ya da eşanlı denklem sistemlerinin kurulması değil, iktisadi zaman serilerinin olasılık özelliklerini kullanan “bırakın da veriler koşsun” felsefesiyle çözümlenmeyi vurgulamaktadır (Gujarati 2011).

Tek değişkenli zaman serilerinin analizinde kullanılan Box Jenkins yönteminin esası, zaman serilerinin herhangi bir dönemdeki değerini aynı serinin geçmiş dönemdeki gözlem değerlerinin ve hata terimlerinin doğrusal bir bileşimi ile açıklamaktır. Bu nedenle sözü edilen yöntemi literatürde Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama Yöntemi (ARIMA) olarak da karşımıza çıkmaktadır (Özmen 1986). Zaman serisinin durağan olduğu, yani sürecin ortalamasının, varyansının ve kovaryansının zamana bağlı olarak değişmediği durumlarda AR, MA veya ARMA modellerinden uygun olanları kullanılmaktadır. Ancak zaman serilerinin çoğu, zaman boyunca değişen belirli bir stokastik sürecin özelliklerini taşıması nedeniyle durağan değildir (Pindyckand and Rubinfeld 1998). Durağan olmayan zaman serilerine Box Jenkins yönteminin uygulanabilmesi için önce durağanlığı bozan trend ve mevsimsellik gibi unsurların bazı dönüşüm yöntemleriyle ortadan kaldırılarak, serinin durağan hale getirilmesi gerekir (Özmen 1986).

Durağanlık koşulunun varlığını test etmek için Dickey ve Fuller (1981) çalışmasında geliştirdiği, bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri açıklayıcı değişken olarak kullanılarak oluşturulmuş olan birim kök testlerinden ADF testinden yararlanılmıştır. Bu teste durağanlık yok hipotezi, otoregresif sürecin bir birim kök içermesi ve denklemdeki otoregresif katsayıların toplamının “1” e eşit olması olarak ifade edilir (Göktaş 2000). Daha önce geliştirilmiş olan Dickey-Fuller testi ϵ_t hata sürecinde olabilecek otokorelasyonu göz ardı etmektedir. ϵ_t sürecinde otokorelasyon varken yapılan en küçük kareler tahminleri etkin değildir. Bu durumda zaman serisini AR(1) süreci olarak modellemek yanlış olacaktır. ADF testi ile bir AR(p) serisinin birim kök içerip içermediğinin testi yapılmalıdır (Aşık 2003).

Durağan olmayan ancak fark alma işlemiyle durağan hale dönüştürülen serilere uygulanan modellere integre modeller veya “durağan olmayan doğrusal stokastik modeller” adı verilmektedir (Oğhan2010). Durağan olmayan doğrusal stokastik modeller, belirli sayıda (d sayıda) fark alınarak uygulanan AR ve MA modellerinin bir bileşimidir. Eğer otoregresyon parametresi olan $\Phi(B)$ 'nin derecesi p, hareketli ortalama parametresi $\Theta(B)$ 'nin derecesi de q ise

ve d kez fark alma işlemi yapılmışsa, bu modele (p,d,q) dereceden Otoregresif İntegre Hareketli Ortalama Modeli adı verilir ve ARIMA(p,d,q) şeklinde yazılır (Box and Jenkins 1976).

ARIMA(p,d,q) modelinin genel ifadesi

$$W_t = \Phi_1 W_{t-1} + \Phi_2 W_{t-2} + \dots + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} \quad (1)$$

olarak ifade edilmektedir.

Bu eşitlik, ARMA modelindeki eşitlikte Y_t teriminin yerine W_t teriminin yazılmış şeklidir. Burada, durağan olmayan Y_t sürecinin d derece farkı alınarak durağanlaştırılması sonucu W_t süreci elde edilmekte ve $\Delta^d Y_t = W_t$ olarak yazılmaktadır.

