

**ATATÜRK ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

**TÜRKİYEDE SEÇİLMİŞ BİTKİSEL VE HAYVANSAL
ÜRETİM SERİLERİNİN ZAMAN SERİLERİ İLE
MODELENMESİ VE ÖNGÖRÜSÜ**

Enes Ertad USLU

TARIM EKONOMİSİ ANABİLİM DALI

ERZURUM

2010

Her hakkı saklıdır

Prof.Dr. Fahri YAVUZ danışmanlığında, Enes Ertad USLU tarafından hazırlanan bu çalışma 08./11./2010 tarihinde aşağıdaki jüri tarafından. Tarım Ekonomisi Anabilim Dalı'nda Y.Lisans tezi olarak kabul edilmiştir.


Başkan : Prof. Dr. Fahri YAVUZ

İmza :



Üye : Doç. Dr. Abdulbaki BILGIÇ

İmza :



Üye : Yrd. Doç. Dr. Atilla KESKİN

İmza :



Üye :

İmza :

Üye :

İmza :

Yukarıdaki sonucu onaylarım

(imza)

.....

Enstitü Müdürü

ÖZET

Y.Lisans Tezi

TÜRKİYEDE SEÇİLMİŞ BİTKİSEL VE HAYVANSAL ÜRETİM SERİLERİNİN ZAMAN SERİLERİ İLE MODELLENMESİ VE ÖNGÖRÜSÜ

Enes Ertad USLU

Atatürk Üniversitesi

Fen Bilimleri Enstitüsü

Tarım Ekonomisi Anabilim Dalı

Danışman: Prof. Dr. Fahri YAVUZ

Zaman serileri analizlerinin en önemli amacı, ekonomik veya sosyal bir olguya ait bir değişkenin geçmişte meydana getirdiği hareketlerin yardımıyla geleceğe ait öngörülerde bulunmaktır. Bu çalışmada Tarım Politikası alanındaki otoritelere yapacakları politikalar açısından yardımcı olmak amacıyla Türkiye'nin 1925-2008 yılları arasındaki ulusal üretimde en büyük paya sahip bitkisel ve hayvansal üretim serilerinin orta vadedeki (5 yıl) ileriye dönük tahminleri (öngörüler) yapılmıştır.

Çalışmada geleneksel zaman serisi yöntemlerinin yanında literatürdeki yeni gelişmelerden de faydalanılmıştır. Bu kapsamda Box-Jenkins'in ARIMA modelleri en çok olabilirlik yöntemi ile aykırı değerlerin etkisinde dikkate alınarak tahmin edilmiştir. Model seçiminde ise Ağırlıklı Bilgi Kriteri kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre tüm serilerin ortalama olarak %19 hata payı ile öngörüsü gerçekleştirilmiştir. Önümüzdeki yıllarda Buğday, Arpa, Mısır ve Patates ürünlerinin yurtiçi tüketimi karşılayamayacağı tahmin edilmiştir. Bu kapsamda bu ürünler için yeni teşvik politikalarının geliştirilmesi gerekmektedir.

2010, 109 Sayfa

Anahtar Kelimeler: Türkiye, bitkisel ve hayvansal üretim, ARIMA, birim kök, öngörü

ABSTRACT

MS Thesis

MODELLING AND FORECASTING OF SELECTED CROP AND ANIMAL PRODUCTION SERIES IN TURKEY USING TIME SERIES DATA

Enes Ertad USLU

Atatürk University

Graduate School of Natural and Applied Sciences

Department of Agricultural Economics

Advisor: Prof. Dr. Fahri YAVUZ

The most important goal of time series analysis is to forecast a variable of economic or social phenomenon by means of its movements in the past. In this study, medium run (5 years) forecasts of crop and animal production series, which had the largest share in national production of Turkey between 1925-2008, were estimated to provide information that might help policy makers for a policy implementation.

Besides traditional time series methods, new developments in the literature are also referred in this study. In this context, Box-Jenkins ARIMA models are forecasted using maximum likelihood method and considering effects of outliers. Weighted Information Criterion is used in model selection. According to the results, all series are forecasted with an average error margin of 19 %. It's estimated that in the following years, the production of Wheat, Barley, Corn, Potatoes will not be enough for domestic consumption. Thus, new incentive policies must be adopted.

2010, 109 Pages

KeyWords: Turkey, vegetable and animal production, ARIMA, unit roots, forecasting.

ÖNSÖZ VE TEŞEKKÜR

En temel anlamda deęişkenler arasındaki ilişkilerin yönü ve kuvvetinin araştırılması olarak tanımlanan ekonometri bilimi günümüzde birçok bilim dalının vazgeçilmez bir başvuru kaynağı olarak yer almaktadır. Tarım politikası da bu bilim dalı ile yakın ilişkiye sahip bir bilim dalıdır.

Ekonometrik bir modelde deęişkenlerin zaman serisi özellięi gösterdiği durumlarda ekonometri biliminin bir alt dalı olan zaman serileri analizi devreye girmektedir. 20. yüzyılın ikinci yarısından sonra bilgisayarların günlük hayatımıza girmesiyle bu disiplinin hem teorik hem de amprik anlamda gelişmesine yardımcı olmuştur.

Bu çalışmada ülkemizde ulusal üretiminde en büyük paya sahip bitkisel ve hayvansal üretim serilerinin zaman serisi metodolojisi ile modellenmesi ve öngörüsü yer almaktadır. Yerli literatür incelendiğinde tarımsal ürünlerin modellenmesi ve öngörüsü ile ilgili çok sınırlı sayıda çalışma mevcuttur. Bu kapsamda çalışmanın literatürdeki bu eksiğin kapanmasına yardımcı olması noktasında katkı sağlaması hedeflenmiştir.

Çalışmalarım esnasında yol göstericilięi ile yardımlarını esirgemeyen değerli hocam Sayın Prof. Dr. Fahri YAVUZ'a, olumlu eleştirilerinden dolayı Sayın Doç. Dr. Abdalbaki BİLGİÇ'e maddi ve manevi katkılarından dolayı babama, çalışmalarım esnasında kolaylıklar tanıyan mesai arkadaşlarıma ve Türkiye İstatistik Kurumu yöneticilerine teşekkürü bir borç bilirim.

İÇİNDEKİLER

ÖZET	i
ABSTRACT	ii
ÖNSÖZ VE TEŞEKKÜR	iii
SİMGELER ve KISALTMALAR DİZİNİ	vi
ŞEKİLLER DİZİNİ	vii
ÇİZELGELER DİZİNİ	viii
1.GİRİŞ	1
1.1.Çalışmanın Gerekliliği, Amacı ve Yeri	1
1.2.Çalışmanın Kapsamı	2
1.3.Kaynak Özetleri	3
2.KURAMSAL TEMELLER	8
2.1.Zaman Serileri ve Zaman Serilerinde Temel Kavramlar	8
2.1.1.Gecikme ve fark işlemcisi	8
2.1.2.Durağanlık	9
2.1.3.Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları	11
2.2.Wold Teoremi	12
2.3.Doğrusal Zaman Serisi Modelleri	12
2.3.1.Otoregresif (AR) zaman serileri	13
2.3.2.Hareketli ortalama (MA) zaman serileri	14
2.3.3.Otoregresif hareketli ortalama (ARMA) zaman serileri	14
2.3.4.Otoregresif hareketli ortalama entegre edilmiş (ARIMA) zaman serileri	15
2.3.5.Durağanlık ve tersinirlik	16
3.MATERYAL ve YÖNTEM	20
3.1.Durağanlık Testi: Birim Kök Süreci	20
3.1.1.Geleneksel birim kök süreci	20
3.1.2.Dickey-Fuller birim kök testi	21
3.1.3.Yapısal kırılma altında birim kök test süreci	23
3.2.ARIMA Model Kurma Süreci: Box-Jenkins Yaklaşımı	26
3.2.1.Model belirleme	28
3.2.2.Model tahmini	32
3.2.3.Ayırt edici tanı kontrol	36
3.3.Aykırı Değerler	45
4.ARAŞTIRMA BULGULARI	52

4.1.Durađanlđđın ve Durađan Dıřılıđđın Tespiti.....	54
4.2.Logaritmik Donuřum Testi.....	69
4.3.Model Tahmini.....	70
4.4.Model Seimi.....	75
4.5.ongoru.....	80
5.TARTIřMA ve SONU	88
KAYNAKLAR.....	93
EKLER.....	100

SİMGELER ve KISALTMALAR DİZİNİ

AO	Additive Outlier (ek aykırı değer)
AR	Otoregresif süreç
ARIMA	Entegre edilmiş otoregresif hareketli ortalama süreci
ARMA	Otoregresif hareketli ortalama süreci
LS	Level Shift (seviye kayması)
MA	Hareketli ortalama süreci
TC	Temporary Change (geçici değişme)
e_t	Artık (hata)
\in	Elemanıdır
Δ	Fark alma operatörü
ϕ	Kısmi otokorelasyon fonksiyonu
μ	Kitle aritmetik ortlaması
Ω	Omega
ρ	Otokorelasyon fonksiyonu
γ	Otokovaryans fonksiyonu
\Re	reel sayılar kümesi
\forall	Tümü
WN	Beyaz gürültü (White Noise)
Δ^d	d. dereceden fark alma operatörü
σ^2	Kitle varyansı

ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil 3.1. Box-Jenkins Yaklaşımı (Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2007)).....	28
Şekil 3.2. Aykırı Değerler	48
Şekil 4.1. Model Belirleme Prosedürü	53
Şekil 4.2. Buğday serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton).....	55
Şekil 4.3. Arpa serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton).....	55
Şekil 4.4. Mısır serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton)	56
Şekil 4.5. Şekerpancarı serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton)	56
Şekil 4.6. Elma serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton)	57
Şekil 4.7. Üzüm serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton)	57
Şekil 4.8. Süt serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton).....	58
Şekil 4.9. Et serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton)	58
Şekil 4.11. Fındık serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton).....	59
Şekil 4.12. Buğday serisine ilişkin korelogram grafiği.....	60
Şekil 4.13. Arpa serisine ilişkin korelogram grafiği	60
Şekil 4.14. Mısır serisine ilişkin korelogram grafiği	61
Şekil 4.16. Şekerpancarı serisine ilişkin korelogram grafiği	61
Şekil 4.17. Elma serisine ilişkin korelogram grafiği.....	62
Şekil 4.18. Üzüm serisine ilişkin korelogram grafiği	62
Şekil 4.19. Fındık serisine ilişkin korelogram grafiği.....	62
Şekil 4.20. Et serisine ilişkin korelogram grafiği.....	63
Şekil 4.21. Süt serisine ilişkin korelogram grafiği.....	63
Şekil 4.22. Buğday serisine ilişkin öngörü grafiği.....	81
Şekil 4.23. Arpa serisine ilişkin öngörü grafiği	81
Şekil 4.24. Mısır serisine ilişkin öngörü grafiği.....	82
Şekil 4.25. Şekerpancarı serisine ilişkin öngörü grafiği	83
Şekil 4.26. Patates serisine ilişkin öngörü grafiği.....	84
Şekil 4.28. Elma serisine ilişkin öngörü grafiği.....	85
Şekil 4.29. Üzüm serisine ilişkin öngörü grafiği	86
Şekil 4.30. Et serisine ilişkin öngörü grafiği.....	87
Şekil 4.31. Süt serisine ilişkin öngörü grafiği.....	87

ÇİZELGELER DİZİNİ

Çizelge 2.1. Durağanlık koşulları	18
Çizelge 2.2. Tersinirlik koşulları.....	19
Çizelge 3.1. ACF ve PACF'nin teorik davranışları	29
Çizelge 4.1. Seçilmiş tarım ürünlerinin bitkisel üretim içindeki payı (%).....	52
Çizelge 4.2. Geleneksel birim kök testleri sonuçları.....	65
Çizelge 4.3. Yapısal kırılma altında birim kök testleri sonuçları.....	66
Çizelge 4.4. Çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları.....	67
Çizelge 4.5. Birim kök testlerine ilişkin genel sonuçları	68
Çizelge 4.6. Logaritmik dönüşüm testi sonuçları	69
Çizelge 4.7. Buğday serisine ilişkin model tahmin sonuçları	70
Çizelge 4.8. Arpa serisine ilişkin model tahmin sonuçları.....	71
Çizelge 4.9. Mısır serisine ilişkin model tahmin sonuçları.....	71
Çizelge 4.10. Şekerpancarı serisine ilişkin model tahmin sonuçları.....	72
Çizelge 4.11. Patates serisine ilişkin model tahmin sonuçları	72
Çizelge 4.12. Fındık serisine ilişkin model tahmin sonuçları	73
Çizelge 4.13. Elma serisine ilişkin model tahmin sonuçları	73
Çizelge 4.14. Üzüm serisine ilişkin model tahmin sonuçları.....	74
Çizelge 4.15. Et serisine ilişkin model tahmin sonuçları.....	74
Çizelge 4.16. Süt serisine ilişkin model tahmin sonuçları	75
Çizelge 4.17. Buğday serisine ilişkin model seçim sonuçları.....	76
Çizelge 4.18. Arpa serisine ilişkin model seçim sonuçları	77
Çizelge 4.19. Mısır serisine ilişkin model seçim sonuçları.....	77
Çizelge 4.20. Şekerpancarı serisine ilişkin model seçim sonuçları	77
Çizelge 4.21. Patates serisine ilişkin model seçim sonuçları.....	78
Çizelge 4.22. Fındık serisine ilişkin model seçim sonuçları.....	78
Çizelge 4.23. Elma serisine ilişkin model seçim sonuçları.....	78
Çizelge 4.24. Üzüm serisine ilişkin model seçim sonuçları.....	79
Çizelge 4.25. Et serisine ilişkin model seçim sonuçları.....	79
Çizelge 4.26. Süt serisine ilişkin model seçim sonuçları.....	79
Çizelge 4.27. Buğday serisine ilişkin öngörüler	80
Çizelge 4.28. Arpa serisine ilişkin öngörüler.....	81
Çizelge 4.29. Mısır serisine ilişkin öngörüler	82
Çizelge 4.30. Şekerpancarı serisine ilişkin öngörüler.....	82

Çizelge 4.31. Patates serisine ilişkin öngörüler	83
Çizelge 4.32. Fındık serisine ilişkin öngörüler	84
Çizelge 4.33. Elma serisine ilişkin öngörüler	85
Çizelge 4.34. Üzüm serisine ilişkin öngörüler	85
Çizelge 4.35. Et serisine ilişkin öngörüler	86
Çizelge 4.36. Süt serisine ilişkin öngörüler	87

1. GİRİŞ

Zaman serileri analizlerinin yegâne amacı, ekonomik veya sosyal bir olguya ait değişkenin geçmişte meydana getirdiği hareketlerin yardımıyla geleceğe ait öngörülerde bulunmaktır. Bu da gözlenen serinin geçmiş değerlerinin çeşitli zaman serisi modelleri ile modellenerek yine zaman serisi analizlerinde yer alan çeşitli yöntemler kullanılarak öngörüsünün yapılması ile mümkün olur.

1.1. Çalışmanın Gerekliliği, Amacı ve Yeri

İnsan ihtiyaçlarının karşılanmasında tarımsal ürünler ikamesi olmayan ekonomik ürünlerdir. Ham tarımsal ürünlerin işlenmesi ile elde edilen işlenmiş ürünler ise alternatif enerji kaynaklarını (bio-dizel vb.) ve diğer önemli besin kaynaklarını (ekmek, peynir vb.) oluşturmaktadır. Bu durum ise tarımsal ürünlerin hem tüketim hem ihracat hem de ithalattaki büyük önemini ortaya koymaktadır. Bu yüzden tarımsal ürünlerin geleceğe dönük tahminleri son derece önemlidir. Geleceğe dönük tahminler ise bu ürünlere olan ihtiyaçların karşılanması noktasında esnek ürün üretimi, ürünlerde meydana gelecek kıtlıkların yaşanmaması için önceden önlem alınması, daha etkin dış ticaret politikalarının uygulanabilmesi açısından politika belirleyici ve karar alıcılara ışık tutacaktır.

Tarımsal ürünlerin öngörüsünü yapmak amacıyla gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde çok büyük bütçeli uzaktan algılama sistemleri kurulmaktadır. Bu sistemler tarımsal ürünlerde kısa dönemli ve yüksek kesinlikli öngörüler sağlasa da orta ve uzun dönemli öngörüler sağlama noktasında yetersiz kalmaktadır. Bu yüzden tarımsal ürünlerde orta ve uzun dönemli öngörüler sağlamak amacıyla istatistiksel ve ekonometrik yöntemlere başvurmak kaçınılmazdır.

Bu çalışmanın genel amacı Türkiye İstatistik Kurumunun yayınladığı bitkisel ve hayvansal üretim serilerinin, zaman serisi modelleri kullanılarak modellenmesi ve çeşitli yöntemler kullanılarak bu serilerin ileriye dönük tahminlerinin (öngörü) yapılmasıdır.

Bu sayede yapacakları politika ve politika deęişikliklerinin ne gibi sonuçlar verebileceğini önceden görmek isteyen politika belirleyici otoritelere yol gösterme hedefine ulaşmak yer almaktadır.

Tarımsal ürünlerin öngörüsü alanında azımsanamayacak bir uluslar arası literatür oluşmuştur. Ulusal literatür ise bu hususta bakir denilebilecek bir noktadadır. Bu durum çalışmanın gerekliliğini ortaya koymaktadır. Çalışmanın ikinci amacı ise yerli ve yabancı literatürde zaman serileri konusu ile ilgili oldukça fazla yayın yer almaktadır. Ancak bu yayınların birçoğunda birbirine benzer yöntem ve teknikler kullanılmıştır. Bu çalışmada kullanılacak teknik ve yöntemler ise okuyuculara zaman serilerine daha farklı bir yönden bakış açısı sağlamak için zaman serileri literatüründeki yeni gelişmeler (çift yapısal kırılmalı birim kök testleri, öngörü hatasının ölçüldüğü ağırlıklı bilgi kriteri, model tahmininde aykırı değerlerin etkisi vb.) dikkate alarak hazırlanmıştır.

1.2. Çalışmanın Kapsamı

Çalışmada materyal (veri) olarak Türkiye İstatistik Kurumununun 1927 ile 2008 yılları arasında yayınladığı yıllık verilerden oluşan bitkisel ve hayvansal üretim serileri kullanılmıştır. Bu seriler Box-Jenkins tarafından önerilen ARIMA modelleri ile modellenerek En Çok Olabilirlik yöntemi (maximum likelihood estimation) ile tahmin edilmiştir. Aynı zamanda serilerde yer alan aykırı değerlerde dikkate alınmış ve çeşitli yöntemler ile bu etkiler serilerden arındırılmıştır. Serilerin öngörü performansları ise literatüre yeni önerilen ağırlıklı bilgi kriteri ile ölçülmüştür. Çalışmanın bundan sonraki kısmından bahsedecek olursak; Kaynak özetleri bölümünde zaman serileri konusu ile ilgili yerli ve yabancı literatürde yer alan çalışmalar sunulmuş, Kuramsal çerçeve kısmında zaman serileri konusundaki temel kavramlara yer verilmiş, Materyal ve Yöntem bölümünde serilerin modellenmesi ve öngörüsü için kullanılan yöntem ve teknikler anlatılmış, Araştırma Bulguları bölümünde serilere uygulanan yöntemlerden elde edilen bulgulara yer verilmiş, son olarak Tartışma ve Sonuç bölümünde ise elde edilen bulgular yorumlanmış ve literatür ile karşılaştırılmıştır.

1.3. Kaynak Özetleri

Akter and Rahman (2010), “Tarım İşletmelerinde Tek Değişkenli Zaman Serisi Modelleri ile Öngörü” adlı çalışmalarında, Mandıra kooperatiflerinde tek değişkenli zaman serisi teknikleri (SARIMA, Üstel Düzeltme) ile aylık süt arzının öngörüsünü yapmışlardır. Tüm teknikler dikkate alındığında %3’den daha az bir hata ile öngörüler gerçekleştirilmiştir. Çiftçiler tarafından sağlanan süt arzının bilinmesinin (öngörüsü), mandıra kooperatiflerinin daha rekabetçi fiyat politikası belirlemesi ve ulaşım giderlerinin daha dinamik olacağına dikkat çekmişlerdir. Ayrıca öngörü hatasındaki %1’lik bir iyileşmenin üretim sonrası masraflarda £1M’lik bir kazanç sağladığı bulgusunu elde etmişlerdir.

Ferranti *et al.* (2005) çalışmalarında, Brezilya (Embrapa Soja Londrina – PR) bölgesi için bitkisel ve hayvansal üretimi etkileyen vebaların kontrolünde önemli bir faktör olan sıcaklık ve nemliliğin zaman serisi özelliklerini incelemişlerdir. Bu serilerin doğrusal olmayan bir yapıya sahip olduklarını tespit etmişlerdir. ARIMA modelleri doğrusal ve durağan seriler için uygun bir modelleme tekniği olduğundan sıcaklık ve nemlilik serilerinin modellenmesi ve öngörüsünde ARFIMA (Autoregressive Fractional Integrated Moving Average) ve Yapay Sinir Ağları model kalıplarının daha uygun olacağı bulgusuna ulaşmışlardır.

Nochai and Nochai (2006), bio-dizel kaynaklarından birisi olan Palmiye Ağacı Yağının 2000 – 2004 yılları arasındaki üretici, toptan ve ham fiyat serileri için öngörü amaçlı MAPE oranını dikkate alarak uygun ARIMA modeli aradıkları çalışmalarında, üretici fiyat serisi için (2,1,0), toptan fiyat serisi için (1,0,1), ham fiyat serisi için ise (3,0,0) modellerini uygun bulmuşlardır.

Wang *et al.* (2000) çalışmalarında 1969-1996 yılları arasındaki zaman serisi ile Hindistan Okyanusunda tutulan beyaz ton balığının öngörüsünü yapmışlardır. Öngörü modeli olarak ARIMA, ARIMA hataları ile regresyon modeli ve transfer fonksiyonlarını, öngörü performansı kriteri olarak ME, MPE, MAE, MAPE, RMSE ve

RMSPE kriterlerini dikkate almışlardır. En uygun öngörü modeli olarak ARIMA hataları ile regresyon modelini seçmişlerdir.

Maradiaga (2005), 1960-2008 yılları arasındaki Arkansas ve Louisiana bölgelerindeki ilçelerde mısır ve soya fasulyesi üretim serilerinin parametrik ve parametrik olmayan zaman serileri yöntemleri ile zaman serisi kalıplarını araştırmıştır. Bazı serilerin deterministik trend, bazı serilerin stokastik trend içerdiğini tespit etmiştir. Az sayıda serinin ise durağan olduğu bulgusuna ulaşmıştır.

Rabbani (2009), 1984/3-2008/4 dönemleri arasındaki Bangladeş'e ait 3 aylık Buğday Fiyatı serilerini SARIMA modelleri ile modelleyerek öngörüsünü gerçekleştirmiştir. Serilerin durağanlığını geleneksel birim kök testleri ile araştırmış, mevsimsellik özellikleri ve model kalıplarını ise otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları ile belirlemiştir. Sonuç olarak (1,1,0) (2,1,1)₄ modeli ve % 11 RMSE oranı ile öngörüler yapmıştır.

Khan *et al.* (2008), Pakistan'a ait 1982-2004 yılları arasındaki mango üretimi serisinin öngörüsünü gerçekleştirmişlerdir. Öngörüler 2005-2024 yılları arası için trend ve ARIMA modeli ile gerçekleştirilmiştir.

Saeed *et al.* (2000), Pakistan'a ait 1947-1988 yılları arasındaki buğday üretimi serisinin 1998-2012 dönemi için öngörüsünü gerçekleştirmişlerdir. Serinin Otokorelasyon ve Kısmi otokorelasyon fonksiyonları inceleyerek ARIMA (2,2,1) modelini öngörü modeli olarak seçmişlerdir.

Iqbal *et al.* (2005), Pakistan'a ait buğday alanı ve üretimi serilerinin 2022 yılına kadar öngörüsünü gerçekleştirmişlerdir. Alan serisinin ARIMA (1,1,1) modeli ile üretim serisinin ARIMA (2,1,2) modeli ile öngörüsü yapılmıştır.

Yayar and Bal (2007), Türkiye'ye ait Ocak 1994-Aralık 2005 dönemi aylık mısır yağı verilerini kullanarak ARIMA modeli ile 2006 ve 2007 yılları için öngörü yapmışlardır.

Model olarak ARIMA (2,1,1) modelini önermişlerdir. Model seçimini otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarını kullanarak yapmışlardır.

Palaskas and Crowe (1996), AB ülkelerinde 1970-1990 yılları arasındaki üç aylık işlenmiş (tereyağı, peynir, ekmek) ve işlenmemiş (süt, buğday) tarımsal ürün fiyat serilerinin mevsimsel yapılarını da dikkate alarak zaman serisi özelliklerini incelemiştirler. Bu amaçla Beaulieu and Miron (1993) tarafından önerilen mevsimsel birim kök testi ile serilerin bütünleşme derecelerini, Hylleberg *et al.* (1990) tarafından önerilen prosedür ile de işlenmiş ve işlenmemiş tarımsal ürün fiyat serileri arasındaki mevsimsel eşbütünleşme yapılarını incelemişlerdir. Sonuç olarak tüm serilerde sıfır frekansta birim kök ret edilmemiş, bazı ülkelerin bazı ürünlerinde yıllık ve yarı yıllık frekanslarda mevsimsel birim kök'lerin varlığı ret edilmemiş, bir çok ülkede süt ile peynir ve tereyağı, buğday ile ekmek serileri arasında uzun dönemli ilişki tespit etmişlerdir.

Kibar (2007), A.B.D. ve Türkiyede yaygın olarak kullanılan bina maaliyeti endekslerini zaman serisi modelleri ile modellemiş ve öngörüsünü yapmıştır. Zaman serisi modellerini tahmin yakınlığı açısından regresyon analizi ve basit ortalama modelleri ile karşılaştırmıştır. Zaman serisi modellerinin regresyon analizi ve basit ortalama modellerine göre daha düşük MAPE oranıyla öngörü yaptığı bulgusunu elde etmiştir.

Toptaş (1992), 144 gözlemden oluşan aylık elektrik talebi verisinin Box-Jenkins modelleri ile orta vadedeki (24 ay) öngörüsünü yapmıştır. Ayrıca Box-Jenkins modellerinin diğer modellere göre tahmin performansını ve tahmin süresinin öngörü performansına olan etkisini incelemiştir. Box-Jenkins modellerinin diğer modellere göre daha iyi tahmin performansına sahip olduğu ve tahmin süresi uzadıkça öngörü performansının düştüğü bulgusuna ulaşmıştır.

Subaşı (2005), 1994-2004 yılları arasındaki enflasyon oranları veri seti ile 2005 yılı enflasyon oranlarını ARIMA modelleri ile öngörüsünü yapmıştır. Enflasyon oranlarını modelleyen en uygun modelin SARIMA (1,0,1) (0,0,1) + trend olduğu sonucuna

ulaşmıştır.

Güney (2009), bazı model seçim kriterlerini (Akaike Bilgi Ölçütü (AIC), Son Kestirim Hatası (FPE), Hannan-Quinn Bilgi Ölçütü (HQ), Düzeltilmiş Akaike Bilgi ölçütü (AICC) ve Schwarz Bilgi Ölçütü (SIC)) dikkate alarak farklı örnek çapına sahip zaman serileri üzerindeki doğru gecikme uzunluklarını hesaplamadaki performanslarını incelemiştir. Örnek çapı arttıkça tüm kriterlerin doğru modeli seçme oranının arttığı, düşük gözlem sayısına sahip örneklerde Düzeltilmiş Akaike Bilgi ölçütünün başarılı olduğu, Hannan-Quinn Bilgi Ölçütünün hareketli ortalama modellerinde başarılı olduğu, Otoresif hareketli ortalamalar modellerinde ise Hannan-Quinn ve Schwarz Bilgi Ölçütlerinin daha iyi sonuçlar verdiği bulgusuna ulaşmıştır.

Yeğin (2007), çalışmasında İMKB'de bulunan şirketlere ait finansal rasyoların gelecek değerlerinin tahmininde ARIMA modellerini ((1,0,0)-(2,2,2) arası) kullanmıştır. Model seçiminde belirleyicilik katsayısı (R^2), Durbin-Watson istatistiği, Akaike ve Schwarz Bilgi Kriteri ile F istatistiğini kullanmıştır.

Waheed *et al.* (2006), çalışmalarında Pakistanın 11 adet makro ekonomik serilerinin birim kök özelliklerini incelemişlerdir. Çalışmada geleneksel birim kök testlerinin yanında Zivot and Andrews (1992) tarafından önerilen yapısal kırılmalı birim kök testini de uygulanmıştır. Geleneksel birim kök testleri sonuçlarına göre tüm seriler birim kök içerirken, yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçlarına göre 9 serinin birim kök içerdiği sonucuna varmışlardır.

Polat (2009), çalışmasında 1990-2006 yılları arasındaki dış ticaret serilerinden aylık ihracat ve ithalat serilerinin Yapay Sinir Ağları metodolojisi ve Box-Jenkins modelleri ile öngörüsünü yaparak bu iki metodolojiyi öngörü performansı açısından karşılaştırmıştır. Sonuç olarak ihracat ve ithalat serilerinin öngörüsünde ARIMA modellerinin kullanılmasını önermiştir.

Erdoğan (2006), 2001-2006 yılları arasındaki aylık ihracat serisinin modellenmesi ve

öngörüsünü Box-Jenkins'in ARIMA modelleri ile yapmıştır. Sonuç olarak ihracat serisinin (2,1,0) modeli öngörüsünün yapılmasını önermiştir.

Ulusal Literatür incelendiğinde çok çeşitli alanlarda (enflasyon, dış ticaret vb.) öngörü ile ilgili çalışmalar olduğu görülmüş ancak bitkisel ve hayvansal üretim serilerinin zaman serileri ile modellenmesi ve öngörüsü ile ilgili çok sınırlı sayıda çalışma yer almaktadır. Bu bölümde uluslar arası literatürden tarımsal ürünlerin öngörüsü ve zaman serisi özellikleri ile ilgili çalışma özetleri ve ulusal literatürden zaman serilerinin modellenmesi ve öngörüsü ile ilgili diğer çalışma özetlerine yer verilmiştir.

2. KURAMSAL TEMELLER

2.1. Zaman Serileri ve Zaman Serilerinde Temel Kavramlar

Zaman içerisinde gözlenen ölçümlerin dizisi, zaman serisi olarak adlandırılır. Başka bir ifade ile zaman serisi, bir değişkenin zaman içindeki hareketlerini gözlemler. Zaman serilerine örnek olarak bir karayolunda belirli bir noktadan belirli bir zaman aralığında geçen araç sayısı, bir bölgeye düşen yıllık yağış miktarı, kalp atış ritmi, yıllık istihdam edilenlerin sayısı verilebilir. Örneklerden de görüldüğü gibi doğal ve ekonomik olayların açıklanmasında zaman serileri kullanılmaktadır.

Ekonometri biliminin bir alt disiplini olan zaman serileri, zaman süreçlerinin analiz edilebilmesi ve geleceğe yönelik tutarlı tahminlerin yapılabilmesi açısından son 25 yıldır bilimsel makaleler, çalışmalar ve istatistik ofislerinin çok sık başvurduğu bir teknik olarak kullanılmaktadır.

2.1.1. Gecikme ve fark işlemcisi

Zaman serilerinde çok sık kullanılan ve analizlerde fayda sağlayan bir araç olan gecikme işlemcisini tanımlamak için

$$BY_t = Y_{t-1} \quad (2.1)$$

(2.1) denklemi göz önüne alındığında, B operatörü ilgili zaman serisi gözlem değerini bir dönem geçmişe ötelir. Bu işlem genelleştirilecek olunursa

$$B^d Y_t = Y_{t-d} \quad (2.2)$$

(2.2) denklemi yardımıyla ilgili zaman serisi gözlem değeri “d” dönem geçmişe

ötelenmiş olur. Yine zaman serileri analizde çok sık kullanılan işlemlerden biride fark almaktır. Özellikle ileride açıklanacak olan durağanlık kavramında bu işlem vazgeçilmez bir araçtır.

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (2.3)$$

(2.3) denkleminde Δ operatörü t dönemindeki zaman serisini, 1 dönem öncesine göre farkını almaktadır. Bu işlem genelleştirilecek olunursa

$$\Delta^d Y_t = Y_t - Y_{t-d} \quad (2.4)$$

(2.4) denklemi ile “t” dönemindeki zaman serisinin “d” dönem öncesine göre farkı alınmaktadır. (2.2) ve (2.4) ifadelerinden

$$\begin{aligned} (1 - B)Y_t &= \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \\ (1 - B^2)Y_t &= \Delta^2 Y_t = Y_t - Y_{t-2} \\ &\cdot \\ &\cdot \\ (1 - B^d)Y_t &= \Delta^d Y_t = Y_t - Y_{t-d} \end{aligned}$$

denklemlerini elde etmek mümkündür.

2.1.2. Durağanlık

$\{Y_t \in T\}$ zaman serisi,

(i): $E(Y_t) = \mu < \infty$ (beklenen değer zamana göre değişmiyor)

(ii): $Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 < \infty$ (varyansı sabit)

(iii): $Cov(Y_t, Y_s) < \infty$ kovaryansı sadece $|t - s|$ nin bir fonksiyonu

koşullarını sağlıyorsa zayıf durağandır (ikinci dereceden durağan, kovaryans durağan) veya kısaca sadece durağandır denir. Yani durağanlık sonlu bir zaman serisinin uzun dönem boyunca aynı ortalama ve varyans etrafında dalgalandığı bir durumdur (Enders 2003).

Bir serinin durağan olması, seri üzerinde analizler yapılırken çok büyük öneme sahiptir. Durağan olmaması durumunda çeşitli istatistiksel testler yanlış sonuçlar verebilmektedir. Bu da seri analiz edildikten sonra ileriye dönük tahminlerin tutarsız ve anlamsız olmasına yol açmaktadır (Uslu 2009).

Zaman serilerinin durağan olmamasının nedeni ortalamasının ve/veya varyansın zamana göre değişken olmasından kaynaklanır. Eğer ortalama zamana göre değişiyorsa bu durum ilgili zaman serisinin veri üretim sürecinde deterministik trend veya stokastik trend ya da diğer öğelerin (seviye kayması tipli aykırı değer vb.) olmasından kaynaklanır. Deterministik trend olması durumunda serinin ortalaması zamana göre büyüklük olarak sabit bir şekilde değişir, yani ilgili seriyi etkileyen etmenlerin (şokların) etkisi geçidir ve modele trend eklenmesi ile bu etkiden arındırılır. Bu tür durağanlık literatürde trend durağan olarak tanımlanır. Şayet stokastik trend var ise seride bulunan trend zamana göre değişken bir yapıdadır yani şokların seri üzerinde kalıcı etkileri vardır ve bu etki serinin otoregresif yapısı içerisinde birim kök ile ilişkilendirilir ve durağanlık için düzenli fark almak gerekir. Bu tür durağanlık ise literatürde fark durağan olarak tanımlanır. Seviye kayması tipli aykırı değer gibi diğer etkiler ise deterministik trend veya stokastik trend ile beraber bulunabilir. Aykırı değerlerin zaman serilerinden arındırılması alanında gittikçe gelişen bir literatür mevcuttur. Artık bir çok istatistiksel paket programlarında bu etkilerin tespit edilmesi ve arındırılması yer almaktadır. Eğer varyans zamana göre değişiyorsa bu durum ilgili

zaman serisinin veri üretim sürecinde mevsimsellik ya da diğer etkilerin (ek aykırı değer, geçici değişim tipli aykırı değer vb.) olmasından kaynaklanır. Deterministik mevsimsellik olması durumunda seri, modele kukla değişkenlerin eklenmesi ile bu etkiden arındırılır. Stokastik mevsimsellik ise mevsimsel birim kökler ile ilişkilendirilebilir. Bu durumda seri uygun bir mevsimsel fark filtresi ile bu etkiden arındırılabilir. Seriyeye logaritmik veya karekök dönüşümü yapmak da değişen varyans için bir çözüm olabilir. Değişen varyansa neden olan etkilerin tümü aynı anda bir zaman serisinde mevcut olabilir.

2.1.3. Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları

$\gamma(h) = Cov(Y_t, Y_{t-h})$ otokovaryans fonksiyonu ve $\gamma(0) = Var(Y_t)$ olmak üzere Y_t ile Y_{t-h} 'nin h . gecikmiş değeri Y_{t-h} arasındaki korelasyon, otokorelasyon fonksiyonu olarak tanımlanır ve

$$\rho(h) = \frac{\gamma(h)}{\gamma(0)} = \frac{Cov(Y_t, Y_{t-h})}{\sqrt{Var(Y_t)Var(Y_{t-h})}}$$

şeklinde gösterilir (Uslu 2009).

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} \quad (2.5)$$

(2.5) denklemi göz önüne alındığında $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ katsayıları kısmi otokorelasyon katsayılarıdır. Yani denklem (2.5)'de diğer gecikmelerin etkisi saf dışı bırakıldığında Y_t ile Y_{t-h} 'nin herhangi bir gecikmiş değeri arasındaki spesifik ilişki kısmi otokorelasyon olarak tanımlanmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler 2007).

Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları ileride bahsedilecek olan zaman serisi modellerinde, serinin model derecesinin bilinmesinde yardımcı olur.

2.2. Wold Teoremi

Her bir zaman serisinin ortak bir biçimde modellendiği düşünülen model kalıbıdır. Bu model kalıbı sonsuz hareketli ortalama tanımlaması ya da Wold (1938) tanımlaması adını almaktadır. Yani bir zaman serisinin sonsuz sayıda geçmiş şokların (beyaz gürültü) ağırlıkları ile ifade edilmesidir. Wold tanımlaması notasyonel bir biçimde ifade edilecek olursa

Herhangi bir zayıf durağan Y_t stokastik süreci

$$Y_t = Z_t + X_t$$

$$Z_t = \psi_0 \varepsilon_t + \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots = \sum_{j=0}^{\infty} \psi_j \varepsilon_{t-j}$$

şeklinde yazılabilir. Burada Z_t , stokastik kısım; X_t , deterministik kısım (örneğin ortalama, sabit veya trend gibi); ε_t 'ler 0 ortalama ve sabit varyansa sahip beyaz gürültüdür (öngörü hatası). Hareketli ortalama ağırlıkları $\sum_{j=0}^{\infty} |\psi_j| < \infty$ mutlak değerce toplanabilir.

Wold(1938) tanımlaması zaman serileri metodolojisinde birçok konunun temel argümanı olması açısından çok önem arz eden bir teoremdir (Sampson 2001; Brockwell and Davis 2002).

2.3. Doğrusal Zaman Serisi Modelleri

Zaman serileri doğrusal ve doğrusal olmayan olarak sınıflandırılır. Ayrıca doğrusal zaman serileri de mevsimsel ve mevsimsel olmayan olmak üzere sınıflandırılabilir.

Çalışmanın kapsamı yıllık veriler olduğundan burada sadece mevsimsel olmayan doğrusal zaman serilerinden bahsedilecektir. Doğrusal zaman serileri ise durağan zaman serileri ve durağan olmayan zaman serileri olmak üzere ikiye ayrılır. Durağan zaman serileri Otoregresif (AR) Zaman Serileri, Hareketli Ortalama (MA) Serileri ve Otoregresif Hareketli Ortalama (ARMA) Serileri'dir. Durağan olmayan zaman serileri ise Otoregresif Entegre Edilmiş Hareketli Ortalama (ARIMA) serileridir.

2.3.1. Otoregresif (AR) zaman serileri

Ekonomide birçok olgu belirli bir hata payı ve geçmiş ile tahmin edilmektedir. AR süreci, bir zaman serisinin kendisinden önceki değerleri ve beyaz gürültü serisi ile açıklandığı regresyon modelidir ve denklem (2.6) ile ifade edilir.

$e_t \sim WN(0, \sigma^2)$, $|\beta_i| < 1$ bilinmeyen parametreler, μ sabit terim, p pozitif tam sayı olmak üzere p . dereceden AR(p) süreci,

$$Y_t = \mu + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + e_t \quad (2.6)$$

şeklinde tanımlanır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler 2007).

Bir AR sürecinin model derecesi kısmi otokorelasyon fonksiyonu kullanılarak belirlenir. Kısmi otokorelasyon katsayısı diğer gecikmeler sabit tutulduğunda Y_t ile Y_t 'nin herhangi bir p . gecikmesi Y_{t-p} arasındaki ilişki olduğu açıklanmıştır. Genel olarak pür AR süreçlerinde bu ilişki p . gecikmeye kadar istatistiksel olarak anlamlı p . gecikmeden sonra ise istatistiksel olarak anlamsız hale gelmektedir. Bu durumda modelin derecesi AR(p) denir (Akıncı 2008).

¹ WN(White Noise:Beyaz Gürültü); 0 ortalama ve sabit varyanslı normal dağılan süreci ifade etmektedir.

2.3.2. Hareketli ortalama (MA) zaman serileri

Birçok ekonomik aktivite hareketli ortalama serileri modeli ile açıklanabilmektedir.

$e_t \sim \text{WN}(0, \sigma^2)$ olmak üzere;

$$Y_t = Y_t + Y_{t-1} + \dots + Y_{t-p} + e_t \quad (2.7)$$

(2.7)'de e_t hata terimi AR(p) modelindeki açıklanamayan veya öngörü hatasını ifade etmektedir. Buradan hareketle hareketli ortalama (MA) süreci aynı dönemdeki hata terimi ve hata teriminin önceki dönemlere ait gecikmeli değerlerinin lineer kombinasyonu şeklinde ifade edilir ve denklem (2.8)'deki gibidir.

q sonlu bir doğal sayı olmak üzere,

$$Y_t = \mu + e_t + \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 e_{t-2} + \dots + \alpha_q e_{t-q} \quad (2.8)$$

$Y_t \sim MA(q)$ q. dereceden hareketli ortalama serisi, $Var(Y_t) = \sigma^2 \sum_{i=0}^q \alpha_i^2$ sapma ile

$E(Y_t) = \mu$ etrafında dağılım gösterir ve sonlu sayıda beyaz gürültü sürecinin lineer kombinasyonu olduğundan durağandır (Akdi 2003; Sevüktekin ve Nargeleçekenler 2007; Göktaş 2005; Kara 2006; Tsay 2005).

2.3.3. Otoregresif hareketli ortalama (ARMA) zaman serileri

Uygulamada otoregresif (AR) serilerin model derecelerine kısmi otokorelasyon fonksiyonuna bakarak, hareketli ortalama (MA) serilerinin model derecelerine ise otokorelasyon fonksiyonlarına bakılarak karar verilir. Fakat bazı serilerin hem otokorelasyon fonksiyonuna hem de kısmi otokorelasyon fonksiyonuna bakıldığında

model derecesinin belirlenemediği durumlarda karşılaşılabilmektedir. Bu tür durumlarda seri hem otoregresif (AR) hem de hareketli ortalama (MA) süreçlerini birlikte içerir. Bu tür serilere otoregresif hareketli ortalama (ARMA) serileri denir ve eşitlik (2.9) ile ifade edilir (Uslu 2009).

$e_t \sim WN(0, \sigma^2)$, $|\beta_i| < 1$ bilinmeyen parametreler, μ sabit terim, p pozitif tam sayı ve AR sürecinin model derecesi, q sonlu pozitif tamsayı ve MA sürecinin model derecesi olmak üzere ARMA(p,q) süreci,

$$Y_t = \mu + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 Y_{t-2} + \dots + \beta_p Y_{t-p} + e_t + \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 e_{t-2} + \dots + \alpha_q e_{t-q} \quad (2.9)$$

şeklinde tanımlanır (Akdi 2003; Sevüktekin ve Nargeleşkenler 2007).

2.3.4. Otoregresif hareketli ortalama entegre edilmiş (ARIMA) zaman serileri

Birçok ekonomik zaman serisi durağan değildir, ancak fark alma işlemi yapılarak durağan olmayan seriler durağan hale getirilebilir.

Y_t zaman serisi durağan olmayan bir seri olsun,

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (2.10)$$

Burada Δ operatörü fark alma operatörüdür. Eğer Y_t zaman serisinin bir kez farkı alınarak durağan hale getirilebiliyorsa 1. dereceden entegre denir. Genelleştirecek olursak durağan olmayan Y_t zaman serisinin d kez farkı alınarak durağan hale getirilebiliyorsa,

$$\Delta^d Y_t = Z_t \quad (2.11)$$

Z_t zaman serisine d. dereceden entegre denir. Sonuçta özünde durağan olmayan bir zaman serisinin d kez farkı alınarak ARMA(p,q) şeklinde modellenmesine otoregresif entegre edilmiş hareketli ortalama ARIMA (p,d,q) serisi denir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler 2007; Göktaş 2005).

Uygulamada en sık kullanılan zaman serisi modeli ARIMA zaman serileridir. Bunun nedeni birçok ekonomik serinin bir takım nedenlerden ötürü² durağan olmamasıdır. Denklem (2.9)'dan hareketle bu modeli literatürde ARIMA zaman serilerinin gösteriminin daha genel kabul görmüş

$$\phi(B)(1-B)^d(Y_t - \mu) = \theta(B)\varepsilon_t \quad (2.12)$$

ifadesi ile yazmak mümkündür. Burada eşitliğin sol tarafı AR polinomu ve düzenli fark operatörü sağ tarafı ise MA polinomudur ve bu polinomlar

$$\phi(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$$

$$\theta(B) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)$$

$$\varepsilon_t \sim WN(0, V)$$

şeklinde ifade edilir (Brockwell and Davis 2002).

2.3.5. Durağanlık ve tersinirlik

AR(1) modeli

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

² Zaman serilerinin durağansızlık sebepleri trend, mevsimsellik vb. içermesinden ötürüdür.

(2.13) numaralı denklemdeki açık biçimiyle ifade edilsin. Bu ifadeyi

$$\begin{aligned}
 Y_t &= \phi(\phi Y_{t-2} + \varepsilon_{t-1}) + \varepsilon_t \\
 &= \phi^2(\phi Y_{t-3} + \varepsilon_{t-2}) + \phi \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\
 &= \varepsilon_t + \phi \varepsilon_{t-1} + \phi^2 \varepsilon_{t-2} + \phi^3 \varepsilon_{t-3} + \dots
 \end{aligned}$$

$|\phi| < 1$ durumunda sonsuz hareketli ortalama ($MA(\infty)$) modeli şeklinde yazmak mümkündür. Bu ifade geometrik seri özelliğinden

$$\left(1 + \phi B + \phi^2 B^2 + \phi^3 B^3 + \dots\right) = \frac{1}{1 - \phi B} \text{ olduğundan } Y_t = \frac{\varepsilon_t}{(1 - \phi B)} \text{ şeklinde de yazılabilir.}$$

$\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$ beyaz gürültü serisi özelliği gösterdiğinden sabit ortalama ve varyansa sahiptir. $|\phi| < 1$ koşulu sağlandığında AR(1) modelinin beklenen değeri 0 varyansı ise $\frac{\sigma^2}{1 - \phi^2}$ olacaktır. Yani sabit ortalama ve varyansa sahip olduğundan durağan olacaktır (Kadilar 2005). Burada ifade edilenler AR(2) modeli için genelleştirildiğinde durağanlık şartı için Çizelge 2.1'e ulaşmak mümkün olacaktır (Pankratz 1983).

Çizelge 2.1. Durağanlık koşulları

Model Türü	Durağanlık Koşulu (birim kök'e bağlı)
ARMA(0,q)	Her zaman durağan
AR(1) yada ARMA(1,q)	$ \phi_1 < 1$
AR(2) yada ARMA(2,q)	$\phi_1 + \phi_2 < 1$ $\phi_2 - \phi_1 < 1$ $ \phi_2 < 1$

MA(1) modeli

$$Y_t = \varepsilon_t - \theta\varepsilon_{t-1} \quad (2.14)$$

(2.14) numaralı denklemdeki açık biçimiyle ifade edilsin. Bu ifadeyi

$$Y_t = \varepsilon_t(1 - \theta B)$$

şeklinde ifade edip hata terimi eşitliğin sol tarafına alınıp yalnız bırakıldığında ifade

$\varepsilon_t = \frac{Y_t}{(1 - \theta B)}$ şeklini alacaktır. Geometrik seri özelliğinden bu ifadenin $|\theta| < 1$ koşulu altında

$$\varepsilon_t = Y_t(1 + \theta B + \theta^2 B^2 + \theta^3 B^3 + \dots)$$

sonsuz otoregresif modeli ($AR(\infty)$) şeklinde yazılabilmesi MA(1) modelinin tersinirlik özelliğine sahip olmasıdır (Kadılar 2005). Burada ifade edilenler MA(2) modeli için geliştirildiğinde durağanlık şartı için Çizelge 2.2'ye ulaşmak mümkün olacaktır

(Pankratz 1983).