Fark alma derecesi d=0 olduğunda, yani seri orijinal değerler itibarıyla durağan ise bu durumda, ARIMA(p,d,q) modeli AR, MA, ARMA modellerinden birine dönüşmektedir. Bu nedenle ARIMA(p,d,q) modeli esnek bir modeldir. ARIMA(p,d,q) modelinde p veya q sıfır olabilir. p'nin sıfır olması durumunda model IMA(d,q), q'nun sıfır olması durumunda ise ARI(p,d) model türüne indirgenir (Box and Jenkins 1976). Ele alınan modelin, otoregresyon parametresinin yada hareketli ortalama parametresinin kaç gecikmeli değer içereceğinin tespit aşamasına, geçici uygun model belirleme safhası adı verilmektedir.

Zaman serilerinde gözlenen sorunlarda biri ise mevsimsellikdir. Mevsimlik değişimler eşit zaman aralıkları ile tekrarlanan düzenli değişimlerdir. Mevsimsel modellerde birbirini izleyen gözlem değerleri ve birbirini izleyen yılların aynı aylarına ait gözlem değerleri arasında ilişki bulunmaktadır. Mevsimsel modellerde, birbirini izleyen gözlem değerleri arasındaki ilişki için ARIMA (p,d,q) modeli kullanılabileceği gibi, birbirini izleyen aynı mevsim gözlem değerleri arasındaki ilişki için de ARIMA (P,D,Q)s modeli kullanılabilmektedir. Buradaki s, birbirini izleyen aynı mevsim gözlem değerleri arasındaki zaman aralığıdır. Aylık gözlem değerlerinden meydana gelen serilerde s=12, altı aylık zaman serilerinde s=6 alınmaktadır. Mevsimsel zaman serileri modeli kısaca, ARIMA (p,d,q) * (P,D,Q)s şeklinde gösterilir (Oğhan 2010).

Box Jenkins yöntemine ilişkin uygunluk testleri

Modelleme aşamasında parametreler tahmin edildikten sonra modelin uygun olup olmadığı kontrol edilmelidir. Model tarafından oluşturulan

zaman serisinin otokorelasyon fonksiyonunun, orijinal serinin otokorelasyon fonksiyonu ile karşılaştırılmasıdır. Modelde otokorelasyon olup olmadığını test etmek amacıyla Breusch-Godfrey LM Testi ve Ljung-Box testi uygulanmaktadır.

Breusch-Godfrey LM Testinin boş ve alternatif hipotezleri şöyle olmaktadır:

H0: n dereceden otokorelasyon bulunmamaktadır.
H1: n dereceden otokorelasyon bulunmaktadır.

Sancak (2008), yaptığı çalışmada ise tek değişkenli zaman serilerinde, modelin uygunluğunun test edilmesi amacıyla kullanılan ve otokorelasyon katsayıları ile çalışılıyorsa hesaplamadaki kolaylık açısından ve daha hassas bilgi vermesi yönünden Ljung-Box testini önermiştir.

Ljungand Box (1978) tarafından geliştirilmiş Q istatistikleri yaklaşık olarak χ^2 dağılımı gösterir. Eğer hesaplanan Q istatistiğinin değeri kritik değerinden büyükse yani $Q > \chi^2$ oluyorsa, hatalar serisinin tesadüfi dağılmadığı, yani hatalar serisinin otokorelasyon katsayılarının limitleri arasında kalmadığı ve uygulanan modelin uygun olmadığı anlaşılır. Bu durumda tekrar geçici uygun model belirleme safhasına dönülür.

Box Jenkins yönteminin öngörü gücünün test edilmesi

En uygun modelin belirlenmesi aşamasından sonra modelin, geleceğe yönelik öngöründe kullanılabilmesi için öngörü testlerine ihtiyaç duyulmaktadır. Eğer, bir modele ilişkin öngörü gücü test sonucu anlamsız çıkarsa, ileriye yönelik tahminlerde kullanılamaz. Tahmin doğruluklarını yapmak ve modelin gelecek tahmin gücünü belirlemek için "Ortalama Mutlak Yüzde Hata (MAPE)" istatistiği (Çuhadar vd. 2009) ve Theil eşitlik katsayısı değeri kullanılmıştır (Vergil ve Özkan 2007).

Ortalama Mutlak Yüzde Hata (MAPE) istatistiği,

$$MAPE = \frac{\sum_{t=1}^n \frac{|e_t|}{Y_t}}{n} * 100 \quad (2)$$

şeklinde tanımlanır.

Burada,

Y_t : t dönemindeki gözlem değeri

n : Tahmin yapılan dönem sayısı

e_t : t dönemdeki tahmin hatasıdır.