Çizelge 2.2. Tersinirlik koşulları

Model Türü	Ters çevrilebilirlik Koşulu
ARMA(p,0)	Her zaman ters çevrilebilir
MA(1) yada ARMA(p,1)	$ \theta_1 < 1$
MA(2) yada ARMA(p,2)	$\theta_1 + \theta_2 < 1$
	$\theta_2 - \theta_1 < 1$
	$ \theta_2 < 1$

Yani $Y_t \phi(B) = \theta(B) \varepsilon_t$, ARMA modelinde AR modelinin köklerinin birim kök çemberi içinde olması durağanlık özelliğine sahip olması, MA modelinin köklerinin birim kök çemberi içinde olması ise tersinirlik özelliğine sahip olması olarak ifade edilir.

3. MATERYAL ve YÖNTEM

3.1. Durağanlık Testi: Birim Kök Süreci

3.1.1. Geleneksel birim kök süreci

Bir zaman serisinin durağan olmaması sahte regresyon denilen parametrelerin anlamlılığı ile R^2 değerinin gereğinden yüksek çıkması ve parametrelerin ekonomik olarak anlamsız ilişkiler betimlemesi gibi nedenlerden ötürü yanıltıcı sonuçlara yol açar (Haris and Sollis 2003). Bu açıdan zaman serileri analizlerinde serilerin durağan olması gerekmektedir. Bir zaman serisinin durağanlığı koleoragram grafikleri³ ile tespit edilebilir. Ancak bu yaklaşım sezgisel olmaktan öteye gitmez (Uslu 2009). Çünkü durağan olmayan bir seri birim kök içerir. Bu yüzden literatürde bir zaman serisinin durağan olup olmasının araştırılmasında en kabul görmüş yaklaşım temelleri Dickey and Fuller(1979) tarafından atılan birim kök testleridir.

Genel birim kök süreci ifade edilecek olunursa bir zaman serisinin geçmiş dönemi ile ilişkisi

$\varepsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$ olmak üzere

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

(3.1) denklemi ile tanımlandığında denklem (3.1)'de eğer $\rho = 1$ ise süreç birim kök içerir ve durağan değildir. Bu durum bir dönem önceki (iktisadi) olayın etkisinin (şokun) şimdiki döneme taşınmasıdır ki buda belirli bir dönemde kaybolmayan şokun sistemde kalmasıdır. Eğer ρ , 0'a çok yakın olsaydı bu şokun etkisi belirli bir zaman

³ İlgili zaman serisinin hem otokorelasyon hemde kısmi otokorelasyon değerleri yüksek bir değerden başlayıp yavaş yavaş azalıyorsa bu serinin durağan olmadığından kuşku duyulur.

müddetinde kaybolacağı anlamına gelirdi ve zaman serisi durağan olduğu aşikar olan ε_t terimine bağlı olurdu (Akıncı 2008).

3.1.2. Dickey-Fuller birim kök testi

Uygulamada birçok birim kök testi mevcuttur ancak bunlardan en çok tercih edileni uygulama kolaylığından dolayı Dickey and Fuller (1979) tarafından önerilen birim kök testidir.

Denklem (3.1) göz önüne alındığında, bu eşitliğin her iki tarafından Y_{t-1} çıkartılırsa

$$Y_t - Y_{t-1} = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

$$(1 - B)Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

süreç durağan hale gelir ve daha önce de ifade edildiği gibi 1. dereceden bütünleşik denir. DF testinde zaman serisinin birim kök içerdiği yani durağan olmadığı yokluk hipotezine ($H_0 : \rho = 1$ veya $\delta = 0$)⁴ karşı birim kök içermediği yani durağan olduğunu iddia eden alternatif hipotezi ($H_1 : \rho < 1$ veya $\delta < 0$) test edilir. Bu hipotezler t testi benzeri bir yaklaşım ile test edilir, ancak durağansızlık varsayımı çerçevesinde hipotezlerin test istatistiği yüksek örneklerde bile t dağılımına sahip değildir. Bu yüzden DF testinde Dickey and Fuller(1979)'ın monte carlo benzetim teknikleri ile DF dağılımına sahip oluşturdukları kritik değerler kullanılır (Haris and Sollis 2003).

Model (3.1), birim köke bağlı durağan olmayan serilerin en temel gösterim şeklidir ve rassal yürüyüş modeli olarak adlandırılır. Buna rağmen birim köklü durağan olmayan zaman serileri için daha farklı modeller söz konusudur ki bunlar DF testinde kullanılan

⁴ Model (3.2)'de $\delta = 0$ olması durumunda $\begin{matrix} Y_t - Y_{t-1} = 0.Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ Y_t = 1.Y_{t-1} + \varepsilon_t \end{matrix}$ 'dan zaman serisinin durağan olmadığı görülmektedir.

model kalıplarıdır.

$$\text{Sabit terimsiz: } \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

$$\text{Sabit terimli: } \Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

$$\text{Sabit terimli ve trendli: } \Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

Burada model (3.4) en kısıtlı model, model (3.5) kısıtlı model ve (3.6) ise kısıtsız modeldir. Model (3.5) için

$$H_0 : (\beta_0, \delta) = (0, 0)$$

$$H_{1a} : (\beta_0, \delta) = (\beta_0, \delta)$$

$$H_{1b} : (\beta_0, \delta) = (0, \delta)$$

$$H_{1c} : (\beta_0, \delta) = (\beta_0, 0)$$

hipotezleri kurulur. Model (3.6) için ise

$$H_0 : (\beta_0, \beta_1, \delta) = (\beta_0, 0, 0)$$

$$H_{1a} : (\beta_0, \beta_1, \delta) = (\beta_0, \beta_1, \delta)$$

$$H_{1b} : (\beta_0, \beta_1, \delta) = (\beta_0, \beta_1, 0)$$

$$H_{1c} : (\beta_0, \beta_1, \delta) = (\beta_0, 0, \delta)$$

hipotezleri kurulur. Bu hipotezler

$$F = \frac{(SSR_r - SSR_u)/r}{SSR_u/(T-k)}$$

Wald-F istatistiği ile test edilir. Burada SSR_r : kısıtlı modelin hata kareler toplamı, SSR_u : kısıtsız modelin hata kareler toplamı, T: gözlem sayısı, k: kısıtsız modeldeki parametre sayısı, r: kısıtlı modeldeki parametre sayısıdır.

Bahsedilen bu üç model arasından seçim yapılırken ilgili zaman serisinin zaman yolu, seviye ve birinci fark otokorelasyon grafikleri çizdirilerek karar verilir (Akıncı 2008).

Bir zaman serisi AR(p) sürecine sahip olduğunda AR(1) DF modeli kullanılırsa hata terimleri arasında otokorelasyon olacaktır⁵. Bu durumdan kaçınmak için

$$\Delta Y_t = \delta^* Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) modeli kullanılır.

Böyle bir durumun tespiti için modelin artıklarının otokorelasyon yapısı incelenerek modele anlamlı otokorelasyon kadar AR parametresi ilave edilebilir veya AIC (Akaike Bilgi Kriteri) ve SIC (Schwarz Bilgi Kriteri) istatistikleri kullanılabilir.

Tabi (3.7)'deki model, sabit terim ve trend eklenerek genişletilebilir ve test sürecinin klasik DF testinden bir farkı yoktur (Akıncı 2008).

Phillips and Perron(1988), Genişletilmiş Dickey-Fuller testine alternatif olarak otokorelasyon sorunundan kaçınmak için modelde bağımlı değişken kullanmak yerine modifiye edilmiş t istatistiklerinin kullanıldığı parametrik olmayan bir test prosedürü önermiştir. Bununla beraber Eliot *et al.*(1996), Dickey and Fuller (1979)'in trend'li modeline alternatif olarak serilerin önceden trend'den arındırıldığı modifiye edilmiş ADF tarzı bir test olan DF-GLS testini önermiştir (Waheed *et al.* 2006).

3.1.3. Yapısal kırılma altında birim kök test süreci

Şimdiye kadar uzun dönemde var olan şokların zaman serilerini nasıl etkilediği ve bu

⁵ Zaman serisi modeli $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p}$ olduğunda $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + v_t$ modeli kullanılmış ise $v_t = \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p}$ olduğundan v_t ile v_{t-1} arasında ilişki olacaktır.

şoklardan nasıl arındırıldığından (durağanlaştırma) bahsedildi. Ancak aynı zamanda bir zaman serisi ekonomide bir dönemde veyahut belirli bir kısa dönemde meydana gelen şoklardan etkilenebilir. Bu şoklar serinin seviyesinde negatif veya pozitif yönlü bir kayma meydana getirir. Her ne kadar yapısal kırılmanın ortak bir tanımı olmasa da bu tür etkilere yapısal kırılma (aykırı değer) denir. Bu yüzden zaman serisi değişkeni, analiz döneminin çeşitli alt bölümlerinde deterministik trend etrafında durağan özelliğe sahip olabilir. Yani ekonomideki bu şoklar, geleneksel birim kök süreci görüşüne karşın geçici şoklardır ve zaman serisi bu şokların ardından normal trend seviyesine dönmektedir. Bu yüzden yapısal kırılmayı dikkate almayan birim kök testlerinde, birim kök yokluk hipotezi yanlış iken kabul edilmesi olasılığı artmaktadır. Bu da testin gücünü azalmaktadır. Bu durum Perron(1989) çalışmasında ele alınmış ve trend fonksiyonunda bir defalık kırılma meydana gelmesi halinde uygulanan ADF birim kök testinin gerçekte yanlış olan birim kök yokluk hipotezini reddetmede başarısız olduğu gösterilmiştir (Emirmahmutoglu vd 2005; Yurdakul 2000; John *et al.* 2007).

Perron(1989), tüm bu durumların dikkate alındığı yeni bir test prosedürü geliştirmiştir. Test ADF birim kök testine yapısal kırılmaları temsil edecek dışsal kukla değişkenler konularak geliştirilmesinden ibarettir. İlgili yapısal kırılmanın T_B ($1 < T_B < t$) zamanında olduğu varsayımı altında 3 farklı model kullanılır.

Yokluk hipotezleri:

$$\text{Model A: } Y_t = \mu + dD(TB)_t + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Model B: } Y_t = \mu_1 + D(U)_t(\mu_2 - \mu_1) + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\text{Model C: } Y_t = \mu_1 + dD(TB)_t + D(U)_t(\mu_2 - \mu_1) + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Eğer $t = TB + 1$ ise $D(TB)_t = 1$ değilse 0

Eğer $t > TB$ ise $D(U)_t = 1$ değilse 0

Alternatif hipotezler:

$$\text{Model A: } Y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + \varepsilon_t$$

$$\text{Model B: } Y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + \varepsilon_t$$

$$\text{Model C: } Y_t = \mu + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + \varepsilon_t$$

$$DT_t^* = t - TB$$

Eğer $t > TB$ ise $DT_t = t$ değilse 0

Burada Model A ile birim kök yokluk hipotezi altında tek bir zamandaki kırılma temsil edilir (ani değişim). Alternatif hipotez altında ise trend fonksiyonunun sabitinde tek bir zamandaki kırılmadaki değişim ifade edilir. Model B, birim kök yokluk hipotezi altında, yapısal kırılmadan sonraki sabit terimdeki değişimi temsil eder. Alternatif hipotez altında ise trend fonksiyonun eğimindeki değişimi temsil eder. Model C ise her iki etkiyi de yansıtmaktadır. Perron(1989), ilgili hipotezlerin test edilmesi için monte carlo benzetim teknikleri ile kritik değerler üretmiştir.

Perron(1989) çalışmasında kırılma zamanı dışsal (önceden bilinen bir tarih) olarak belirlenmektedir. Ancak bu durum literatürde eleştirilmiş ve kırılma zamanının içsel olarak belirlenmesi gerektiği belirtilmiştir. Çünkü kırılmalara sebep olan nedenler gelecekte bilinemeyeceği için geçmişte de olsa bilinemeyecektir. Bu durumda kırılmaların modelin (sistemin) kendisi tarafından belirlenmesi daha etkin olacaktır. Bunun sonucu olarak literatürde kırılma zamanının içsel olarak belirlendiği farklı test prosedürleri (Banerjee *et al.* (1992), Zivot and Andrews (1992), Perron and Vogelsang

(1992), Perron (1997) ve Lumsdaine and Papell (1997)) geliştirilmiştir. Bu çalışmalara göre geleneksel birim kök testlerindeki aykırı değerlerden kaynaklanan yanlışlık, kırılma zamanının içsel olarak belirlenmesi durumunda giderilmektedir. Ayrıca kırılma zamanının içsel olarak belirlenmesinin bir diğer avantajı da zaman serisine önyargısız bir yaklaşım ile kırılma olup olmadığının test edilebilmesidir (John *et al.* 2007).

Buraya kadar ele alınan yapısal kırılma altında birim kök testleri analiz dönemindeki tek bir kırılma zamanını belirleyebilmektedir. Ancak ekonomide uzun bir dönemde seriler birden fazla kırılma altında olabilir. Mevcut tek kırılma altındaki birim kök testlerinin sadece en anlamlı kırılmayı dikkate alması yine yanlışlıktan dolayı testin gücünü düşürmektedir. Yani tespit edilemeyen ikincil yapısal kırılma kaynaklı durağansızlık fark kaynaklı durağansızlık olarak algılanmaktadır. Bu durum da yine literatür tarafından yukarıda bahsedilen nedenlerden ötürü eleştirilmiş ve yeni test prosedürleri (Lumsdaine and Papell (1997), Clemente *et al.* (1998), Ohara (1999) ve Papell and Prodan (2003)) geliştirilmiştir (John *et al.* 2007).

Bunun yanında, Zivot and Andrews (1992) ve Lumsdaine and Papell (1998)'nin önerdikleri testlerde; birim kökün varlığını iddia eden yokluk hipotezinin yapısal kırılmaya sahip olmadığı varsayılır ve bu testlerin kritik değerleri buna göre türetilmiştir. Ancak yapısal kırılma ile beraber birim kökte mevcut olabilir. Lee and Strazicich (2003), bu şekilde kurgulanan yokluk hipotezinin ret edilmesinin yukarıda bahsedilen nedenden ötürü yanlışlık oluşturacağını ileri sürmüştü ve bu durumu dikkate alan yeni bir test prosedürü geliştirmiştir (Lee and Strazicich 2003).

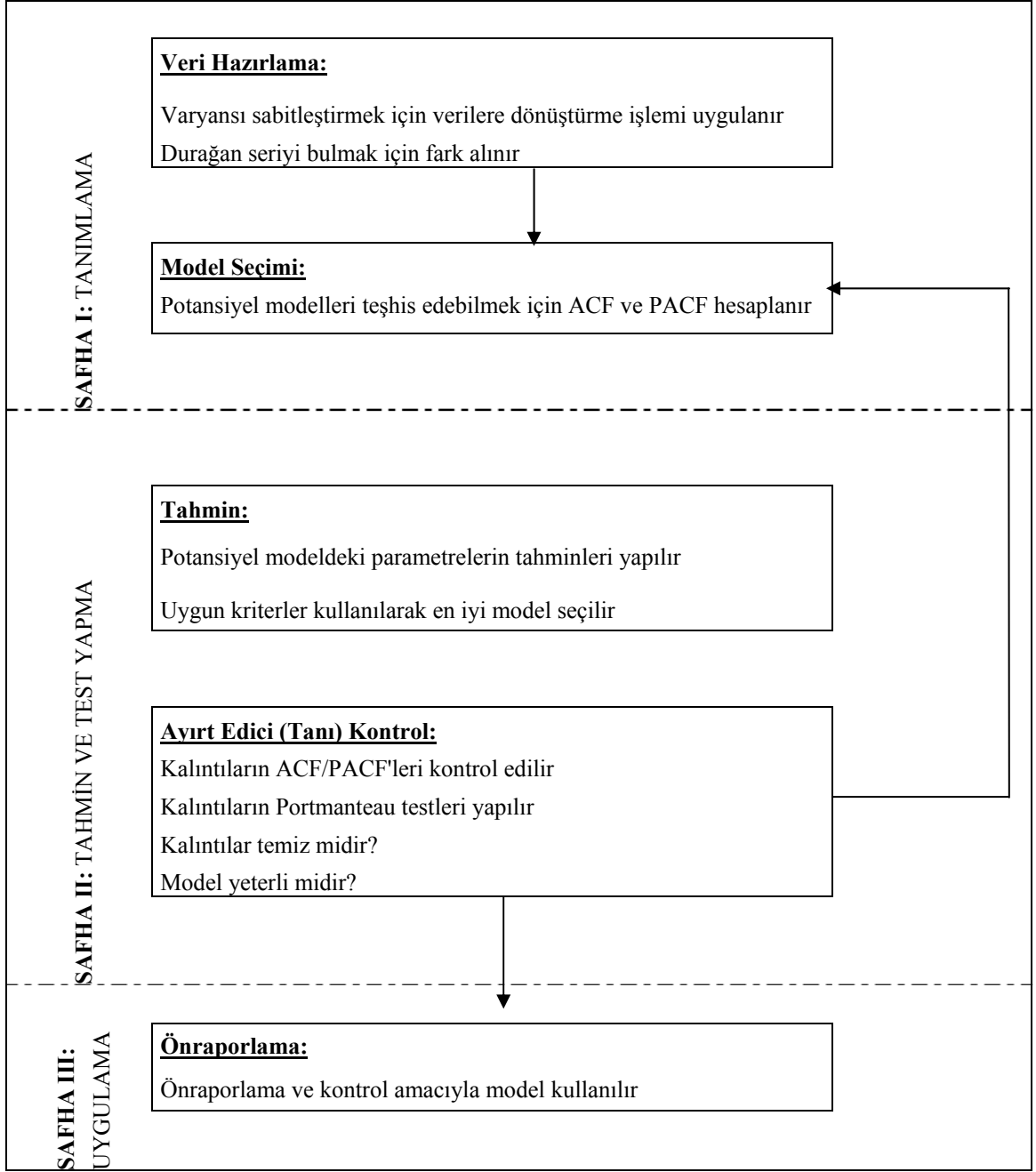
3.2. ARIMA Model Kurma Süreci: Box-Jenkins Yaklaşımı

Zaman serilerinin ARIMA olarak modellenmesinde en popüler yaklaşım George Box ve Gwilym Jenkins tarafından ortaya atılan Box-Jenkins(1970) metodolojisidir. Metodolojinin temel mantığı zaman serileri için özünde durağan olan ya da durağan hale getirilmiş ARIMA modelleri arasından en uygun modelin seçimidir.

Box-Jenkins metodolojisinin varsayımlarından söz edilecek olunursa (Yaffee and McGee 2000);

1. Veri eşit aralıklı gözlemlenmiş olmalı ve kayıp değer içermemelidir.
2. Parametre tahminlerinin etkin olması açısından yeterli sayıda gözlem değeri olmalıdır (genel kanı en çok olabilirlik yöntemi kullanıldığında 100 diğer durumlarda ise 50 gözlem değeri olması yönündedir). Tabi çok fazla gözlem her zaman iyi değildir. Bazen gözlem sayısının fazla olması verilerin eskimiş bilgi içerme olasılığını ortaya çıkarmaktadır. Bu duruma örnek olarak veri toplama metodolojisinin değişmesi bunun uzantısında veride bir takım yapısal bozukluklara yol açması gösterilebilir.
3. Modellenecek serinin daha önce açıklanan nedenlerden ötürü durağan olması gerekmektedir.
4. Box-Jenkins zaman serilerinin tam olması gerekmektedir. Yani seride aykırı gözlemler olmamalıdır.

Şekil 3.1'den de görüleceği üzere süreç modelin belirlenmesi, tahmin, test veya ayırt edici tanı kontrol ve öngörü olmak üzere 4 aşamadan oluşur.



Şekil 3.1. Box-Jenkins Yaklaşımı (Sevüktekin ve Nargeleçkenler (2007))

3.2.1. Model belirleme

Bir zaman serisinin modeli belirlenirken ilk önce serinin durağanlığı araştırılır. Daha önce de ifade edildiği gibi durağan olmayan zaman serilerinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon değerleri yüksek bir değerden başlayıp yavaş yavaş azalıyorsa serinin

durağanlığı hakkında şüphelenilir. Durağanlığı daha somut bir şekilde araştırmak için ise çeşitli durağanlık testlerine başvurulur. Serinin durağan olmadığı sonucuna varılırsa serinin bir kez farkı alınır ve tekrar durağanlığı incelenir. Ancak yine durağansızlık mevcut ise bir kez daha fark alınarak seri durağan hale getirilir (çoğu ekonomik seriyi durağan hale getirmek için en çok 2 kez fark almak yeterlidir).

Serinin durağanlığı sağlandıktan sonra seri için ön model belirlenir. Model belirlemekten kasıt serinin AR, MA ya da ARMA şeklinde model türünün ve derecesinin (parametre sayısı) belirlenmesidir. Daha öncede ifade edildiği gibi otokorelasyon fonksiyonu AR süreci, kısmi otokorelasyon fonksiyonu ise MA süreci hakkında bilgi verir. Çizelge 3.1 bu durum hakkında daha ayrıntılı ve açık bilgi sunmaktadır.

Çizelge 3.1. ACF ve PACF'nin teorik davranışları

Model	Otokorelasyon Fonksiyonu	Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu
AR (p)	Azalarak kaybolur	q gecikmeden sonra kesilir
MA (q)	p gecikmeden sonra kesilir	Azalarak kaybolur
ARMA (p,q)	Azalarak kaybolur ve p gecikmeden sonra kesilir	Azalarak kaybolur ve q gecikmeden sonra kesilir

Ancak bu çizelgede bahsedilen serilerin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının davranışları teorik davranışlardır. Uygulamada durum daha karmaşıktır. Düşük dereceli modellerde (AR(1), AR(2), MA(1), MA(2) veya ARMA(1,1)) otokorelasyonlar birbirlerinden kolaylıkla ayrılabilir ve tanımlanabilir.

Anlatılanlar bir süreç halinde ifade edilecek olunursa:

1.) Serinin zaman yolu grafiği çizdirilerek aykırı değerler gözlemlenir. Varyansın sabitliği için dönüşüm yapılır.

2.) Otokorelasyonlar ve kısmi otokorelasyonlar hesaplanır. Eğer otokorelasyonlarda ani

bir azalma olmuyorsa seri durağan değildir. Seriyi durağanlaştırmak için farklar alınarak ARMA modeli belirlenmeye geçilir.

3.a.) MA(q) süreci için otokorelasyonlar $k > q$ için $\rho_k = 0$ 'dır (yani q. gecikmeden sonra anlamlı otokorelasyon yoktur). Kısmi otokorelasyonlar ise bir süre anlamlı olmaya devam eder. Otokorelasyon fonksiyonunun kesilme noktasını belirlemek için $\pm 2\sqrt{T}$ değeri ile karşılaştırma yapılır.

b.) AR(p) süreci için kısmi otokorelasyonlar $k > p$ için $\phi_{kk} = 0$ 'dır (yani p. gecikmeden sonra anlamlı kısmi otokorelasyon yoktur). Otokorelasyonlar ise bir süre anlamlı olmaya devam eder. Kısmi otokorelasyon fonksiyonunun kesilme noktasını belirlemek için $\pm 2\sqrt{T}$ değeri ile karşılaştırma yapılır.

c.) Ne otokorelasyonlar ne de kısmi otokorelasyonlar belirli bir noktada kesilmiyorsa bu durumda ARMA modeli uygun olacaktır. AR ve MA bileşenlerinin derecesi otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon kalıplarından çıkarılabilir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler 2007).

İstatistiksel paket programlarının da yaygınlaşmasıyla model belirlemede otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon kalıplarının yanında bir takım model belirleme kriterlerinden de faydalanılabilir. Bunlardan söz edilecek olunursa

1.) Nihai tahmin hatası (FPE:Final Prediction Error):

Akaike(1969) tarafından geliştirilen kriterin temel mantığı pür AR(p) sürecine sahip Y_t zaman serisinin hatasının varyansını mümkün olduğunca küçük yapan model derecesinin belirlenmesidir.

$$FPE_p = \hat{\sigma}^2 \frac{n+p}{n-p}$$

Burada $\hat{\sigma}^2 : \sigma^2$ 'nin en çok olabilirlik tahmini, n:gözlem sayısı, p:modelin AR derecesi'dir (Brockwell and Davis 2002).