Lewis (1982) yılı çalışmasında, MAPE değeri %10'un altında olan modelleri çok iyi, %10–20 arasında olan modelleri iyi, %20–50 arasında olan modelleri kabuledilebilir ve %50'nin üzerinde olan modelleri ise yanlış ve hatalı olarak sınıflandırmıştır. Buna karşılık Wittve Witt (1992) çalışmalarında MAPE oranının %20 ve üzeri sonuç veren modellerin tahmin açısından uygun bulunmamaktadır.

Theil Eşitsizlik Katsayısı ise (Okur 2009),

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\Delta \hat{Y}_i - \Delta Y_i)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (\Delta Y_i)^2}} \quad (3)$$

ΔY_i = Değişkenin gerçek değişimi

$\Delta \hat{Y}_i$ = Değişkenin öngörülen değişimi

n = Gözlem sayısı

U katsayısı $0 \leq U \leq +\infty$ arasında değişmektedir. Theil Eşitsizlik Katsayısının sıfır çıkması modelin öngörü gücünün en iyi olduğu durumu gösterirken, bu değer mümkün olduğunca küçük (1'den küçük) çıkması gerekmektedir (Vergil ve Özkan 2007, Okur 2009). Eğer hesaplanan değer 1'den büyük çıkarsa modelin öngörü gücünün olmadığından söz edilebilir.

Bulgular Ve Tartışma

Zaman serileri analiz yöntemiyle pamuk fiyatlarının modellenmesi yapılırken ilk yapılması gereken işlem logaritması alınmış serinin durağanlığının test edilmesidir. Böylece serinin durağan olup olmadığına karar verilir. Çizelge 1.1'de görüldüğü üzere kesişim katsayılı ve trendli ADF testine göre dünya pamuk fiyatı değişkeni düzeyde anlamlılık seviyesinde durağan olmadığı buna karşılık birinci sıra farkı alındığında durağan hale geldiği (-7.153) hesaplanmıştır.

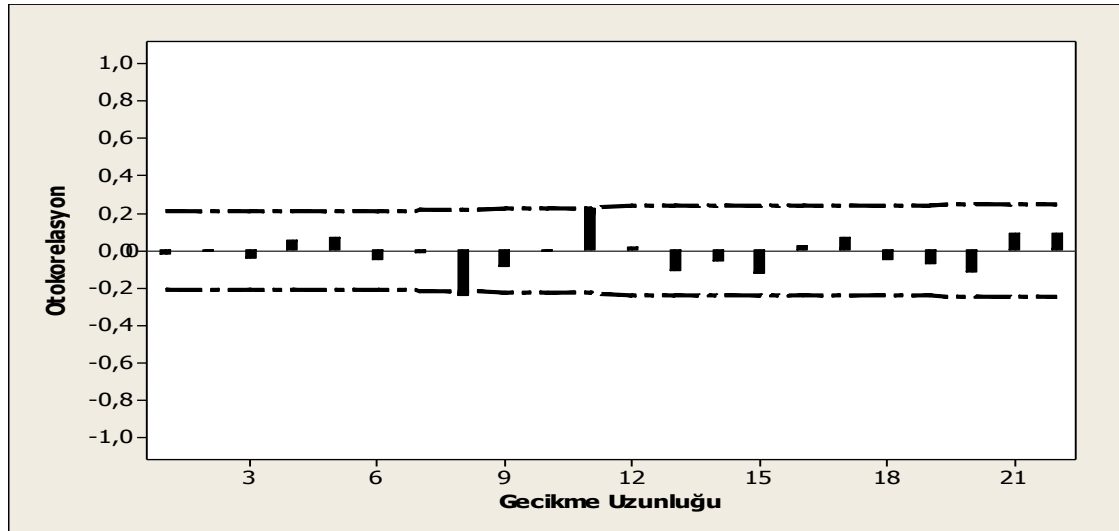
Çizelge 1. ADF birim kök test sonucu

Table 1. The results of ADF unit root test

		ADF		
		Kesişli Katsayısı + Trend		
	K	Düzye ADF	Tablo değeri	
Pamuk fiyatı	1	-1.574	%1 (-3,498)	
			%5 (-2,891)	
			%10 (-2,583)	
	K	1. Sıra farkı	Tablo değeri	
Pamuk fiyatı	1	-7.153	%1 (-3,498)	
			%5 (-2,891)	
			%10 (-2,583)	