2.) (Yansız) Akaike bilgi kriteri (AICC (Bias-Corrected) Akaike Information Criteria):

FPE'den daha geçerli bir kriter olarak Akaike(1969) tarafından geliştirilmiştir (Gourieroux and Monfort 1997).

$$AIC(p, q) = \ln(\hat{\sigma}^2) + 2(p + q)/T$$

AIC, modele göre göreceli olarak yansız bir kriter olduğundan yani model derecesinin (p+q) yüksek ve gözlem sayısının kısıtlı olduğu durumlarda performansının zayıf kalmasından ötürü literatürde Hurvich and Tsai (1989) tarafından önerilen şekli

$$AIC_c = -2[\text{likelihood}(p, q)] + 2(p + q + 1) \frac{n}{n - p - q - 2}$$

yanlılığı düzeltilmiş AIC kullanılmaktadır. Ancak yüksek örneklemlerde AICC asimptotik olarak ($n \rightarrow \infty$) AIC'e denktir (Hurvich 2000).

3.) Bayes bilgi kriteri (BIC: Bayes Information Criteria):

Yapılan monte carlo benzetim çalışmaları (Jones (1975); Shibata (1976)) neticesinde AIC ve AICC'in yüksek dereceli modeller için büyük ceza oranı istatistikleri hesapladığı tespit edilmiştir. Bunun sonucu olarak da normalde derecesi daha düşük olan bir model için olduğundan daha yüksek dereceli bir model belirleme eğilimi sıkıntısını ortaya çıkarmaktadır (Brockwell and Davis 2002).

Bahsedilen bu sıkıntının giderilmiş hali olarak Akaike (1977) ve Schwarz (1978)

tarafından Bayes Bilgi Kriteri geliştirilmiştir.

$$BIC(p, q) = \ln(\hat{\sigma}^2) + (p + q) \ln T / T$$

BIC kriteri model seçiminde daha güçlü olduğundan daha basit modeller belirlemektedir (Gourieroux and Monfort 1997). Bu yüzden Box-Jenkins metodolojisinin doğasına daha uygun bir kriter olduğu söylenebilir.

4.) Hannan-Quinn bilgi kriteri (HQIC: Hannan-Quinn Information Criteria):

Diğer kriterlere alternatif olarak Hannan and Quinn (1979) tarafından geliştirilen Hannan-Quinn kriterini

$$HQIC(p, q) = \ln(\hat{\sigma}^2) + (p + q)c \ln \ln T / T, c > 2$$

şeklinde ifade etmek mümkündür (Gourieroux and Monfort 1997).

Görüldüğü gibi literatürde zaman serilerinin derecelerinin belirlenmesinde birçok kriter mevcuttur. Ancak bu kriterlerin hep birlikte performanslarının ampirik olarak ölçüldüğü sınırlı sayıda çalışma mevcuttur. Khim and Liew (2004) çalışmalarında; yüksek örneklemlerde ($t > 120$) Hannan-Quinn kriterinin, düşük örneklemlerde ($t < 60$) ise FPE ve Akaike kriterlerinin daha başarılı sonuçlar verdiğini ifade etmiştir.

3.2.2. Model tahmini

Uygun olan geçici ARIMA modeli belirlendikten sonra bu modelin parametreleri tahmin edilir. Eğer model pür AR süreci ise model parametrelerinin tahmin edilmesinde en küçük kareler yöntemi kullanılır. Eğer pür MA süreci veya karmaşık model (ARMA) ise parametrelerin tahmininde doğrusal olmayan (koşullu/koşulsuz) en küçük kareler ya da (tam) en çok olabilirlik yöntemi kullanılır. Ancak en çok olabilirlik yöntemi daha

çok tercih edilir.

1.) Doğrusal olmayan en küçük kareler tahmini

ARIMA modelinin parametrelerinin tahmininde kullanılan doğrusal olmayan en küçük kareler yönteminden kısaca bahsedilecek olunursa

Y_t durağan bir seri olmak üzere

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + e_t + \theta_1 e_{t-1}$$

ARIMA(1,1,1) modeli göz önüne alınarak bu model yeniden düzenlenip hata terimi eşitliğin sol tarafına alındığında

$$e_t = \frac{(1 - \phi_1 B) Y_t}{(1 - \theta_1 B)}$$

şeklini alacaktır. Burada amaç

$$f(Y_t, \phi_1, \theta_1) = \sum_{i=1}^n e_i^2 = \left(\frac{(1 - \phi_1 B)}{(1 - \theta_1 B)} \right)^2$$

hata kareler toplamı hedef kriterini minimize edecek şekilde parametre tahmini yapmaktır. Ancak burada e_{t-1} ve Y_{t-1} 'in başlangıç değerlerinin bilinmesi gerekmektedir (daha yüksek dereceli ARIMA modellerinde $\dots e_{t-2}, e_{t-1}$ ve $\dots Y_{t-2}, Y_{t-1}$ 'lerin bilinmesi gerekecektir). Bu değerler iteratif olarak (Marquardt algoritması⁶ ile) belirlenir. Koşullu

⁶ ARIMA model parametrelerinin doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmesi hakkında ayrıntılı bilgi için Pankratz (1983)'e başvurulabilir.

doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemindeki başlangıç değerleri gerçeklerine çok yakın olarak belirlenirken koşullu olmayan doğrusal olmayan en küçük kareler yönteminde bu değerler 0 ile başlar. Koşullu doğrusal olmayan en küçük kareler yöntemi ile en çok olabilirlik yöntemi sonuçları büyük örneklerde yakın sonuçlar vermektedir (Yaffee and McGee 2000).

2.) En çok olabilirlik tahmini

ARIMA modellerinin parametre tahmininde kullanılan bir diğer yöntemde en çok olabilirlik yöntemidir.

Parametreleri tahmin edilecek ARIMA modelinin log-olabilirlik fonksiyonu

$$l(\phi, \theta, \sigma^2) = -\frac{T}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T a_t[\phi, \theta]^2$$

göz önüne alındığında; Burada $a_t[\phi, \theta]$;

$$a_t[\phi, \theta] = Y_t - \sum_{j=1}^p \phi_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^q \theta_j a_{t-j}[\phi, \theta]$$

ile bir başlangıç değerinden başlanarak özyineli olarak hesaplanmaktadır.

ϕ ve θ parametrelerini tahmin etmek için

$$S(\phi, \theta) = a_t[\phi, \theta]^2$$

hata kareler toplamını minimum yapmak gerekir. Bunun için

$$\frac{\partial S(\hat{\phi}, \hat{\theta})}{\partial \phi} = 0, \frac{\partial S(\hat{\phi}, \hat{\theta})}{\partial \theta} = 0$$

kısmi türevler alınır.

$$\begin{vmatrix} \hat{\phi}_n \\ \hat{\theta}_n \end{vmatrix} = \begin{vmatrix} \hat{\phi}_{n-1} \\ \hat{\theta}_{n-1} \end{vmatrix} - \begin{vmatrix} \frac{\partial^2 S(\hat{\phi}_{n-1}, \hat{\theta}_{n-1})}{\partial \phi \partial \phi^T} & \frac{\partial^2 S(\hat{\phi}_{n-1}, \hat{\theta}_{n-1})}{\partial \theta \partial \phi^T} \\ \frac{\partial^2 S(\hat{\phi}_{n-1}, \hat{\theta}_{n-1})}{\partial \phi \partial \theta^T} & \frac{\partial^2 S(\hat{\phi}_{n-1}, \hat{\theta}_{n-1})}{\partial \theta \partial \theta^T} \end{vmatrix}^{-1} \begin{vmatrix} \frac{\partial^2 S(\hat{\phi}_{n-1}, \hat{\theta}_{n-1})}{\partial \phi} \\ \frac{\partial^2 S(\hat{\phi}_{n-1}, \hat{\theta}_{n-1})}{\partial \theta} \end{vmatrix}$$

Ancak bu işlem $\hat{\phi}_0$ ve $\hat{\theta}_0$ için bir başlangıç değeri üzerinden Newton metodu gibi doğrusal olmayan optimizasyon prosedürleri kullanılarak gerçek değerlere yakınsayana kadar iteratif bir şekilde gerçekleştirilir.

Model ters çevrilebilir ve gözlem sayısı yüksek olduğunda başlangıç değerlerinin en çok olabilirlik tahmin edicilerine etkisi çok küçüktür. Dolayısıyla başlangıç değerlerinin koşulsuz olarak 0 veya koşullu olarak 0'a çok yakın bir değerden başlanarak belirlenmesi uygundur. Bununla birlikte Box-Jenkins en iyi başlangıç değerlerinin geriye dönük tahmin metodları kullanılarak belirlenmesi gerektiğini önermektedir.

σ^2 parametresinin tahmini için ise

$$\frac{\partial l(\phi, \theta, \hat{\sigma}^2)}{\partial \sigma^2} = -\frac{T}{2} \frac{1}{\hat{\sigma}^2} + \frac{1}{2(\hat{\sigma}^2)^2} \sum_{t=1}^T \hat{a}_t^2 = 0$$

olabilirlik fonksiyonunun σ^2 'e göre kısmi türevini hesaplamak gerekir. Bu işlemin sonucundan

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{a}_t^2$$

elde edilir (Sampson 2001).

3.2.3. Ayırt edici tanı kontrol

Box-Jenkins metodolojisinin bu aşamasında, birinci aşamada belirlenen ve ikinci aşamada da tahmini yapılan modelin uygunluk kontrolü yapılır. Model uygunluk kontrolü;

- Model parametrelerinin değerlendirilmesi
- Uyum iyiliği testi
- Kalıntıların normallik testi
- Kalıntıların ilişki testi
- Öngörü performansı değerlendirmesi

olarak özetlenebilir.

1.) Model parametrelerinin değerlendirilmesi

Box-Jenkins metodolojisinin temel prensibi cimrilik prensibidir. Yani mevcut verinin gereksiz parametre kullanılmadan mümkün olduğunca en az sayıda parametre ile modellenmesidir. Örneğin AR(1) modeli ile AR(2) modeli diğer tüm açılardan aynı ise AR(1) modelinin seçilmesi daha uygundur. Çünkü cimri modeller parametre sayısı fazla olan modellere göre daha iyi öngörüler vermektedir (Pankratz 1983).

Model parametrelerinin istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir. Yani parametrelerin t istatistiklerinin mutlak değerce 2 civarından büyük olmasıdır ki bu da

%5 önem seviyesinde istatistiksel anlamlılık demektir. Ayrıca AR sürecinin parametreleri ile MA sürecinin parametrelerinin ilişkisiz olması gerekmektedir. Yani çoklu eş doğrusallık probleminin olmamasıdır. Artık bu problem pek çok istatistiksel paket programları tarafından kullanıcılara sunulan parametrelerin korelasyon matrislerine bakılarak teşhis edilebilmektedir (Pankratz 1983; Yaffee and McGee 2000).

AR sürecinin durağanlık şartı için parametrelerinin birim kök çemberi içinde olması gerekmektedir. Örneğin AR(1) sürecinin birinci dereceden parametre değeri mutlak değerce 1'e yakınsa süreç muhtemelen durağan dışıdır.

Benzer şekilde ters çevrilebilirlik şartı gereğince MA sürecinin parametrelerinin de birim kök çemberi içinde olması gerekmektedir. Örneğin MA(2) sürecinin birinci ve ikinci dereceden parametrelerinin toplamının ve farklarının 1'den küçük olması ve ikinci dereceden parametrenin de mutlak değerce 1'den küçük olması gerekmektedir. ARMA sürecinin durağanlık ve ters çevrilebilirlik sınırları dışında olması modelin yanlış tanımlanmasına bunun uzantısında da model tahmininde parametre tahminlerinin yakınsamama problemi ortaya çıkmaktadır (Yaffee and McGee 2000).

2.) Uyum iyiliği testi

Uyum iyiliği testi açıklanacak olunursa;

Belirlenerek tahmini yapılmış ARMA(p,q) modeli

$$Y_t = \sum_{j=1}^p \phi_j Y_{t-j} + a_t + \sum_{j=1}^q \theta_j a_{t-j}$$

olsun. Ancak gerçek modelin

$$Y_t = \sum_{j=1}^p \phi_j Y_{t-j} + a_t + \sum_{j=1}^q \theta_j a_{t-j} \\ + \phi_{p+1} Y_{t-(p+1)} + \phi_{p+2} Y_{t-(p+2)} + \dots + \phi_{p+r} Y_{t-(p+r)}$$

ARMA(p+r,q) olması durumunda

$$H_0 : \phi_{p+1} = \phi_{p+2} = \dots = \phi_{p+r} = 0$$

test edilmesi gerekecektir.

Aynı düşünce ile gerçek modelin

$$Y_t = \sum_{j=1}^p \phi_j Y_{t-j} + a_t + \sum_{j=1}^q \theta_j a_{t-j} \\ + \theta_{q+1} a_{t-(q+1)} + \theta_{q+2} a_{t-(q+2)} + \dots + \theta_{q+r} a_{t-(q+r)}$$

ARMA(p,q+r) olması durumunda

$$H_0 : \theta_{q+1} = \theta_{q+2} = \dots = \theta_{q+r} = 0$$

test edilmesi gerekecektir. Bunun için kısıtlı modelin hata varyansının en çok olabilirlik tahmini ile kısıtlanmamış⁷ modelin hata varyansının en çok olabilirlik tahmininden oluşan test istatistiğine bakılır. Yani

$$l_U^* = \begin{aligned} l_{p+r,q}^* &= -\frac{T}{2} \ln(\hat{\sigma}_{p+r,q}^2) - \frac{T}{2} \\ l_{p,q+r}^* &= -\frac{T}{2} \ln(\hat{\sigma}_{p,q+r}^2) - \frac{T}{2} \end{aligned} \quad \text{ve } l_R^* = l_{p,q}^* = -\frac{T}{2} \ln(\hat{\sigma}_{p,q}^2) - \frac{T}{2}$$

⁷ Aynı anda p ve q'nun derecesi ARMA(p,q) ile ARMA(p+r,q+r) modellerinin ortak köklerinin birbirlerini götürmelerinden dolayı denk olmayacağından artırılmaz.

olmak üzere yokluk hipotezi altında ARMA(p,q) modelinin yeterli olması durumunda

$$\Delta = -2(l_R^* - l_U^*)$$

$$= T \ln \left(\frac{\hat{\sigma}_{p,q}^2}{\hat{\sigma}_{p+r,q}^2} \right)^a \sim \chi_r^2 \text{ veya } T \ln \left(\frac{\hat{\sigma}_{p,q}^2}{\hat{\sigma}_{p,q+r}^2} \right)^a \sim \chi_r^2$$

test istatistiğinin asimtotik olarak r serbestlik derecesi ile ki-kare(r) dağılması gerekir (Sampson 2001).

3.) Normallik testi

Çoğu zaman aykırı değerler, ölçüm hataları ya da veri giriş hataları artıkların yapısının bozulmasına yol açar. Tahmin edilen ARMA modeli

$$\hat{\phi}(B)Y_t = \hat{\theta}(B)a_t$$

şeklinde tanımlanmış olsun. Buradan hatayı

$$\hat{a}_t = \frac{\hat{\phi}(B)}{\hat{\theta}(B)} Y_t$$

şeklinde tanımlamak mümkündür. Eğer model doğru ise hataların $\hat{a}_t \stackrel{i.i.n.}{\sim} (0, \sigma^2)$ dağılması ya da

$$\hat{z}_t = \frac{\hat{a}_t}{\hat{\sigma}}$$

olmak üzere $\hat{z}_t \stackrel{i.i.n.}{\sim} N(0,1)$ dağılması gerekecektir. Hataların bu şekilde temiz dağıldığını test etmenin basit ancak etkili bir yolu hataların zaman yolu grafiğine bakmaktır. Aslında hataların normal dağılmamasının sebebi eğiklik ve basıklık istatistiklerinin yapısından kaynaklanmaktadır. Hataların normal dağılıp dağılmadığının bir diğer kontrolü de bu istatistiklerin yapısının incelenmesidir. Bunun için

$$\hat{\kappa}_3 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{z}_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{\hat{a}_t^2}{\hat{\sigma}^4} \text{ ve } \hat{\kappa}_4 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{z}_t^4 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{\hat{a}_t^4}{\hat{\sigma}^4}$$

şeklinde tanımlanan eğiklik ve basıklık istatistiklerinin

$$H_0 : \hat{\kappa}_3 = 0 \text{ ve } H_0 : \hat{\kappa}_4 = 3$$

şeklinde hipotez testine tabi tutularak

$$\hat{t}_3 = \sqrt{\frac{T}{6}} \hat{\kappa}_3 \stackrel{a}{\sim} N(0,1) \text{ ve } \hat{t}_4 = \sqrt{\frac{T}{24}} (\hat{\kappa}_4 - 3) \stackrel{a}{\sim} N(0,1)$$

t istatistiklerinin asimtotik olarak normal dağıldığını göstermek gerekir. $|\hat{t}_3| > 1,96$ veya $|\hat{t}_4| > 1,96$ olması durumunda hataların normal dağılmadığı sonucuna ulaşılır. Bu durumlar daha ayrıntılı olarak incelendiğinde $\hat{t}_3 > 1,96$ olması durumunda pozitif aykırı değer olduğu, $\hat{t}_3 < -1,96$ olması durumunda da negatif aykırı değer olduğu anlamına gelmektedir. Eğiklik ve basıklığı

$$H_0 : \hat{\kappa}_3 = 0, \hat{\kappa}_4 = 3$$

birlikte test etmek mümkündür. Bunun için

$$JB = \hat{t}_3^2 + \hat{t}_4^2 = T \left(\frac{\hat{\kappa}_3^2}{6} + \frac{(\hat{\kappa}_4 - 3)^2}{24} \right) \sim \chi_2^2$$

Jarque-Bera test istatistiği kullanılır. $JB > 6$ ise hatalar normal dağılmaz.

4.) Hataların ilişki testi

Portmanteau testleri ile hatalar arasındaki ilişkiler kontrol edilir. Yani tahmin edilen

$$\hat{a}_t = Y_t - \sum_{j=1}^p \hat{\phi}_j Y_{t-j} - \sum_{j=1}^q \hat{\theta}_j a_{t-j} \quad (3.8)$$

ARMA modelinin hatası denklem (3.8) ile tanımlandığında hatalar arasındaki otokorelasyon

$$\hat{\rho}_a(h) = \frac{\sum_{t=1}^{T-h} \hat{a}_t \hat{a}_{t-h}}{\sum_{t=1}^T \hat{a}_t^2}$$

olmak üzere

$$H_0 : \rho_a(1) = \rho_a(2) = \dots = \rho_a(h) = 0$$

$$H_1 : \text{enazbir } \rho_a(i) \neq 0, i = 1 \dots h$$

hipotezleri Box and Pierce (1970)'ın önerdiği

$$BPQ = T \sum_{h=1}^M \hat{\rho}_a(h)^2 \sim \chi_M^2, M \approx \sqrt{T}$$

test istatistiği ile test edilir. Ancak küçük örneklem durumunda bu istatistik χ_{M-p-q}^2 dağılır. Yapılmış olan teorik ve monte carlo benzetim çalışmaları neticesinde Box-Pierce test istatistiğinin küçük örneklemelerde güvenilir olmayan sonuçlar verdiği tespit edilmiştir. Bunun sonucu olarak Ljung and Box (1978) tarafından küçük örneklemelerde daha etkin

$$LBQ = T(T+2) \sum_{h=1}^M (T-h)^{-1} \hat{\rho}_a(h)^2 \sim \chi_M^2$$

bir test istatistiği geliştirilmiştir (Sampson 2001).

5.) Öngörü performansı değerlendirmesi

Modelin tahmin açısından doğruluğu ölçüldükten sonra tahmin edilen model ile yapılacak öngörülerin performansları değerlendirilebilir. Öngörü performanslarının ölçülmesine yönelik literatür tarafından önerilen birkaç kriter mevcuttur. Bunlar;

Ortalama mutlak yüzde hata (Mean Absolute Percentage Error-MAPE): Farklı modeller ile ya da farklı zaman dilimlerinde yapılan öngörülerin doğruluğunu karşılaştırmak için kullanılır. Bu kriter

$$MAPE = \frac{1}{n} \left(\frac{|A_t - F_t|}{A_t} \right) \cdot 100$$

şeklinde tanımlanır. Burada n:gözlem sayısı, A_t : gerçek gözlemlenen değer, F_t : öngörülüş değer'dir. Bu kriter ile t dönemine ait gerçek değer ile öngörüsü yapılan değerlerin farkından hesaplanan mutlak hatayı gerçek değere bölünerek ortalama hata elde edilir. Daha sonra bu oran yüzdelik ifadeye çevrilir. Bu yüzden MAPE değerinin küçük olması istenir. Levis (1982), farklı MAPE değerlerinin ne anlama geldiklerini;

MAPE deęerinin %10'dan kk olması son derece doęru ngr yapılmıřtır

MAPE deęeri %10 ile %20 arasında ise iyi ngr yapılmıřtır

MAPE deęeri %20 ile %50 arasında ise kabul edilebilir ngr yapılmıřtır

MAPE deęeri %50'den bykse kabul sınırları dıřında ngr yapılmıřtır.

řeklinde zetlemiřtir (Frechtling 2001).

Theil's U-statistics: ngr performansını len bir dięer kriter U istatistięi

$$U = \sqrt{\frac{\sum \left(\frac{F_{t+1} - A_{t+1}}{A_t} \right)^2}{\sum \left(\frac{A_{t+1} - A_t}{A_t} \right)^2}}$$

řeklinde tanımlanır. Bu istatistięin yorumlanması

U= 1.00 – 0.80: Model ok gl ngrler deęerleri saęlamaktadır.

U= 0.80 – 0.60: Model makul seviyenin stnde ngr deęerleri saęlamaktadır.

U= 0.60 – 0.40: Model kabul edilebilir seviyede ngr deęerleri saęlamaktadır.

U= 0.40 – 0.20: Model zayıf ngr deęerleri saęlamaktadır.

U= 0.20 – 0.00: Model ok zayıf ngr deęerleri saęlamaktadır.

şeklinde olmaktadır (Ertuna 2010).

Modifiye Edilmiş Yön Kesinliği Kriteri (Modified Direction Accuracy – MDA):

$$y_{i+1} - y_i \leq 0 \text{ olduğunda } A_i = 1$$

$$y_{i+1} - y_i > 0 \text{ olduğunda } A_i = 0$$

$$\hat{y}_{i+1} - \hat{y}_i \leq 0 \text{ olduğunda } F_i = 1$$

$$\hat{y}_{i+1} - \hat{y}_i > 0 \text{ olduğunda } F_i = 0 \text{ ve}$$

$$D_i = (A_i - F_i)^2 \text{ olmak üzere}$$

$$MDA = \frac{\sum_{i=1}^{T-1} D_i}{T-1}$$

şeklinde tanımlanır (Eğrioğlu *et al.* 2008).

Öngörü performansını ölçen diğer kriterleri aşağıdaki şekilde özetlemek mümkündür.

Hata Kareler Ortalaması (Mean Square Error-MSE):

$$MSE = \frac{1}{n} \left(\frac{(A_t - F_t)^2}{A_t} \right)$$

Hata Kareler Ortalamasının Karekökü (Root Mean Square Error-RMSE):

$$RMSE = \frac{1}{n} \sqrt{\left(\frac{(A_t - F_t)^2}{A_t} \right)}$$

En Büyük Mutlak Yüzde Hata (Maximum Absolute Percentage Error-maxAPE):

$$\max APE = \max \left[\left(\frac{|A_t - F_t|}{A_t} \right) \cdot 100 \right]$$

En Büyük Mutlak Hata (Maximum Absolute Error-maxAE):

$$\max APE = \max \left[\left(\frac{|A_t - F_t|}{A_t} \right) \right]$$

3.3. Aykırı Değerler

Zaman serileri ekonomik ve sosyal olguların ölçümleri olduğundan çoğu zaman beklenmedik ve kontrol edilemeyen müdahalelerin (köklü politika değişiklikleri, yeni bir politikanın uygulanması; grevler, savaşlar, doğal felaketler vb.) etkisi altındadır. Bu etkiler serilerde zaman zaman aykırı gözlemlerin oluşmasına sebep olmaktadır. Aykırı gözlemler ise zaman serilerinde yanlış model tanımlanmasına ve parametre tahminlerinin yansızlığını ve etkinliğini etkilemekte bunun uzantısında da yanlış öngörülere sebep olmaktadır.⁸ (Abraham and Chuang 1989; Chen and Liu 1993). Bu yüzden model tahmin aşamasında aykırı değerlerin serilerden arındırılması gerekmektedir.

Aykırı değerlerin tespiti üzerine oldukça fazla sayıda yayın yer almaktadır. İlk kez aykırı değer tespiti Fox (1972) ile başlamıştır. Fox (1972), aykırı değerleri (müdahale ve

⁸ Bakınız: Abraham and Box (1979), Chen and Tiao (1990), Guttman and Tiao (1978), Hillmer (1984), Hillmer *et. al* (1983), Ledolter (1988), Tsay(1986)

ek aykırı değer) AR modelinde tespit etmek için kurguladığı hipotezleri olabilirlik oranı yaklaşımı ile test etmiştir. Chang (1982) ve Chang and Tiao (1983), Fox (1972)'un önerdiği testi ARIMA modelinde aykırı değerleri en çok olabilirlik yöntemini kullanarak iteratif bir biçimde tespit edecek şekilde genişletmişlerdir. Muirhead (1986), AR modelinde aykırı değer tiplerinin ayrıştırılması üzerinde durmuş. Abraham and Yatawara (1988), aykırı değerlerin testi için “Lagrange multiplier” yaklaşımını önermiştir. Bruce and Martin (1989), eşanlı olarak farklı tipteki aykırı değerleri tespit etmiş ve bu çalışma literatürdeki diğer çalışmalara referans niteliğinde olmuştur. Chen and Liu (1993) ise aykırı değerlerin ve parametrelerin toplu tahmini üzerine yoğunlaşmıştır (Ljung 1993; Abraham and Chuang 1989; Atkinson *et al.* 1997).

Aykırı değerlerin tespitinde Chin and Liu (1993) yaklaşımı açıklanacak olunursa;

Gözlemlenen $\{Y_t\}$ zaman serisi genel ARMA modeli

$$Y_t = \frac{\theta(B)}{\alpha(B)\phi(B)} a_t \quad t = 1, \dots, n \quad (3.9)$$

şeklinde ifade edilsin. Burada $\theta(B)$, $\phi(B)$ ve $\alpha(B)$, B 'nin bir polinomuudur. $\theta(B)$ ve $\phi(B)$ 'nin tüm kökleri birim kök çemberi dışında, $\alpha(B)$ 'nin tüm kökleri ise birim kök çemberi içindedir. Yani $\theta(B)$ ve $\phi(B)$, birim kök içermeyen durağan MA ve AR süreçleri. $\alpha(B)$ ise zaman serisinin durağan olmayan kısmı şeklinde ifade edilebilir.

Aykırı değerlerin etkisinde olan zaman serisi ise

$$Y_t^* = Y_t + \omega \frac{A(B)}{G(B)H(B)} I_t(t_1)$$

şeklinde ifade edilir. Burada Y_t , ARMA sürecine sahip (3.9)'da yer alan ifadedir. $I_t(t_1)$,

aykırı deęerin gözlemler içindeki yerini belirten gösterge deęişkenidir ve $t = t_1$ olduęunda $I_i(t_1) = 1$, dięer tüm durumlarda $I_i(t_1) = 0$ dır. ω ve $A(B)/\{G(B)H(B)\}$, aykırı deęerin etkisi ve türünü tanımlar.

Bu yaklaşım aykırı deęerin yerinin ve türünün önceden bilinmedięi varsayımı altında gerçekleştirilir. Bu yüzden müdahale (Innovational Outlier:IO), ek aykırı deęer (Additive Outlier:AO), geçici deęişim (Transitory Change:TC) ve seviye kayması (Level Shift: LS) olmak üzere 4 farklı tipte aykırı deęer tanımlaması yer alır. Bunların tanımlamaları

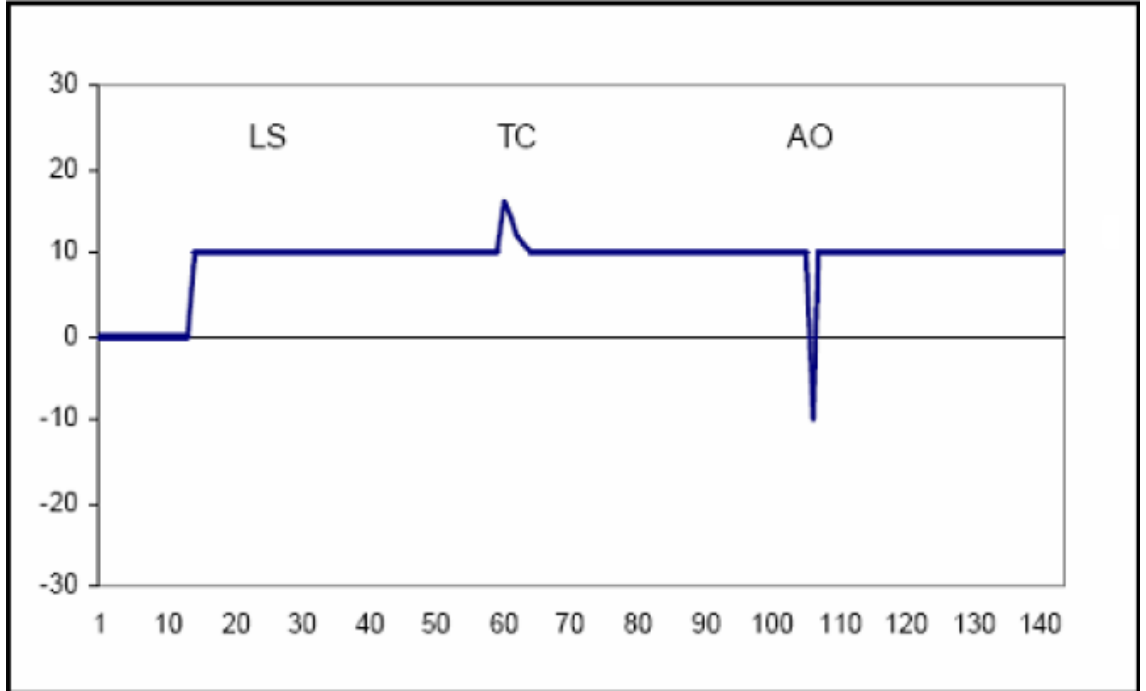
$$\text{IO: } \frac{A(B)}{G(B)H(B)} = \frac{\theta(B)}{\alpha(B)\phi(B)}$$

$$\text{AO: } \frac{A(B)}{G(B)H(B)} = 1$$

$$\text{TC: } \frac{A(B)}{G(B)H(B)} = \frac{1}{(1 - \delta B)}$$

$$\text{LS: } \frac{A(B)}{G(B)H(B)} = \frac{1}{(1 - B)}$$

şeklindedir. Grafik gösterimi ise Şekil 3.2'deki gibidir.



Şekil 3.2. Aykırı Değerler

Ek aykırı değer, seride tek bir gözlemde meydana gelen anlık değişimdir. Geçici değişimde, anlık bir zıplamadan sonra seri tekrar eski seviyesine yavaş yavaş döner. Seviye kaymasında, serinin seviyesinde kırılma meydana gelir. Ek aykırı değer ($\delta = 0$) ve seviye kayması ($\delta = 1$), geçici değişim'in özel bir durumudur. Geçici değişimde δ değeri araştırmacı tarafından belirlenebildiği gibi Chin and Liu (1993) bu değerini "0.7" olarak belirlenmesi gerektiğini önermektedir.

Tahmin edilen artıklar üzerinden aykırı değerlerin tahmini için

$Y_t, t = J, \dots, n$ ($J > p + d + q$) aralığında gözlenen zaman serisi

p, d, q sırasıyla $\phi(B), \alpha(B), \theta(B)$ polinomlarının dereceleri

$$\pi(B) = \{\phi(B)\alpha(B)\} / \{\theta(B)\} = 1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots,$$

olmak üzere aykırı değerler barındıran tahmin edilen artıkları

$$\hat{e}_t = \pi(B)Y_t^* \quad t = 1, 2, \dots,$$

şeklinde tanımlansın. Bu ifadenin 4 farklı tipteki aykırı değer için ayrıştırılmış biçimi olan

$$\text{IO: } \hat{e}_t = \omega I_t(t_1) + a_t$$

$$\text{AO: } \hat{e}_t = \omega \pi(B) I_t(t_1) + a_t$$

$$\text{TC: } \hat{e}_t = \omega \{ \pi(B) / (1 - \delta B) \} I_t(t_1) + a_t$$

$$\text{LS: } \hat{e}_t = \omega \{ \pi(B) / (1 - B) \} I_t(t_1) + a_t$$

ifadelerini yazmak mümkündür. Bu ifadeleri toplu halde yeniden

tüm i ve $t < t_1$ için $x_{it} = 0$

tüm i için $x_{it_1} = 1$

$$k \geq 1 \text{ için } \begin{cases} x_{1(t_1+k)} = 0 \\ x_{2(t_1+k)} = -\pi_k \\ x_{3(t_1+k)} = 1 - \sum_{j=1}^k \pi_j \\ x_{4(t_1+k)} = \delta^k - \sum_{j=1}^{k-1} \delta^{k-j} \pi_j - \pi_k \end{cases}$$

olmak üzere

$$\hat{e}_t = \omega x_{it} + a_t \quad t = t_1, t_1 + 1, \dots, n \text{ ve } i = 1, 2, 3, 4$$

şeklinde yazmak mümkündür. $t = t_1$ için aykırı değerlerin etkisinin en küçük kareler tahmini

$$\hat{\omega}_{IO}(t_1) = \hat{e}_{t_1}, \quad \hat{\omega}_{AO}(t_1) = \frac{\sum_{t=t_1}^n \hat{e}_t x_{2t}}{\sum_{t=t_1}^n x_{2t}^2}, \quad \hat{\omega}_{LS}(t_1) = \frac{\sum_{t=t_1}^n \hat{e}_t x_{3t}}{\sum_{t=t_1}^n x_{3t}^2}, \quad \hat{\omega}_{TC}(t_1) = \frac{\sum_{t=t_1}^n \hat{e}_t x_{4t}}{\sum_{t=t_1}^n x_{4t}^2}$$

şeklindedir. Standartlaştırılmış test istatistikleri ise

$$\hat{\tau}_{IO}(t_1) = \hat{w}_{IO}(t_1) / \hat{\sigma}_a, \quad \hat{\tau}_{AO}(t_1) = \{\hat{\omega}_{AO}(t_1) / \hat{\sigma}_a\} \left(\sum_{t=t_1}^n x_{2t}^2 \right)^{1/2}$$

$$\hat{\tau}_{LS}(t_1) = \{\hat{\omega}_{LS}(t_1) / \hat{\sigma}_a\} \left(\sum_{t=t_1}^n x_{3t}^2 \right)^{1/2}, \quad \hat{\tau}_{TC}(t_1) = \{\hat{\omega}_{TC}(t_1) / \hat{\sigma}_a\} \left(\sum_{t=t_1}^n x_{4t}^2 \right)^{1/2}$$

şeklindedir. Bu süreç çoklu aykırı değer için geliştirilecek olunursa;

t_1, \dots, t_m zamanlarında m adet aykırı değer bulunduğu varsayılan Y_t^* zaman serisi

$$Y_t^* = \sum_{j=1}^m w_j L_j(B) I_t(t_j) + \frac{\theta(B)}{\phi(B)\alpha(B)} a_t$$

şeklinde ifade edilsin. Burada IO için $L_j(B) = \theta(B) / \{\phi(B)\alpha(B)\}$, AO için $L_j(B) = 1$, LS

için $L_j(B) = 1/(1-B)$, TC için $L_j(B) = 1/(1-\delta B)$ dır.

Y_t^* zaman serisinin tahmin edilen hataları

$$\hat{e}_t = \sum_{j=1}^m w_j \pi(B) L_j(B) I_t(t_j) + a_t$$

şeklindedir. Bu ifadeden $t = 1, \dots, n$ ve $j = 1, \dots, m$ için $\hat{\tau}_{IO}(t_j)$, $\hat{\tau}_{AO}(t_j)$, $\hat{\tau}_{LS}(t_j)$ ve $\hat{\tau}_{TC}(t_j)$ test istatistikleri hesaplanır.

$$\eta_t = \max\{|\hat{\tau}_{IO}(t)|, |\hat{\tau}_{AO}(t)|, |\hat{\tau}_{LS}(t)|, |\hat{\tau}_{TC}(t)|\} \text{ olmak üzere}$$

Aykırı değerler $t = 1, \dots, n$ ve $j = 1, \dots, m$ için $\max_t \eta_t = |\hat{\tau}_{tp}(t_j)| > C$ kistasına göre Chin and Liu (1993) de yer alan algoritma çerçevesinde belirlenir. Burada C^9 daha önceden belirlenmiş kritik değer; tp ise IO, AO, LS ve TC aykırı değerlerini ifade eder.

⁹ Bu kritik değer $n=50$ için Chin and Liu (1993)'de "3.025" olmakla birlikte gözlem sayısı, modeldeki parametre sayısı ve aykırı değer tipine göre değişkenlik göstermektedir.

4. ARAŞTIRMA BULGULARI

Bu bölümde, Kuramsal Temeller bölümünde açıklanan Box-Jenkins'in ARIMA modellerini model kalıbı kabul edilerek ve Materyal ve Yöntem bölümünde zaman serileri için yeni gelişmelerin de dikkate alındığı metodolojilerin, seçilmiş bitkisel ve hayvansal üretim serilerine uygulamasından elde edilen bulgulara yer verilecektir.

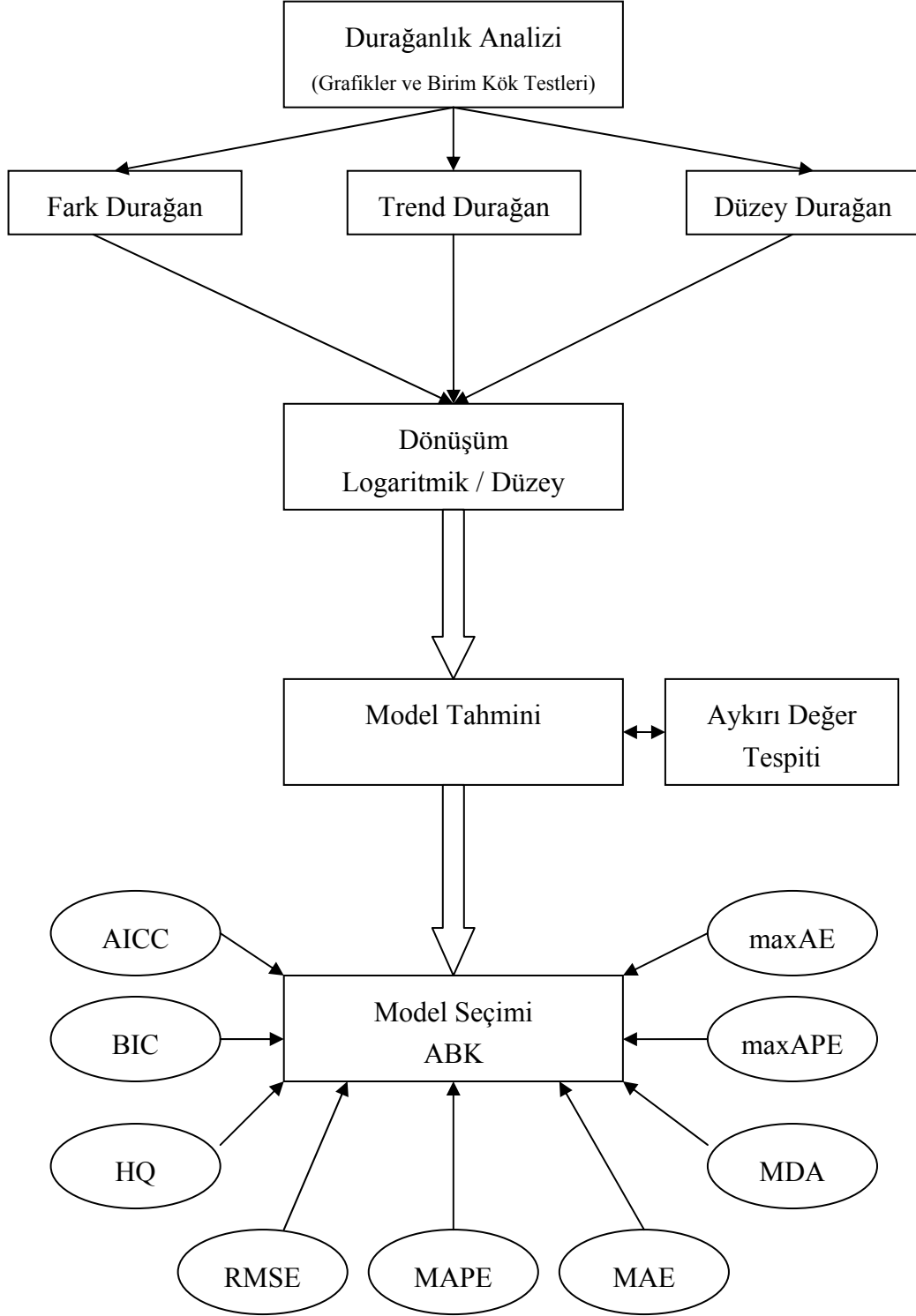
Çalışmada materyal (veri) olarak Türkiye İstatistik Kurumunun yayınladığı ulusal üretim ve ihracatta önemli bir paya sahip bazı önemli Bitkisel Üretim (buğday, arpa, mısır, şeker pancarı, patates ve üzüm) ve Hayvansal Üretim (et ve süt) serileri ele alınacaktır. Kapsam olarak 1925 – 2008 yılları arasındaki yıllık zaman serileri dikkate alınacaktır. Çalışmada analize konu olan bitkisel üretim serilerinin seçiminde bitkisel üretimde üretim değeri ve ekilen alan olarak en büyük paya sahip olan seriler dikkate alınmıştır.

Çizelge 4.1. Seçilmiş tarım ürünlerinin bitkisel üretim içindeki payı (%)

Ürünler	2006		2007		2008	
	Üretim Payı	Ekilen Alan	Üretim Payı	Ekilen Alan	Üretim Payı	Ekilen Alan
Buğday	13	49	13	48	15	49
Arpa	5	21	4	20	4	18
Mısır	2	3	3	3	3	4
Şeker Pancarı	2	2	2	2	2	2
Patates	3	1	4	1	3	1
Fındık	5		4		5	
Elma	3		4		4	
Üzüm	5		5		5	

Çizelge 4.1'de, çalışmada öngörüsü yapılacak olan tarımsal ürünlerin bitkisel üretim içindeki payları sunulmuştur. Hem üretim değeri hem de ekilen alan olarak en büyük paya sahip ürün Buğday'dır. Bu ürünü sırasıyla Arpa, Mısır, Fındık, Üzüm, Patates, Elma ve Şekerpancarı takip etmektedir. Hayvansal üretim için ise zaten en büyük üretim

değerine sahip olduğu aşıkâr olan Et ve Süt üretimi seçilmiştir.



Şekil 4.1. Model Belirleme Prosedürü

Çalışmada zaman serilerinin durağanlığının tespitinden nihai öngörü modeli seçimine kadar bir süreci içeren model belirleme prosedürü izlenmiştir. Bu algoritmaya Şekil 4.1’de yer verilmiştir. Bu algoritma öngörüsü yapılacak zaman serilerinin, zaman yolu ve korelogram grafikleri ile çeşitli birim kök testlerinden yararlanılarak durağan dışılığının tespiti ile başlar. Durağan dışılık tespit edildikten sonra seriler uygun bir dönüşüm ile durağan hale getirilir. Eğer seri fark durağan ise fark alınarak, trend durağan ise ARIMA modeline zaman trendi konularak durağan hale getirilir. Daha sonra her bir seri için otoregresif (AR) ve hareketli ortalama (MA) derecesi maksimum 2 olacak şekilde 8 farklı ARIMA model kombinasyonu belirlenir. Her bir model için logaritmik dönüşüm gerekip gerekmediği BIC kriteri ile belirlenir. Modellerin tahmin edilmesinde en çok olabilirlik yöntemi kullanılmıştır. Ayrıca model tahmin aşamasında aykırı değerlerin¹⁰ etkisi de dikkate alınmıştır. Son aşama olan model seçim aşamasında, literatürde yaygın olarak kullanılan 9 farklı model seçim kriterinin¹¹ bileşiminden oluşan ve bu çalışma için özel olarak oluşturulan ağırlıklı bilgi kriteri kullanılmıştır. Ağırlıklı bilgi kriteri tüm bilgi kriterlerinin standartlaştırılması ile oluşturulmuş ve 0 ile 1 arasında bir değere sahiptir. En düşük ağırlıklı bilgi kriteri değerine sahip olan model seçilerek ilgili serinin bu model ile öngörüsü yapılmıştır.

Birim kök testlerinde Eviews 6.0 paket programı ve Winrats 7.0¹² paket programı, model tahmini ve aykırı değer düzeltilmesi için SPSS 17.0 paket programı kullanılmış, model seçim kriterleri ise Excel’de hesaplanmıştır.

4.1. Durağanlığın ve Durağan Dışılığın Tespiti

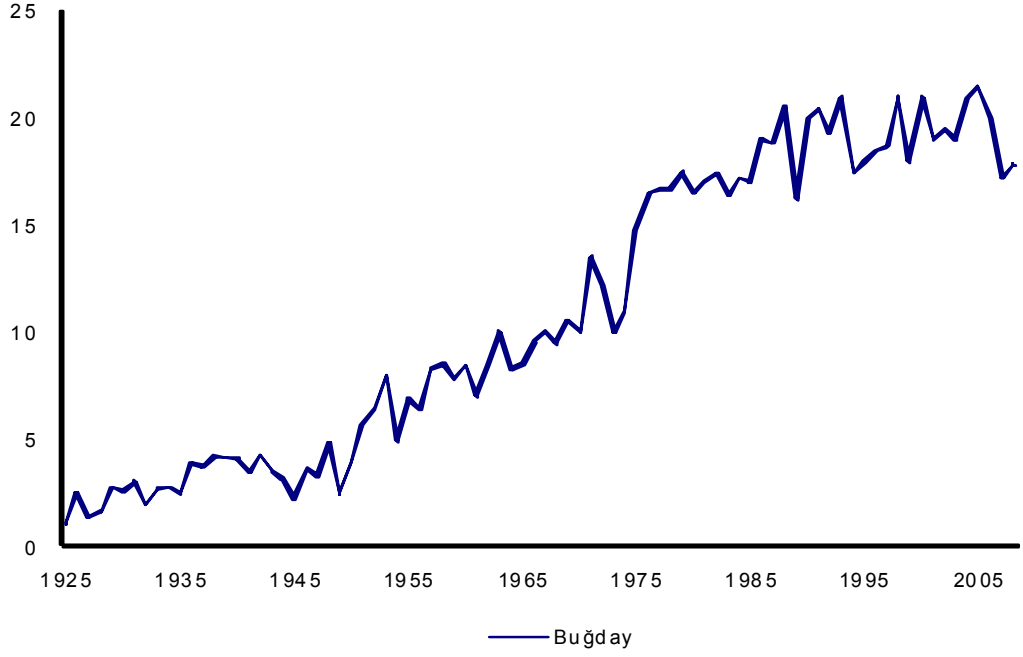
Model Belirleme Prosedürünün ilk aşaması olan bu bölümde ilgili serilerin durağan olup olmadıkları şayet durağan değilse durağan dışılığın kaynağı tespit edilecektir.

¹⁰ Toplamsal Aykırı Değer (AO:Additive Outlier), Geçici Değişim (TC:Transitory Change), Seviye Kayması (LS:Level Shift) olmak üzere 3 farklı tipteki aykırı değer dikkate alınmıştır.