Serinin sadece birinci derece farkları alındığından fark alma derecesi $d=1$ olmaktadır. Dünya Pamuk Fiyatlarına ilişkin ACF ve PACF grafikleri incelenmiş olup, serinin kendi içinde ilişki miktarlarının değişimi, gecikme sayısı artıkça yavaş yavaş olduğu görülmüştür. Dolayısıyla modelin, otoregresif integre hareketli ortalama model (ARIMA) olması

gerekliliğine karar verilmiştir. Serinin birinci dereceden farklarının otokorelasyon fonksiyonu (ACF) grafiği detekrar incelendiğinde, etkin bir mevsimsel dalgalanma olduğu şüphesi oluşmuştur. Bu nedenle mevsimsel farkın alınmasının gerekliğı açığa çıkmaktadır (Grafik 2).



Şekil 2. ACF dağılımı

Figure 2. Distribution of ACF

Çizelge 2.ARIMA (1,1,1)(1,0,1)₁₂ modeline ait değerler

Table 2. The values of the model ARIMA (1,1,1)(1,0,1)₁₂

Değişkenler	Katsayı	Standart hata	t-değeri	P
C	0.002	0.019	0.088	0.930
AR(1)	0.701	0.222	3.161	0.002
SAR(12)	-0.378	0.127	-2.986	0.004
MA(1)	-0.485	0.281	-1.724	0.088
SAR(12)	0.844	0.047	17.977	0.000
R kare		0.244976	Durbin Watson testi	2.082167
Düzeltilmiş R kare		0.208145	F-istatistiği	6.651442
Log olabilirlik		103.7175	Prob.(F-istatistiği)	0.00011

Elde edilen bu sonuçlar doğrultusunda, serinin tahmini için verilerin yapısına uygun zaman serisi analiz yöntemlerinin "Mevsimsel Box-Jenkins yöntemi" olacağına karar verilmiştir. Farklı gecikmeli ARIMA tahminlerine ilişkin standart hata, t istatistikleri, LM ve Q istatistikleri ile olasılık değerleri üç gecikmeli olarak,

$$\sum_{p=1}^k \sum_{q=1}^k ARIMA(p, 1, q),$$

modelleri için tek tek hesaplanmıştır. Hesaplanan modellerin katsayılarına ilişkin t istatistikleri anlamlı çıkmasına karşın, LM ve Q istatistikleri sonuçlarına göre otokorelasyon sorunu sadece ARIMA (1,1,1) modelinde rastlanmamıştır. Diğer bütün modeller sorunlu bulunmuştur. Dünya pamuk fiyatı için oluşturulacak modelin ARIMA (1,1,1)(1,0,1)₁₂ olmasına karar verilmiştir. ARIMA modeline ilişkin tahmin sonuçları aşağıdaki gibidir.

Parametreler tahmin sonuçları incelendiğinde, sabit terim dışında bütün değişkenler anlamlı bulunmuştur. Hesaplanan parametrelerden MA(1) %10 hata düzeyinde anlamlı iken geriye kalan parametreler %1 hata seviyesinde istatistiki olarak sıfırdan farklı ve anlamlı bulunmuştur. Breusch-Godfrey LM istatistiğine göre %5'de, (1,2 ve 12'inci dereceligecikme düzeylerinde) otokorelasyon sorunu ortaya çıkmamıştır. Ljungand Box (1978) Q istatistiğini testine göre ise; 12, 24 ve 36 gecikme

düzeyinde tek tek uygulanmış ve kritik değerleri %5 hataile $Q < \chi^2$ olarak hesaplanmıştır. Yani hatalar serisinin otokorelasyon katsayılarının limitleri arasında kaldığı ve oluşturulan modelin her iki testte göre de uygun olduğu belirlenmiştir.