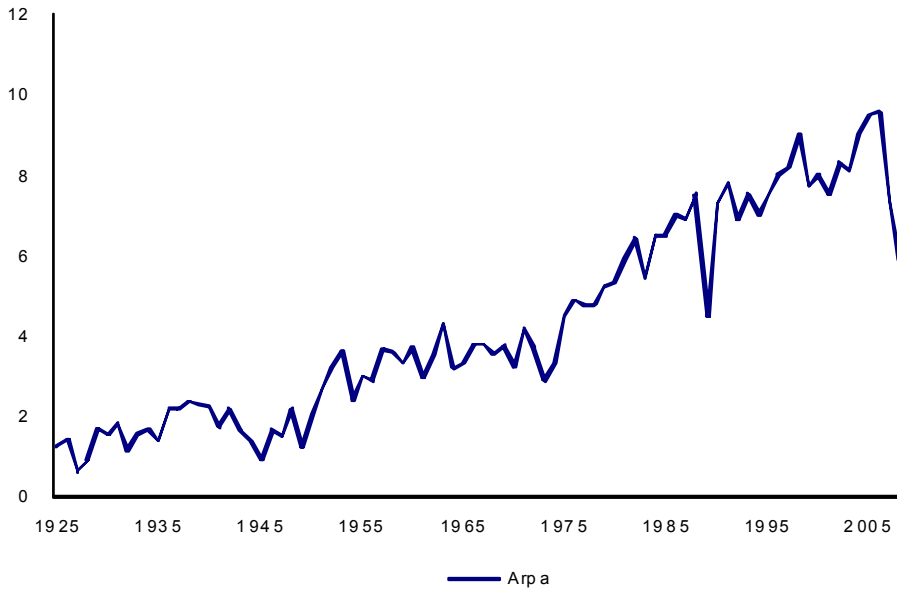
¹¹ AIC, BIC, HQ, RMSE, MAPE, MAE, MDA, maxAPE, maxAE

¹² Birim kök testlerine ilişkin Winrats kodları www.estima.com adresinden indirilebileceği gibi talep edilmesi halinde yazar tarafından da sağlanabilecektir.

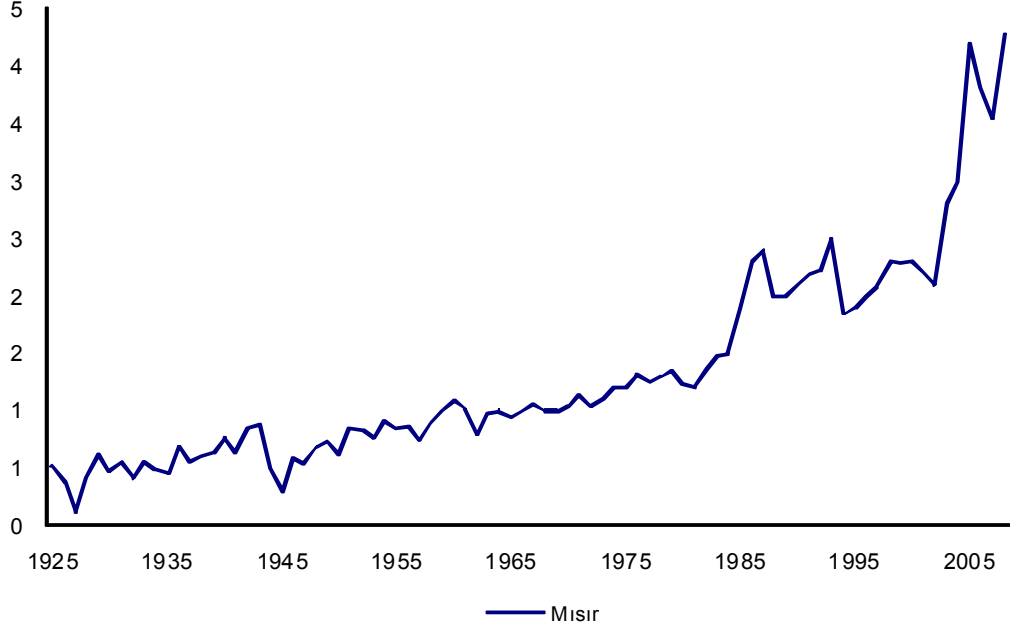
Bir serinin durağanlığının araştırılmasında izlenecek ilk yol kuşkusuz bu seri için zaman yolu grafiğine bakmak olacaktır.



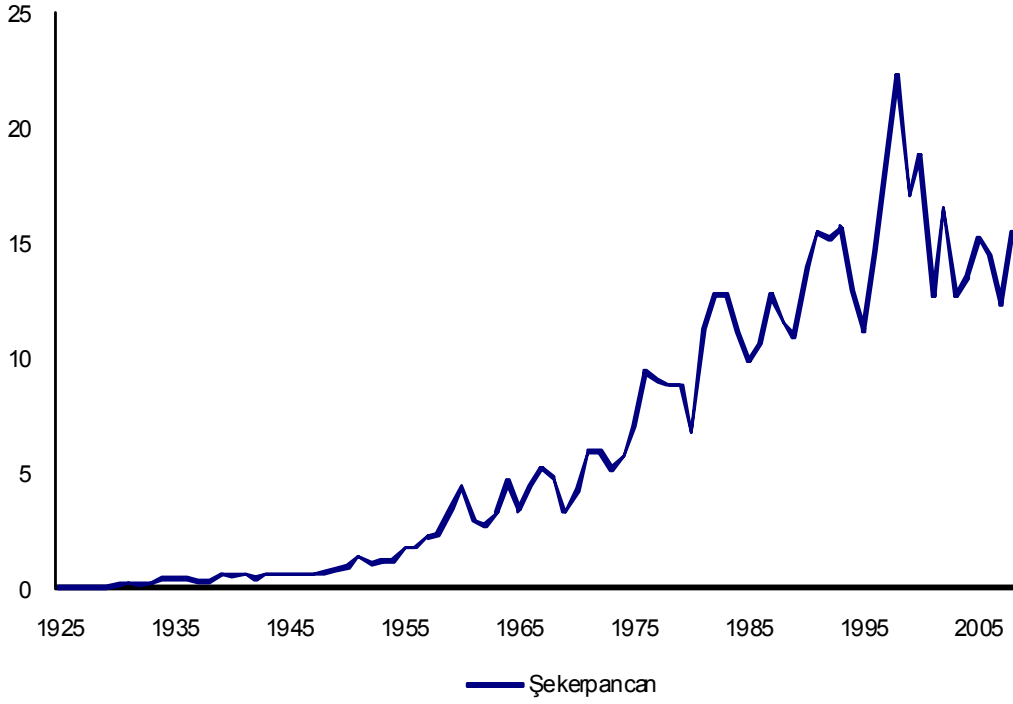
Şekil 4.2. Buğday serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton)



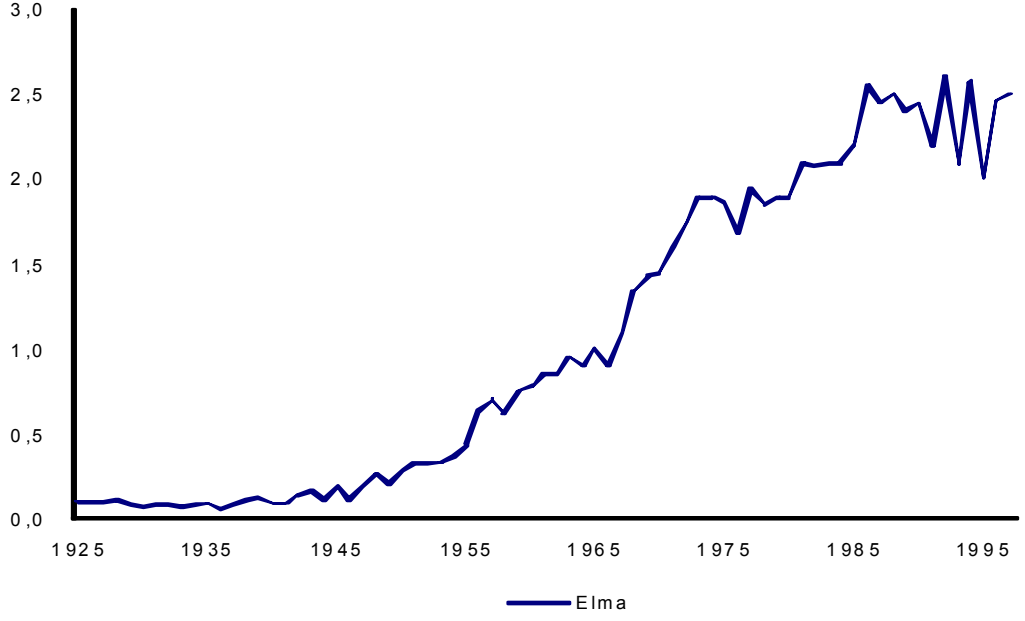
Şekil 4.3. Arpa serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton)



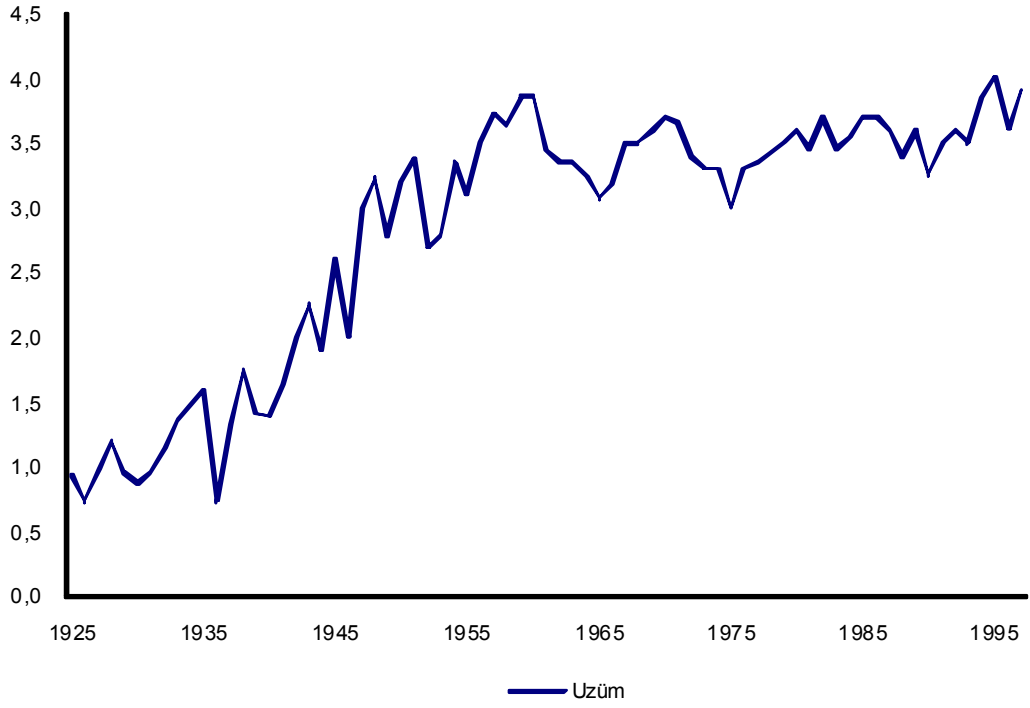
Şekil 4.4. Mısır serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton)



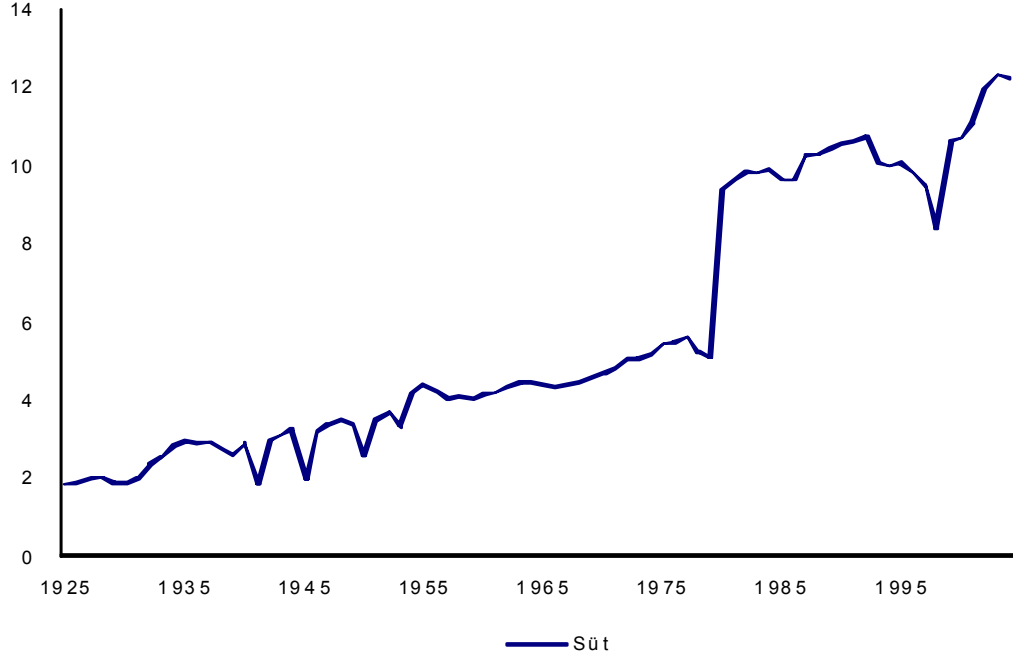
Şekil 4.5. Şekerpancarı serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton)



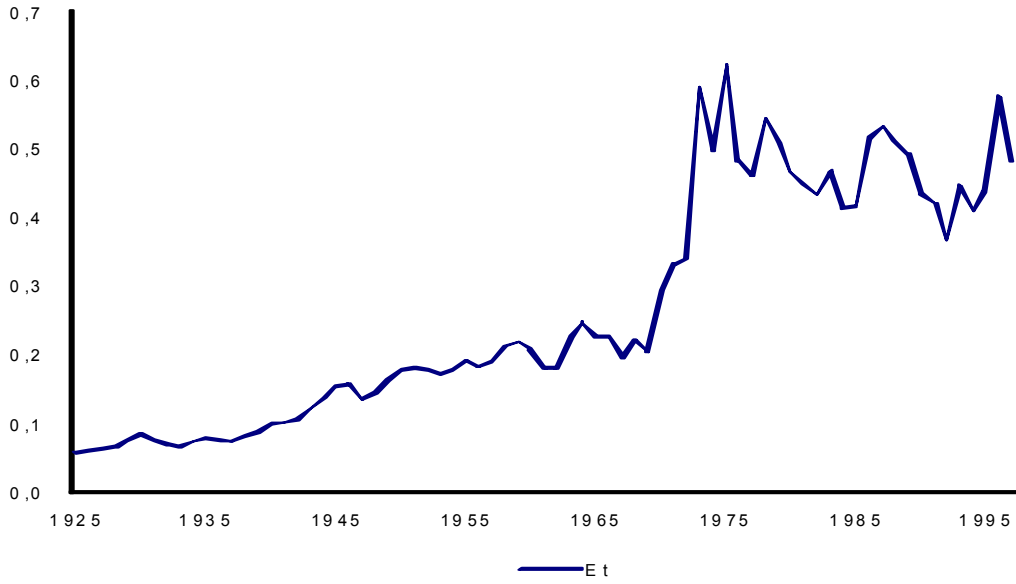
Şekil 4.6. Elma serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton)



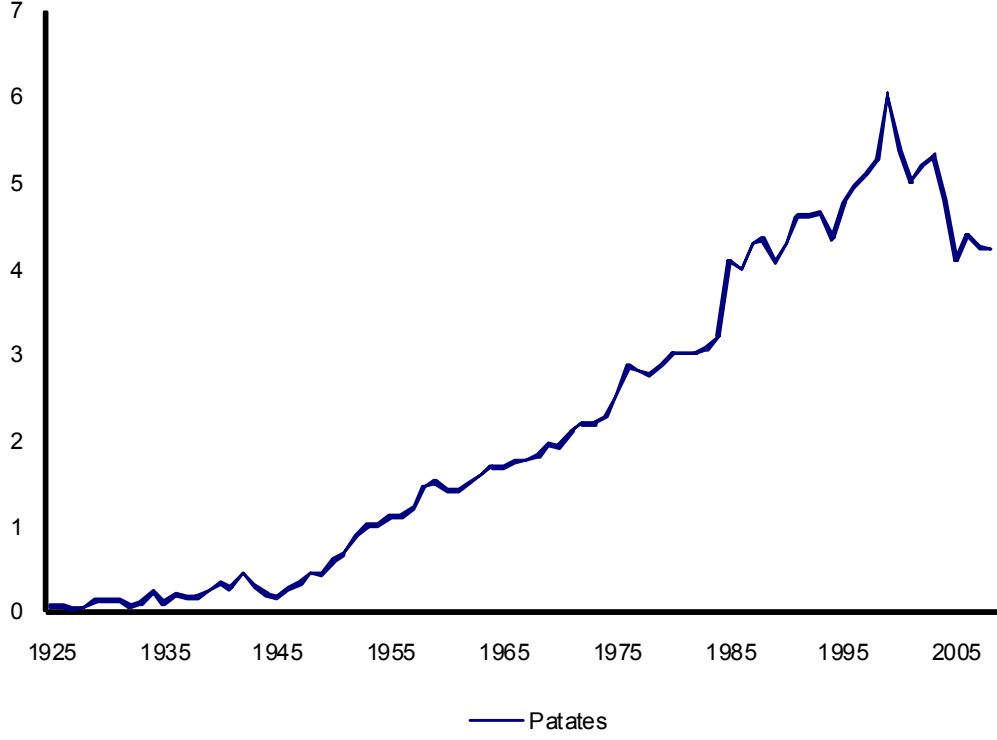
Şekil 4.7. Üzüm serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton)



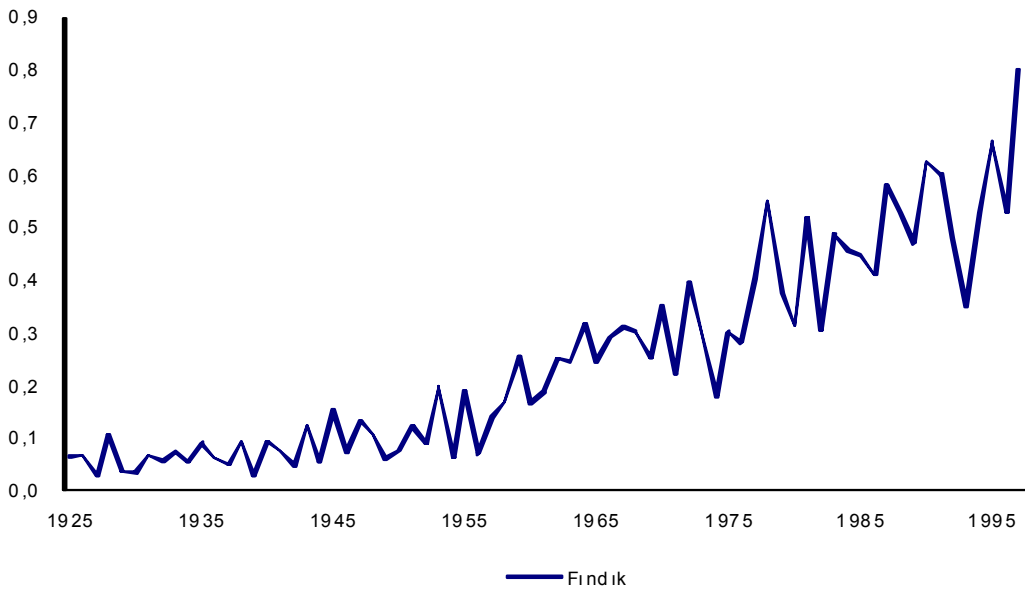
Şekil 4.8. Süt serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton)



Şekil 4.9. Et serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton)

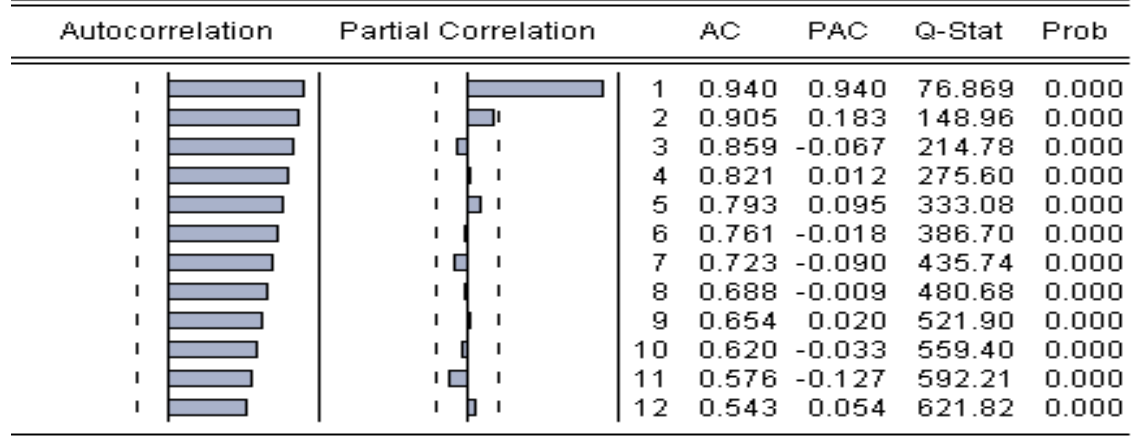


Şekil 4.10. Patates serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton)

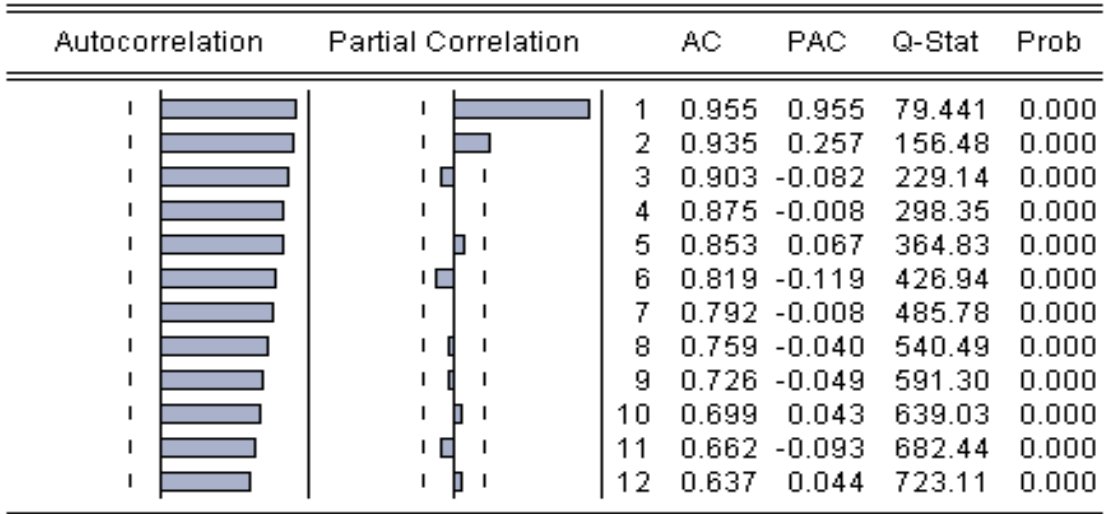


Şekil 4.11. Fındık serisine ilişkin zaman yolu grafiği (milyon ton)

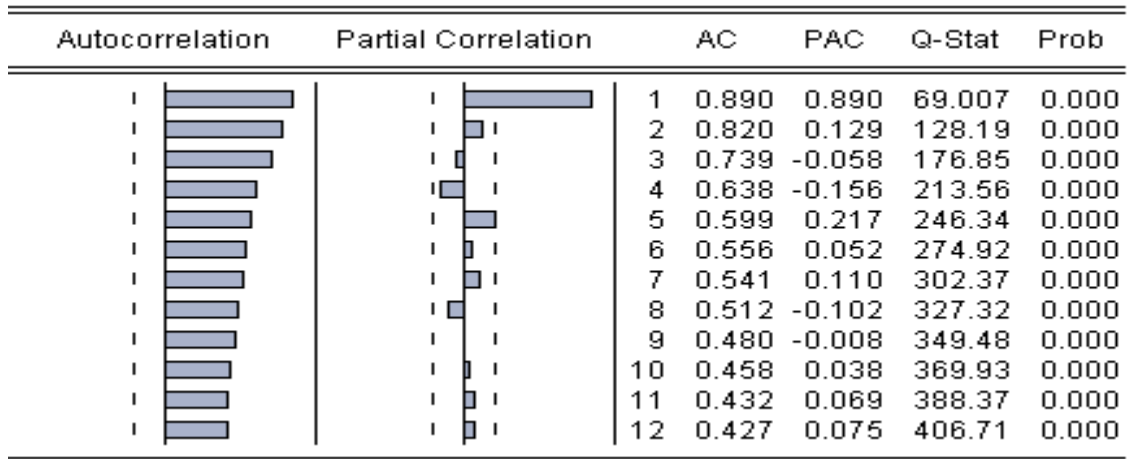
Şekil 4.2 ve devamında tüm seriler için zaman yolu grafikleri yer almaktadır. Öncelikle tüm serilerde pozitif yönlü bir trend olduğu açıkça görünmektedir. Bunun dışında, Buğday serisinde 1975 yılında yukarı yönlü bir yapısal kırılma (LS:level shift); Arpa serisinde 1990'lı yıllarda negatif yönlü toplamsal aykırı değer (AO: additive outlier); Mısır serisinde 1925 yılında negatif yönlü toplamsal aykırı değer, 1945 yılından sonra aşağı yönlü, 1985 ve 2005 yıllarından sonra ise yukarı yönlü bir kırılma; Süt serisinde 1980'li yıllardan sonra yukarı yönlü kırılma ve Et serisinde ise 1970'li yıllardan sonra yukarı yönlü kırılma görünmektedir. Şekerpancarı ve Fındık serilerinde ise stokastik, dalgalı bir seyir görünmektedir. Buradan tüm serilerin durağan olmadığı görünmektedir.



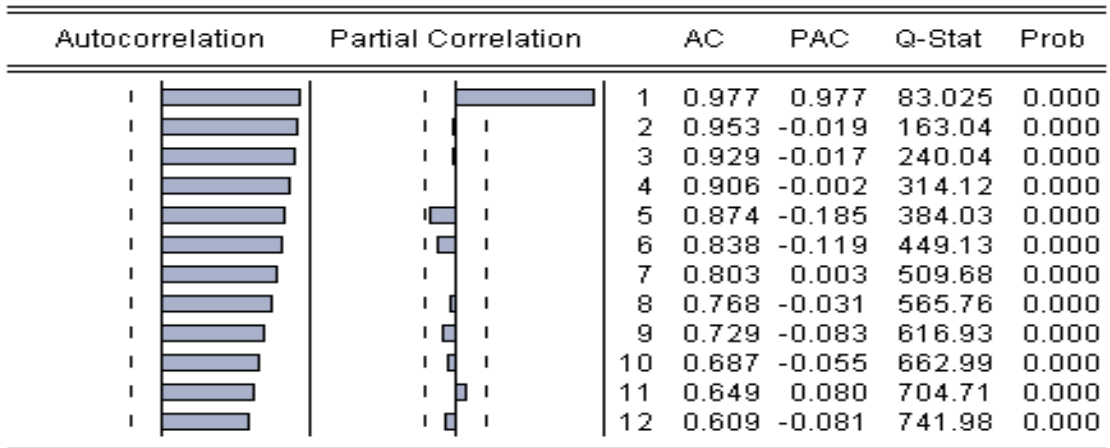
Şekil 4.12. Buğday serisine ilişkin korelogram grafiği



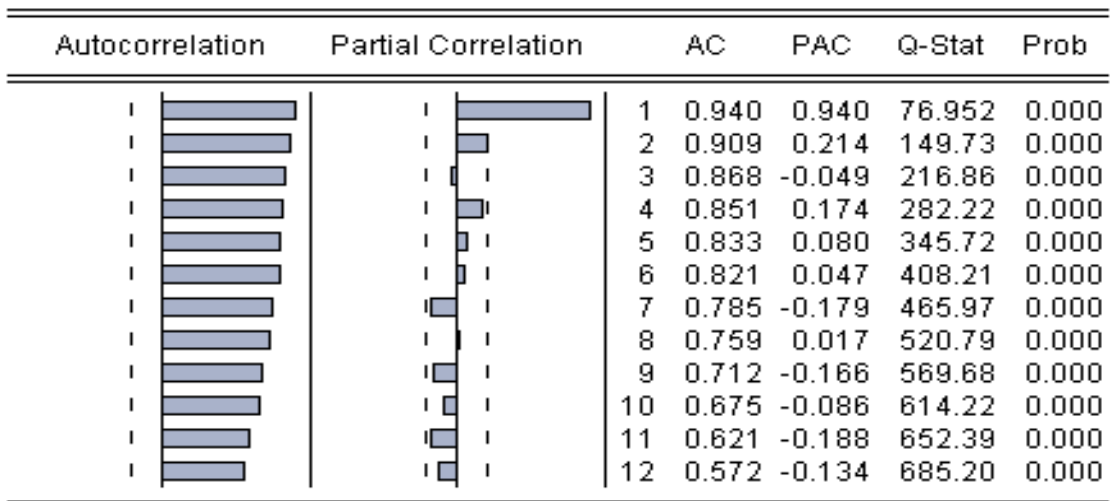
Şekil 4.13. Arpa serisine ilişkin korelogram grafiği



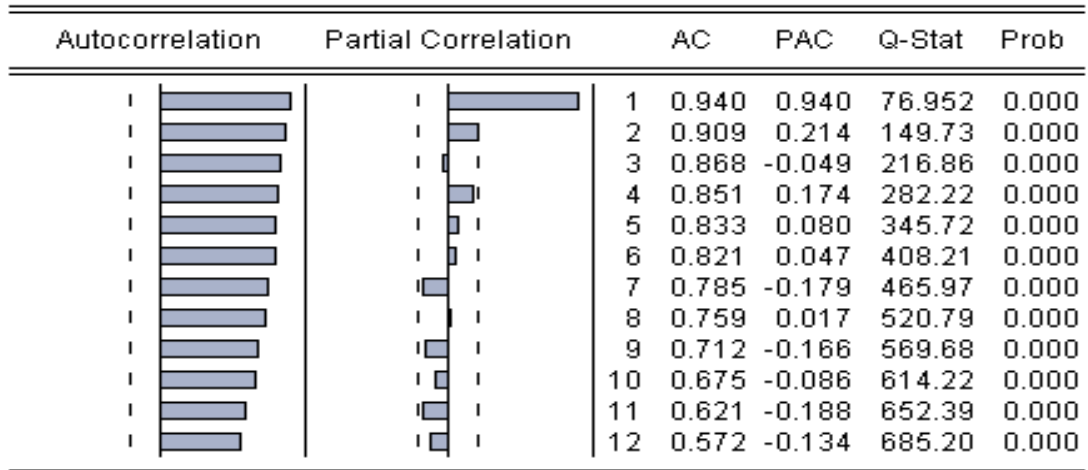
Şekil 4.14. Mısır serisine ilişkin korelogram grafiği



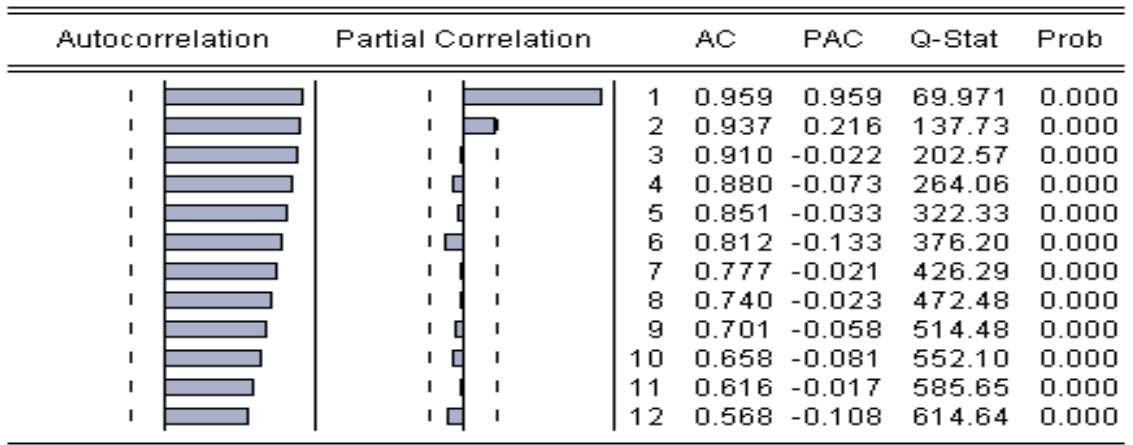
Şekil 4.15. Patates serisine ilişkin korelogram grafiği



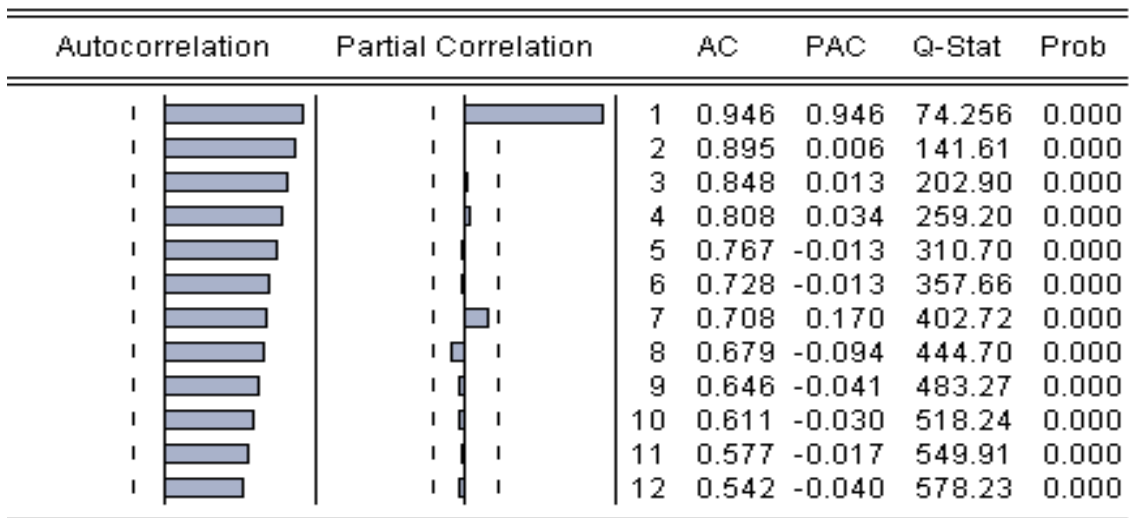
Şekil 4.16. Şekerpancarı serisine ilişkin korelogram grafiği



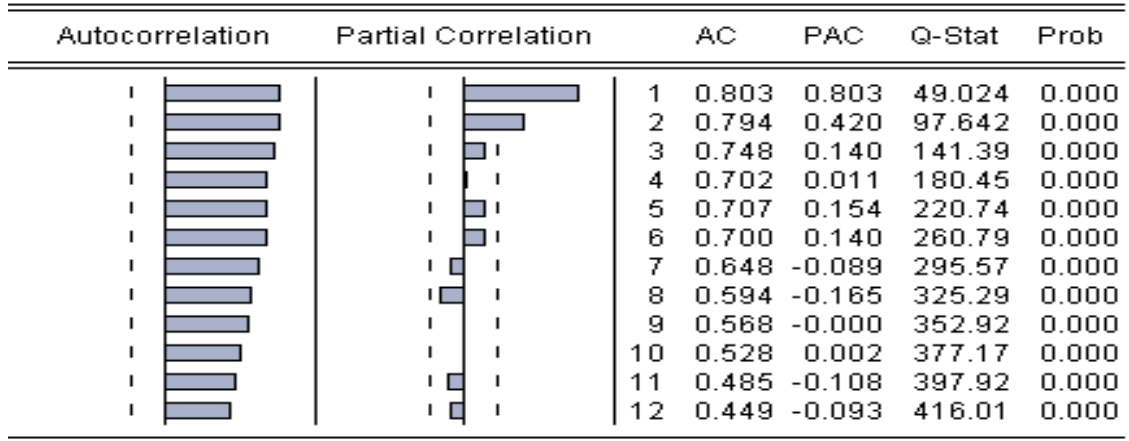
Şekil 4.17. Elma serisine ilişkin korelogram grafiği



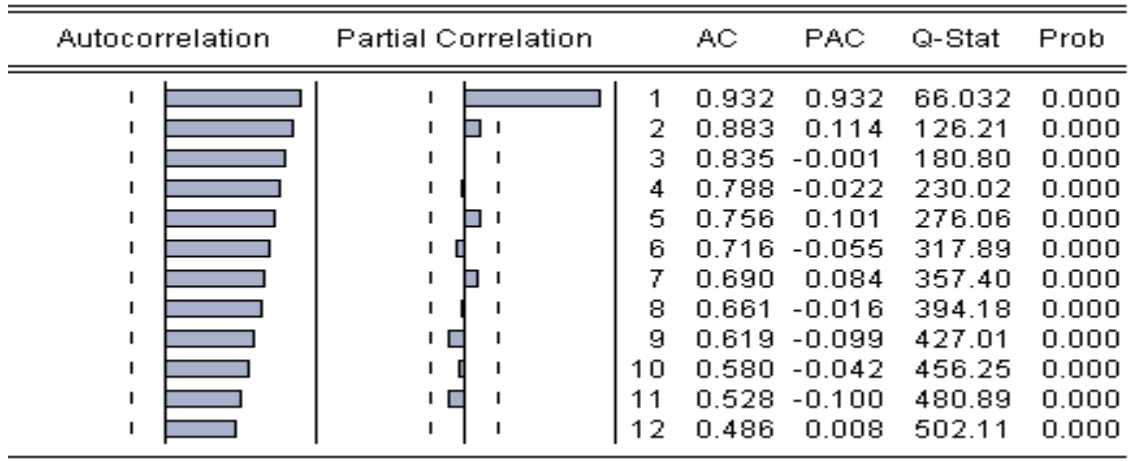
Şekil 4.18. Üzüm serisine ilişkin korelogram grafiği



Şekil 4.19. Fındık serisine ilişkin korelogram grafiği



Şekil 4.20. Et serisine ilişkin korelogram grafiği



Şekil 4.21. Süt serisine ilişkin korelogram grafiği

Şekil 4.12 – 4.21’de tüm serilere ilişkin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonların yer aldığı korelogram grafikleri sunulmuştur. Grafiklerde birinci sütun Otokorelasyonları temsil ederken ikinci sütun Kısmi Otokorelasyonları temsil etmektedir. Kesikli çizgiler ise bu değerlerin anlamlılık için güven aralıklarını göstermektedir. Buradan tüm serilerin durağan olmadığı yargısına varabiliriz. Çünkü Otokorelasyonlar anlamlı bir değerden başlayıp yavaş yavaş sönerken birinci sıradaki kısmi otokorelasyon değerleri anlamlıdır. Bu durum Y_t ile Y_{t-1} arasında anlamlı bir ilişkinin varlığını iddia etmektedir. Hem zaman yolu grafiklerinden hem de korelogram grafiklerinden edinilen durağan olmama yargısı sezgisel bir yaklaşım olmaktan öteye gitmez. Varılan bu yargı sadece bir ön bilgi olma niteliğinde olmalıdır. Serilerdeki durağanlık durumunun araştırılmasında birim kök testlerine başvurulmalıdır.

Çizelge 4.2’de tüm serilere ilişkin geleneksel birim kök testlerinin sonuçları sunulmuştur. Her bir seriye sırasıyla sade model, sabit, sabit ve trend içeren model için Dickey – Fuller, Phillips – Peron ve Eliot birim kök testleri uygulanmıştır. Ayrıca Dickey – Fuller birim kök testi farkı alınan seriler içinde uygulanmıştır. Dickey – Fuller testi sonuçlarına göre Buğday, Mısır, Patates, Elma, Üzüm ve Süt serilerinde birim kökün varlığı ret edilememiştir. Arpa, Şekerpancarı, Fındık ve Et serilerinde ise birim kökün varlığı ret edilmiştir. Arpa, Şekerpancarı ve Fındık serilerinde birim kök bulunmamasıyla birlikte trend durağan olduğu görünmektedir. Çünkü t test istatistiğinden daha güçlü bir test olan sıralı F test istatistiğine göre bu serilerde anlamlı bir trend bulunmaktadır. Ayrıca tüm serilerin birinci düzey farkları alındığında birim kökün varlığını iddia eden sıfır hipotezi ret edilmektedir.

Modeldeki muhtemel otokorelasyon sorunundan kaçınma noktasında Dickey – Fuller ‘a göre farklı bir yol izleyen Phillips – Peron birim kök testi sonuçlarına göre de benzer bulgular elde edilmiştir. Bu test sonucuna göre sadece Buğday serisinde durum değişmiştir. Bu seride birim kökün varlığı ret edilmiş ve seride anlamlı bir trend olduğu görünmektedir. Eliot testi sonuçları ise Dickey – Fuller ile örtüşmektedir.

Aykırı değerlerin, birim kök testlerinde yanlış olan sıfır hipotezinin ret edilmesi noktasında testin gücünü düşürdüğünden bahsedilmiştir. Bu açıdan literatürde yaygın olarak kullanılmakta olan yapısal kırılma altındaki birim kök testleri, ilgili serilere uygulanarak sonuçları Çizelge 4.3’te sunulmuştur. Tüm testlerde kırılma zamanı içsel olarak belirlenmektedir (daha önceden bilinmeyen, test tarafından tespit edilen bir tarih). Tüm testler hem sabit terimdeki hem de sabit terim ve trend’deki değişime göre icra edilmiştir.

Çizelge 4.2. Geleneksel birim kök testleri sonuçları

Seri	Deterministik Kısım ¹	Gecikme ²	Genişletilmiş Dickey and Fuller (1979)		Phillips and Perron (1988)	Eliot <i>et al.</i> (1996)	Seri	Genişletilmiş Dickey and Fuller (1979)
			t	F				
Buğday	-	1	0.91		0.65			-13.54 ^a
	c	1	-0.95	1.86	-1.12	0.28	Δ Buğday	-13.79 ^a
	c,t	1	-2.34	2.83	-3.79 ^b	-2.35		-13.73 ^a
Arpa	-	1	0.19		0.20			-12.04 ^a
	c	1	-1.23	1.19	-1.33	-0.49	Δ Arpa	-12.06 ^a
	c,t	-	-4.41 ^a	9.80 ^a	-4.28 ^a	-4.00 ^a		-
Mısır	-	-	1.96		3.45			-9.42 ^a
	c	-	0.95	1.91	2.22	1.45	Δ Mısır	-9.77 ^a
	c,t	-	-1.30	2.37	-1.30	-1.44		-10.07 ^a
Patates	-	-	1.19		1.20			-8.88 ^a
	c	-	-0.59	2.30	-0.58	0.56	Δ Patates	-9.29 ^a
	c,t	-	-2.05	2.10	-1.20	-1.70		-9.24 ^a
Şeker Pancarı	-	3	1.09		0.26			-7.86 ^a
	c	3	-0.31	1.70	-0.45	0.55	Δ Şeker Pancarı	-8.19 ^a
	c,t	-	-3.91 ^b	7.71 ^b	-3.90 ^b	-3.40 ^b		-
Elma	-	1	3.09		1.48			-4.63 ^a
	c	1	0.67	6.77 ^a	0.55	1.42	Δ Elma	-17.60 ^a
	c,t	1	-2.27	3.52	-3.02	-1.20		-17.75 ^a
Üzüm	-	2	1.45		1.00			-8.87 ^a
	c	2	-1.84	4.14 ^c	-1.63	0.29	Δ Üzüm	-9.37 ^a
	c,t	2	-1.40	1.82	-2.33	-1.20		-9.50 ^a
Fındık	-	2	1.94		1.28			-9.86 ^a
	c	2	0.53	2.12	-0.30	1.15	Δ Fındık	-10.27 ^a
	c,t	-	-6.43 ^a	21.13 ^a	-6.71 ^a	-3.18 ^b		-
Et	-	1	0.80		0.43			-11.48 ^a
	c	1	-0.76	1.32	-1.06	0.07	Δ Et	-11.66 ^a
	c,t	-	-3.28 ^c	5.37	-3.28 ^c	-3.19 ^b		-
Süt	-	-	1.44		2.00			-9.71 ^a
	c	-	-0.15	1.55	0.18	0.71	Δ Süt	-10.09 ^a
	c,t	-	-2.48	3.42	-2.48	-2.26		-10.12 ^a

*1 sırasıyla c ve t modelde sabit terim ve trend'in yer aldığı gösterir.

²Dickey and Fuller (1979) modelinde Schwarz(1970)'e göre yer alan gecikme sayısı

^{a,b,c} sırasıyla ilgili istatistiğin %1,%5 ve %10 anlamlılık düzeyinde ret edildiğini gösterir.

Δ , birinci düzey farkı alınmış seri

Zivot – Andrews¹³ testi sonuçlarına göre Mısır, Patates, Şekerpancarı, Elma, Üzüm ve Fındık serilerinde birim kökün varlığı ret edilmemiştir. Buğday, Arpa, Et ve Süt serilerinde ise birim kökün varlığı ret edilmiştir. Perron testinde durum, Buğday, Üzüm ve Fındık serileri açısından değişmiştir. Buğday serisinde birim kökün varlığı ret edilmemiş, Üzüm ve Fındık serilerinde ise birim kök ret edilmiştir.

Çizelge 4.3. Yapısal kırılma altında birim kök testleri sonuçları

Seri	Kırılma ¹	Zivot and Andrews (1992)			Perron (1997)			Lee and Strazicich (2004)		
		Gecikme ²	Kırılma Zamanı	t	Gecikme ²	Kırılma Zamanı	t	Gecikme ²	Kırılma Zamanı	t
Buğday	c	1	1975	-4.40	5	(+)1973 ^a	-3.38	1	(-)2000	-2.13
	c,t	1	1975	-5.32 ^b	4	(-)1973 ^a	-3.61	4	(+)1976 ^a	-3.77
Arpa	c	-	1981	-5.80 ^a	-	(+)1979 ^a	-5.82 ^a	-	(+)1987	-2.80
	c,t	-	1979	-5.55 ^b	-	(+)1978	-5.56 ^b	-	(+)1979 ^a	-4.99 ^b
Mısır	c	-	1996	-2.25	12	(+)1994	-1.52	11	(-)1961	-1.93
	c,t	-	1996	-4.31	12	(+)1979	-3.90 ^a	12	(-)1985	-3.67
Patates	c	-	1984	-2.72	12	(+)1983 ^a	-3.63 ^a	12	(+)1998 ^a	-3.30
	c,t	-	1985	-3.37	12	(+)1957	-2.46	12	(+)1983 ^a	-3.75
Şeker Pancarı	c	3	1981	-3.90	12	(+)1988	-4.25 ^a	12	(+)1995 ^a	-4.03 ^b
	c,t	3	1996	-3.36	3	(-)1980	-3.10	-	(+)1981 ^a	-4.70 ^b
Elma	c	2	1979	-4.28	10	(+)1977 ^a	-4.36	12	(+)1997	-1.51
	c,t	2	1979	-3.33	10	(-)1949	-2.50	10	(+)1976 ^a	-2.98
Üzüm	c	2	1953	-3.67	10	(+)1954 ^a	-3.62	11	(-)1962 ^a	-2.80
	c,t	2	1958	-4.88	10	(-)1963 ^a	-6.47 ^a	3	(-)1957	-3.23
Fındık	c	2	1988	-3.84	-	(-)1951 ^a	-7.89 ^a	-	(-)1959	-8.09 ^a
	c,t	2	1969	-4.93	-	(+)1955 ^a	-8.83 ^a	-	(-)1988 ^a	-8.69 ^a
Et	c	1	1981	-4.44	9	(+)1982 ^a	-5.50 ^b	-	(+)1985 ^a	-3.43
	c,t	1	1984	-6.68 ^a	5	(-)1982 ^a	-8.33 ^a	9	(+)1982 ^a	-4.50
Süt	c	-	1984	-9.32 ^a	-	(+)1982 ^a	-9.30 ^a	-	(-)1948 ^b	-2.54
	c,t	-	1984	-9.02 ^a	12	(+)1982 ^a	-7.72 ^a	12	(+)1982 ^a	-6.64 ^a

¹ c ve t sırasıyla modelde sabit ve trend'deki kırılmayı kapsamaktadır.

² Gecikme; Zivot and Andrews (1992) modelinde Akaike (1979)'a göre, Perron (1997) ve Lee and Strazicich (2004) modellerinde 12 gecikmede %10 önem seviyesine göre anlamlı gecikme sayısıdır.

^{a,b} sırasıyla ilgili istatistiğin %1 ve %5 önem seviyesinde ret edildiğini gösterir.