Dünyada pamuk fiyatları tahminlerinde, modelin kullanımının güvenilirliği için "Ortalama Mutlak Yüzde Hata (MAPE)" istatistiği %36,81 olarak hesaplanmıştır. Bu değer %20'den büyük bir değerdir ve Levis'e (1982) göre modelin tahmin edilebilir olduğu söylenebilir. Theil eşitlik değerinin ise 0.389 olarak hesaplanmış olup, bu değer birden küçük olması, öngörü için uygun bir model olduğu sonucunu bize göstermektedir. Bu verilerin ışığında Box-Jenkins yöntemleri ile dünya pamuk fiyatlarının gelecek dört yıl için öngörüsü gerçekleştirilmiştir. Öngörü sonuçları Çizelge 3'deki gibidir.

Öngörü sonuçlarından anlaşılacağı üzere pamuk fiyatlarında 2012 Temmuz ayından itibaren bir düşüş beklenmekte olup, 2013 yılında tekrar bir artış eğilimi göstererek dalgalı hareketine devam edeceği tahmin edilmektedir. Bu fiyat artışına bağlı olarak 2012 yılında pamuk lifini hammadde olarak kullanan tekstil sanayisinde giderlerin azalacağı tahmin edilmektedir. Buna karşın ekonomisi pamuk üretimine bağlı olan az gelişmiş ülkeler açısından dış ticaret açıklarının artacağı düşünülmektedir. 2013 ve sonrasında düşük düzeyde bir fiyat artışı beklenmektedir.

Çizelge 3. Dünya pamuk fiyatı öngörü sonuçları

Table 3. Forecast values of world cotton prices results

	2012	2013	2014	2015
Ocak	2.22*	1.40	1.61	1.53
Şubat	2.22*	1.41	1.60	1.53
Mart	2.20*	1.36	1.62	1.52
Nisan	2.20*	1.38	1.61	1.53
Mayıs	1.97*	1.38	1.61	1.53
Haziran	1.81*	1.42	1.60	1.53
Temmuz	1.92	1.43	1.59	1.54
Ağustos	1.73	1.48	1.57	1.54
Eylül	1.75	1.47	1.58	1.54
Ekim	1.62	1.52	1.56	1.55
Kasım	1.56	1.54	1.55	1.55
Aralık	1.48	1.57	1.54	1.56

*Gerçekleşen fiyatlar

Sonuç

Ocak 2004 ve Haziran 2012 dönemini kapsayan 102 aylık pamuk borsa fiyatı (dolar kuru) serisi üzerindengeleceğe yönelik fiyat tahminleri için Box-Jenkins metodu kullanılmıştır. Yapılan tahminde serinin logaritmik değerleri alınarak model ARIMA(1,1,1)(1,0,1)₁₂ olarak tespit edilmiştir. Modelin uygunluğu için Q ve LM istatistiği hesaplanarak, tahmin hatalarının modeli tahmin edilebilir ve Theil değerine göre öngörü yapmaya uygun bir model olduğu hesaplanmıştır.

Önümüzdeki dört yıl boyunca pamuk fiyatlarında önce artış sonra azalış ve sonra tekrar hafif bir artış trendi içinde olacağı tahmin edilmektedir. Yapılan öngörü modeline göre 2012-2013 sezonunda dünya pamuk fiyatı ortalama olarak

1.49 dolar düzeyinde gerçekleşecek olup 2013-2014 sezonunda düşük bir artış trendi ile 1.57 dolara çıkacağı 2014-2015 sezonunda ise 1.55 \$ seviyesine düşeceği tahmin edilmiştir.

Fiyat artışı ya da azalışına yönelik gerçekleşecek dalgalanmaların, üretimde aynı miktarda değişikliğe sebep olacağı bilinmektedir. 2014-2015 yılı sonrasında Türkiye’de ve dünyada pamuk üretiminde fiyatların düşmesine bağlı olarak bir sonraki dönem için üretimde de bir azalma gerçekleşeceği beklenmelidir.

Kaynakça

- Altundağ, Ö.S., Güneş T. 1991. Türkiye’de Patates ve Soğanın Üretim Miktarları İle Fiyat İlişkileri. TÜBİTAK Türk Tarım ve Orman Dergisi, 15:14-23.
- Aşık, A. 2003. “Yapısal Kırılmalar ve Makroekonomik Değişkenler: Ampirik Bir Çalışma”, Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Ankara.
- Bayaner, A., Ege, H. ve Uzunlu V. 1999. Konya İlinde Buğday ve Arpanın Arz Duyarlılığı, Orta Anadolu Hububat Tarımının Sorunları ve Çözüm Yolları Sempozyumu:741-744.
- Bayramoğlu, Z., Gündoğmuş, E. ve Gündüz, O. 2008. Tarım Ürünlerinde Üretim Ve Fiyat İlişkisi, VII. Tarım Ekonomisi Kongresi:313-323.
- Box, G.E.P. and Jenkins, G.M.1976. Time Series Analysis Forecasting and Control, Revised Edition, Holden DayInc., California, 170p.
- Çuhadar, M., Güngör, İ. ve Göksu, A., 2009, Turizm Talebinin Yapay Sinir Ağları ile Tahmini ve Zaman Serisi Yöntemleri ile Karşılaştırmalı Analizi: Antalya İline Yönelik Bir Uygulama, Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 14 (1): 99-114.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. 1981. “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with Unit Root”, Econometrica, v5: 455-461p.
- Dikmen, N. 2005.Koyck – Almon Yaklaşımı İle Tütün Üretimi ve Fiyat İlişkisi, VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, İstanbul.
- Eraktan, S.,Açıl, F. 2000. Ekonomi, Ankara Üniversitesi. Ziraat Fak. Yayınları:1512 Ders kitabı:465, Ankara.
- Göktaş, Ö. 2000 “Durağan Olmayan Zaman Serilerinde Ko-Entegrasyon Analizi ve Bir Uygulama” İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, İstanbul.
- Gujarati, D.N, 2001. Temel Ekonometri. Literatür Yayınları:33, İstanbul.
- Joutz, F. L., Maddala, G.S., Trost, R.P., 1995, “An Integrated Bayesian Vector Autoregression and Error

- Correction Model for Forecasting Electricity Consumption and Prices”, J. Forecast, 14: 287-310.
- Kaynar, O. ve Taştan, S. 2009. Zaman Serisi Analizinde MLP Yapay Sinir Ağları ve ARIMA modelinin Karşılaştırılması, Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 33(162): 161-172.
- Lewis, C.D. 1982. Industrial and Business Forecasting Methods, Butterworths Publishing: London.
- Ljung, G.M. and Box, G.E.P. 1978. On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models, *Biometrika*, 65: 297-303.
- Oğhan, S. 2010. Zaman Serisi Analiz Yöntemlerinin Karşılaştırılması, Ege Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Y. Lisans Tezi, Yayınlanmamıştır, İzmir.
- Okur, S., 2009. “Parametrik Ve Parametrik Olmayan Basit Doğrusal Regresyon Analiz Yöntemlerinin Karşılaştırmalı Olarak İncelenmesi” Yüksek Lisans Tezi, Çukurova Üniversitesi, Adana.
- Özçelik, A. ve Özer, O.O. 2006. Koyck Modeli İle Türkiye’de Buğday Üretimi ve Fiyat İlişkisinin Analizi, Ankara Üniv. Ziraat Fak. Tarım Bil. Dergisi, 12(4):333-339.
- Özer O.O., Özçelik A., Pamuk Ürününün En Uygun Satış Zamanının Oyun Teorisi Yöntemiyle Saptanması, Journal of Agricultural Sciences, 16(4):225-294
- Özmen, A. 1986. Zaman Serisi Analizinde Box-Jenkins Yöntemi ve Banka Mevduat Tahmininde Uygulama Denemesi, Anadolu Üniversitesi Yayınları No. 201, Eskisehir.
- Pindyck, R.S. and Rubinfeld, D.L., 1998. Econometric Models and Economic Forecasts, Irwin/McGraw-Hill International Edit, Singapore, 603p.
- Sancak, S. 2008. Tek Değişkenli Zaman Dizilerinde Modelleme Sürecindeki Testlerin Karşılaştırmalı İncelenmesi, Doktora Tezi, Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara.
- Vergil H., Özkan F., 2007. “Döviz Kurları Öngörüsünde Parasal Model ve Arima Modelleri”, Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi 13(1): 211-231.
- Witt, S.F. and Witt, C.,1992, Modeling and Forecasting Demand in Tourism, Academic Press: London, 137p.