¹³ Bakınız Ek 6

Diğer iki test'ten farklı olarak Lee and Strazicich (2004)'in önerdikleri test'te birim kökün varlığını iddia eden yokluk hipotezinin yapısal kırılmaya sahip olduğu varsayılır. Yani yapısal kırılma ile beraber birim kökte mevcut olabilir. Bu sonuçlara göre Arpa, Şekerpancarı, Fındık ve Süt serilerinde birim kökün varlığı ret edilirken Buğday, Mısır, Patates, Elma, Üzüm ve Et serilerinde birim kök ile beraber yapısal kırılma tespit edilmiştir.

Çizelge 4.4. Çoklu yapısal kırılmalı (Lee and Strazicich (2003)) birim kök testi sonuçları

Seri	Kırılma ¹	Gecikme ²	Kırılma Zamanları	t
Buğday	c	1	(+)1975 ^b , (-)1998	-2.52
	c,t	-	(+)1975 ^a , (+)1993 ^a	-6.92 ^a
Arpa	c	-	(+)1974, (+)1987	-3.29
	c,t	-	(+)1977 ^a , (-)2001	-6.38 ^a
Mısır	c	11	(-)1961, (-)1997	-2.18
	c,t	12	(+)1983 ^a , (-)1999 ^a	-6.80 ^a
Patates	c	12	(+)1951, (+)1998 ^a	-3.57
	c,t	12	(+)1950, (+)1983 ^a	-4.58
Şeker Pancarı	c	12	(-)1983, (+)1995	-5.69 ^a
	c,t	12	(-)1956, (+)1988 ^a	-8.78 ^a
Elma	c	12	(-)1986 ^b , (+)1997 ^a	-2.21
	c,t	9	(+)1965 ^a , (+)1988 ^a	-5.84 ^b
Üzüm	c	11	(-)1962 ^a , (-)1971 ^a	-3.19
	c,t	5	(+)1956 ^a , (-)1971 ^a	-6.76 ^a
Fındık	c	-	(-)1959, (+)1978	-8.29 ^a
	c,t	-	(-)1969, (+)2002	-10.14 ^a
Et	c	-	(+)1983 ^a , (-)2002 ^a	-4.08 ^b
	c,t	6	(+)1982 ^a , (-)1989 ^a	-8.22 ^a
Süt	c	-	(+)1964, (+)1988 ^a	-3.86 ^b
	c,t	12	(+)1982 ^a , (-)1999 ^a	-12.19 ^a

*1 c ve t sırasıyla modelde sabit ve trend'deki kırılmayı kapsamaktadır.

² Gecikme; 12 gecikmede %10 önem seviyesine göre anlamlı gecikme sayısıdır.

^{a,b} sırasıyla ilgili istatistiğin %1 ve %5 önem seviyesinde ret edildiğini gösterir.

Mevcut tek kırılma altındaki birim kök testlerinin sadece en anlamlı kırılmayı dikkate almasının yanlışlıktan dolayı testin gücünü düşürdüğü daha önce bahsedilmişti. Bu kapsamda nihai olarak tüm serilere Lee and Strazicich (2003)'ün çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi uygulanmış ve sonuçlar Çizelge 4.4'te sunulmuştur.

Bu sonuçlara göre Patates serisi hariç diğer tüm serilerde birim kökün varlığını iddia

eden birim kök yokluk hipotezi ret edilmemiştir. Diğer bir ifade ile Patates serisinde yapısal kırılmalarla birlikte birim kök bulunmaktadır.

Tüm birim kök testleri sonuçlarının bir arada sunulduğu Çizelge 4.5'e bakıldığında; Yapısal kırılmalı birim kök testleri ile geleneksel birim kök testleri arasında büyük farklılıklar olmadığı görülmektedir. Ancak çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi olan Lee and Strazicich (2004) yaklaşımı diğer testlere göre birim kök tespitinde daha muhafazakâr davranmıştır.

Çizelge 4.5. Birim kök testlerine ilişkin genel sonuçları

Seri ¹	Genişletilmiş Dickey and Fuller(1979)	Phillips and Perron (1988)	Eliot <i>et al.</i> (1996)	Zivot and Andrews (1992)	Perron (1997)	Lee and Strazicich (2004)	Lee and Strazicich (2003)
Buğday	0	1	0	1	0	0	1
Arpa	1	1	1	1	1	1	1
Mısır	0	0	0	0	0	0	1
Patates	0	0	0	0	0	0	0
Şeker Pancarı	1	1	1	0	0	1	1
Elma	0	0	0	0	0	0	1
Üzüm	0	0	0	0	1	0	1
Fındık	1	1	1	0	1	1	1
Et	0	0	1	1	1	0	1
Süt	0	0	0	1	1	1	1
GENEL ²	3	4	4	4	5	4	9

¹ 0:durağan değil, 1:durağan (%5 önem seviyesinde)

² ilgili testteki durağan seri sayısı (%5 önem seviyesinde)

Çalışmada kullanılan veri seti oldukça uzun bir dönemi kapsadığından aykırı değerlerin etkisi altındadır. Bu yüzden çoklu yapısal kırılmalı birim kök testinin sonuçları dikkate alınacaktır. Bu kapsamda Patates serisindeki durağan dışılık stokastik trend kaynaklı diğer serilerde ise deterministik trend ve/veya aykırı değer kaynaklı olarak

değerlendirilmiştir. Bu yüzden serilerin durağanlaştırılmasında Patates serisinde fark alınacak diğer serilerde ise ARMA modellerine zaman trendi bir regresör olarak konulacaktır.

4.2. Logaritmik Dönüşüm Testi

Serilerin durağanlığı ve durağan dışılığı belirlendikten sonraki aşama olan logaritmik dönüşüm testinde her bir seri için belirlenen 8 farklı ARMA modelinde logaritmik dönüşümün uygun olup olmadığı belirlenecektir. Bunu için Bayes Bilgi Kriteri ölçütünden yararlanılmıştır. Patates serisinin durağanlığı için fark alınmış, diğer serilerin durağanlığı için ise modele zaman trendi regresör olarak ilave edilmiştir. Ayrıca modellerde %5 anlamlılık esasına göre sabit terim yer almaktadır.

Çizelge 4.6. Logaritmik dönüşüm testi sonuçları

Model	Dönüşüm	BIC									
		Buğday	Arpa	Mısır	Şeker pancarı	Patates	Fındık	Elma	Üzüm	Et	Süt
(1,0,0)	Düzyey	28.38	26.69	24.28	28.38	23.69	22.63	23.16	25.20	20.52	25.06
(1,0,0)	Logaritmik	29.11	27.32	24.48	29.15	25.89	22.59	24.42	25.28	21.47	25.19
(0,0,1)	Düzyey	28.32	27.04	24.37	28.70	23.69	22.63	23.87	24.98	20.59	25.65
(0,0,1)	Logaritmik	28.98	27.36	24.51	28.90	25.73		24.92	25.39	21.27	25.23
(1,0,1)	Düzyey	28.12	26.74	24.34	28.32	23.76	22.53	22.94	25.11	20.41	24.91
(1,0,1)	Logaritmik	28.91	27.38	24.61	29.22	25.62		24.49	25.37	21.11	25.03
(2,0,0)	Düzyey	28.32	26.75	24.34	28.43	23.73	22.36	23.21	25.23	20.24	25.00
(2,0,0)	Logaritmik	28.98	27.39	24.60	29.20	25.78		24.40	25.33	21.55	25.12
(2,0,1)	Düzyey	28.17	26.81	24.41	28.50	23.79	22.28	23.11	25.29	20.59	25.47
(2,0,1)	Logaritmik	28.98	27.45	24.63	29.26	25.95		24.33	25.40	21.50	25.07
(0,0,2)	Düzyey	28.18	26.73	24.34	28.34	23.73	22.66	24.00	25.04	20.65	25.84
(0,0,2)	Logaritmik	29.39	27.41	24.56	29.01	25.90		24.93	26.18	21.22	25.19
(1,0,2)	Düzyey	28.15	26.81	24.48	28.14	23.82	22.17	22.75	25.25	20.59	25.44
(1,0,2)	Logaritmik	28.98	27.45	25.14	29.26	25.78		24.51	25.33	21.16	25.07
(2,0,2)	Düzyey	28.20	26.87	24.54	28.33	23.80		23.10	25.26	20.67	
(2,0,2)	Logaritmik	28.93	27.59	25.22	29.38	25.59			25.39	21.23	

Bu kapsamda logaritmik dönüşüm testi sonuçları Çizelge 4.6'da sunulmaktadır. Bu sonuçlara göre tüm seriler için belirlenen 8 modelinde öngörüsünde değerlerin logaritmasının kullanılmasındansa düzeylerin kullanılması daha uygun olacaktır.

4.3. Model Tahmini

Tüm seriler için belirlenen 8 farklı model kombinasyonu en çok olabilirlik yöntemi ile tahmin edilmiştir. ARMA modellerindeki hata terimlerinin normal dağılması koşulu altında parametre tahminleri için optimizasyon algoritması olarak modifiye edilmiş Levenberg-Marquardt algoritması kullanılmıştır. Bu modifikasyon AR ve MA polinomlarının birim kök çemberi dışında olması kısıtını öngörür. Bu yüzden tahmin edilen tüm modeller, birim kök içermediği garanti altındadır. Hata terimleri arasındaki ardışık ilişki ise Ljung and Box (1978) Q istatistiği ile kontrol edilmiştir. Ayrıca model tahmin aşamasında aykırı değerlerin etkisi de dikkate alınmıştır. Bu kapsamda Chen and Liu (1993) tarafından önerilen aykırı değer belirleme prosedürü kullanılmıştır. Bu çerçevede Buğday serisi için model tahmin sonuçları Çizelge 4.7'de sunulmuştur.

Çizelge 4.7. Buğday serisine ilişkin model tahmin sonuçları

Model	Sabit	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	Trend	Aykırı Değer	Q
(1,0,0)	yok	0.73 (9.26)				256 309 (23.62)	1	22.76
(0,0,1)	yok			-0.21 (-1.89)		220 650 (30.21)	1	28.19*
(1,0,1)	yok	0.82 (5.53)		0.58 (2.72)		227 399 (22.88)	4	18.59
(2,0,0)	yok	0.25 (2.27)	0.20 (1.72)			220 537 (20.84)	1	19.83
(2,0,1)	yok	0.14 (0.35)	0.30 (1.94)	-0.08 (-0.18)		224 634 (26.10)	4	17.70
(0,0,2)	yok			-0.54 (-6.49)	-0.70 (-8.24)	220 534 (19.25)	2	15.92
(1,0,2)	yok	-0.24 (-0.96)		-0.51 (-2.25)	-0.48 (-4.45)	223 201 (29.56)	4	15.91
(2,0,2)	yok	-0.35 (-1.60)	-0.25 (-1.14)	-0.62 (-3.57)	-0.71 (-4.08)	222 450 (32.51)	4	16.69

Çizelge 4.7'de parantez içindeki değerler t değerlerini, Aykırı değer sütunundaki değerler ise aykırı gözlem sayısını göstermektedir. (0,0,1) modelinde hata terimleri arasında %5 önem seviyesinde anlamlı bir ardışık ilişki bulunmaktadır. Bu sorun parametre tahminlerinin yanlı olmasına sebebiyet vermektedir. Bu yüzden bu model öngörü amacıyla kullanılamaz. Tüm modellerde trend %1 önem seviyesinde anlamlı

bulunmuştur.

Çizelge 4.8’de Arpa serisi için model tahmin sonuçları sunulmaktadır. Yine burada da (0,0,1) modelinde hata terimleri arasında %1 önem seviyesinde anlamlı bir ardışık ilişki bulunmaktadır. (1,0,0) ve (0,0,2) modellerinde ise sabit terim %5 önem seviyesinde anlamlı bulunmuştur. Tüm modellerde trend %1 önem seviyesinde anlamlı bulunmuştur.

Çizelge 4.8. Arpa serisine ilişkin model tahmin sonuçları

Model	Sabit	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	Trend	Aykırı Değer	Q
(1,0,0)	var	0.49 (4.68)				76 604 (11.12)	3	12.34
(0,0,1)	yok			-0.52 (-5.35)		100 361 (43.34)	1	27.04**
(1,0,1)	yok	0.90 (13.73)		0.41 (2.86)		103 940 (16.30)	2	11.05
(2,0,0)	Yok	0.53 (4.63)	0.27 (2.33)			103 416 (18.55)	2	11.91
(2,0,1)	Yok	0.89 (2.35)	0.01 (0.01)	0.40 (1.10)		103 892 (16.37)	2	11.08
(0,0,2)	Var			-0.48 (-4.36)	-0.37 (-3.30)	75 831 (11.57)	3	9.14
(1,0,2)	Yok	0.90 (12.76)		0.41 (2.89)	0.02 (0.12)	103 997 (15.85)	2	11.04
(2,0,2)	Yok	1.10 (0.25)	-0.18 (-0.04)	0.60 (0.14)	-0.05 (-0.03)	103 968 (15.71)	2	11.11

Çizelge 4.9. Mısır serisine ilişkin model tahmin sonuçları

Model	Sabit	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	Trend	Aykırı Değer	Q
(1,0,0)	Var	0.71 (7.91)				32 119 (10.21)	5	24.28
(0,0,1)	Var			-0.87 (-12.72)		33 846 (17.41)	3	12.57
(1,0,1)	Var	0.68 (5.14)		-0.04 (-0.24)		32 006 (10.30)	5	15.58
(2,0,0)	Var	0.72 (5.57)	-0.01 (-0.11)			32 075 (10.21)	5	15.65
(2,0,1)	Var	0.18 (0.15)	0.34 (0.38)	-0.57 (-0.48)		31 662 (10.20)	5	14.59
(0,0,2)	Var			-0.91 (-8.06)	-0.31 (-2.79)	30 506 (13.26)	5	13.50
(1,0,2)	Yok	0.92 (15.44)		0.05 (0.35)	0.34 (2.54)	28 873 (10.75)	4	10.52
(2,0,2)	Yok	0.88 (2.16)	0.04 (0.11)	0.01 (0.03)	0.35 (2.56)	28 857 (10.68)	4	10.30

Çizelge 4.9’da Mısır serisi için model tahmin sonuçları sunulmaktadır. Hiçbir modelde otokorelasyon sorunu tespit edilmemiştir. (1,0,2) ve (2,0,2) dışındaki modellerde %5 önem seviyesinde sabit terim bulunmaktadır. Yine tüm modellerde trend %1 önem seviyesinde anlamlı bulunmuştur.

Çizelge 4.10. Şekerpancarı serisine ilişkin model tahmin sonuçları

Model	Sabit	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	Trend	Aykırı Değer	Q
(1,0,0)	Var	0.80 (11.54)				209 992 (7.91)	4	28.38
(0,0,1)	Var			-0.76 (-9.07)		225 154 (19.47)	2	66.55*
(1,0,1)	Var	0.64 (6.63)		-0.60 (-5.09)		231 507 (10.69)	3	20.62
(2,0,0)	Var	0.99 (8.35)	-0.21 (-1.78)			228 229 (10.10)	3	26.22*
(2,0,1)	Var	-0.17 (-0.70)	0.79 (4.06)	-0.95 (-3.09)		208 846 (7.81)	4	23.08
(0,0,2)	Var			-1.12 (-1.20)	-0.99 (-0.59)	193 824 (9.12)	3	12.34
(1,0,2)	Yok	0.97 (13.98)		0.01 (0.08)	0.57 (4.12)	157 513 (2.86)	4	8.89
(2,0,2)	Var	0.01 (0.11)	0.14 (0.94)	-1.45 (-12.52)	-0.86 (-9.52)	234 728 (12.96)	3	16.62

Çizelge 4.10'da Şekerpancarı serisi için model tahmin sonuçları sunulmaktadır. (0,0,1) ve (2,0,0) modellerinde %5 önem seviyesinde anlamlı otokorelasyon tespit edilmiştir. (1,0,2) dışındaki modellerde %5 önem seviyesinde sabit terim bulunmaktadır. Yine tüm modellerde trend %1 önem seviyesinde anlamlı bulunmuştur.

Çizelge 4.11. Patates serisine ilişkin model tahmin sonuçları

Model	Sabit	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	Trend	Aykırı Değer	Q
(1,1,0)	Var	-0.07 (-0.63)					7	15.99
(0,1,1)	Var			0.11 (0.92)			7	16.01
(1,1,1)	Var	0.98 (3.91)		0.99 (0.58)			7	15.64
(2,1,0)	var	-0.06 (-0.59)	-0.36 (-3.19)				6	16.27
(2,1,1)	var	-0.32 (-1.16)	-0.38 (-3.38)	-0.29 (-0.99)			6	15.20
(0,1,2)	var			0.03 (0.33)	0.16 (1.31)		7	12.09
(1,1,2)	var	-0.21 (-0.51)		-0.20 (-0.51)	0.27 (2.31)		6	15.49
(2,1,2)	var	-0.19 (-1.91)	-0.92 (-9.53)	-0.13 (-0.81)	-0.70 (-4.23)		6	21.35

Çizelge 4.11'de Patates serisi için model tahmin sonuçları sunulmaktadır. Hiçbir modelde otokorelasyon sorunu tespit edilmemiştir. Tüm modellerde %5 önem seviyesinde sabit terim bulunmaktadır. Patates serisinde durağanlık fark alınarak sağlandığı için trend bulunmamaktadır.

Çizelge 4.12. Fındık serisine ilişkin model tahmin sonuçları

Model	Sabit	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	Trend	Aykırı Değer	Q
(1,0,0)	var	0.17 (1.49)				7 835 (15.77)	1	22.63
(0,0,1)	var			-0.14 (-1.19)		7 841 (16.66)	1	21.13
(1,0,1)	yok	0.95 (13.16)		0.79 (6.00)		7 235 (9.20)	1	12.31
(2,0,0)	yok	0.09 (0.91)	0.69 (6.65)			7 674 (10.11)	3	34.94**
(2,0,1)	yok	0.30 (2.35)	0.65 (5.61)	0.54 (3.80)		8 248 (6.29)	3	19.30
(0,0,2)	yok			-0.05 (-0.43)	-0.34 (-2.85)	6 729 (22.03)	1	13.10
(1,0,2)	yok	0.94 (20.55)		1.21 (11.29)	-0.60 (-5.37)	7 530 (9.08)	4	6.65
(2,0,2)								

Çizelge 4.12’de Fındık serisi için model tahmin sonuçları sunulmaktadır. (2,0,0) modelinde %1 önem seviyesinde anlamlı otokorelasyon tespit edilmiştir. (1,0,0) ve (0,0,1) modellerinde ise sabit terim %5 önem seviyesinde anlamlı bulunmuştur. (2,0,2) modelinde AR ve MA polinomlarının kökleri birim kök çemberi içinde olduğundan model tahmin edilmemiştir. Yine tüm modellerde trend %1 önem seviyesinde anlamlı bulunmuştur.

Çizelge 4.13’de Elma serisi için model tahmin sonuçları sunulmaktadır. (1,0,0), (2,0,1) ve (0,0,2) modellerinde %5 önem seviyesinde, (0,0,1) modelinde ise %1 önem seviyesinde anlamlı otokorelasyon tespit edilmiştir.

Çizelge 4.13. Elma serisine ilişkin model tahmin sonuçları

Model	Sabit	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	Trend	Aykırı Değer	Q
(1,0,0)	yok	0.96 (31.36)				28 747 (6.92)	5	29.90*
(0,0,1)	var			-0.45 (-3.56)		30 991 (6.51)	6	50.14**
(1,0,1)	Yok	0.97 (33.13)		0.13 (0.99)		29 590 (7.81)	6	18.95
(2,0,0)	Yok	0.20 (2.30)	0.72 (8.19)			24 631 (8.05)	4	23.21
(2,0,1)	Var	-0.32 (-1.89)	0.54 (4.69)	-0.74 (-4.11)		42 955 (8.89)	7	25.85*
(0,0,2)	Var			-0.61 (-0.59)	-0.99 (-0.29)	35 520 (11.56)	1	29.31*
(1,0,2)	Yok	0.94 (15.39)		0.69 (4.75)	-0.54 (-5.37)	19 380 (4.33)	9	16.04
(2,0,2)	Var	-0.08 (-0.37)	0.62 (2.96)	-0.77 (-3.14)	-0.13 (-0.65)	43 969 (8.49)	7	6.57

Çizelge 4.14. Üzüm serisine ilişkin model tahmin sonuçları

Model	Sabit	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	Trend	Aykırı Değer	Q
(1,0,0)	var	0.87 (15.07)				40 204 (4.67)	2	25.20
(0,0,1)	var			-0.46 (-4.08)		36 834 (8.75)	4	13.63
(1,0,1)	var	0.64 (3.57)		0.14 (0.63)		32 804 (3.51)	3	16.91
(2,0,0)	var	0.68 (5.60)	0.21 (1.68)			40 481 (4.23)	2	24.94
(2,0,1)	var	1.82 (0.99)	-0.82 (-0.54)	1.00 (0.58)		36 909 (0.93)	3	27.32*
(0,0,2)	var			-0.45 (-3.50)	0.11 (0.87)	37 037 (9.71)	4	12.52
(1,0,2)	var	0.68 (3.96)		0.33 (1.72)	-0.26 (-1.88)	33 934 (2.93)	2	18.79
(2,0,2)	var	-0.00 (-0.02)	0.58 (3.62)	-0.61 (-2.05)	0.34 (1.32)	33 877 (3.06)	2	15.72

Çizelge 4.14’de Üzüm serisi için model tahmin sonuçları sunulmaktadır. (2,0,1) modelinde %5 önem seviyesinde otokorelasyon tespit edilmiştir. Ayrıca bu modelde AR ve MA polinomlarının kökleri birim kök çemberi sınırındadır¹⁴ ve Trend bileşeni anlamsız bulunmuştur. Tüm modeller %5 önem seviyesinde sabit terim içermektedir.

Çizelge 4.15. Et serisine ilişkin model tahmin sonuçları

Model	Sabit	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	Trend	Aykırı Değer	Q
(1,0,0)	yok	0.75 (8.14)				6 191 (18.97)	7	20.52
(0,0,1)	var			-0.88 (-9.70)		4 286 (9.90)	6	22.22
(1,0,1)	var	0.27 (0.99)		-0.30 (-1.09)		4 438 (12.90)	7	19.92
(2,0,0)	var	0.79 (6.29)	-0.45 (-3.29)			4 380 (16.20)	8	20.24
(2,0,1)	var	-0.47 (-2.02)	0.49 (3.53)	-0.86 (-3.06)		4 301 (11.11)	6	15.89
(0,0,2)	yok			-0.68 (-2.57)	-0.99 (-1.33)	5 940 (21.83)	4	17.78
(1,0,2)	var	-0.35 (-2.03)		-1.05 (-9.19)	-0.80 (-8.56)	5 036 (12.47)	4	12.08
(2,0,2)	var	-0.35 (-2.02)	-0.04 (-0.23)	-1.04 (-9.35)	-0.82 (-7.67)	5 027 (12.64)	5	11.97

Çizelge 4.15’de Et serisi için model tahmin sonuçları sunulmaktadır. Hiçbir modelde otokorelasyon sorununa rastlanmamıştır. Bu açıdan tüm modeller teşhis istatistikleri açısından kullanılabilir durumdadır.

¹⁴ AR(1) ve AR(2) parametrelerinin toplamı ile MA(1) parametresi 1’e eşittir.

Çizelge 4.16. Süt serisine ilişkin model tahmin sonuçları

Model	Sabit	AR(1)	AR(2)	MA(1)	MA(2)	Trend	Aykırı Değer	Q
(1,0,0)	var	0.80 (7.51)				67 703 (10.25)	8	19.87
(0,0,1)	var			-0.99 (-1.12)		87 904 (12.79)	4	24.88
(1,0,1)	var	0.62 (4.95)		-0.78 (-7.05)		71 299 (11.07)	7	15.67
(2,0,0)	var	1.17 (9.72)	-0.51 (-3.92)			64 992 (14.64)	7	21.37
(2,0,1)	var	0.20 (1.25)	0.57 (3.27)	-1.00 (-0.02)		68 738 (4.89)	4	18.67
(0,0,2)	var			-0.79 (-9.10)	-0.90 (-10.86)	76 544 (13.03)	7	24.98
(1,0,2)	var	0.65 (1.71)		-0.56 (-0.00)	0.43 (0.01)	67 100 (11.09)	4	21.16
(2,0,2)								

Çizelge 4.16’da Süt serisi için model tahmin sonuçları sunulmaktadır. Hiçbir modelde otokorelasyon sorununa rastlanmamıştır. (2,0,2) modelinde AR ve MA polinomlarının kökleri birim kök çemberi içinde olduğundan model tahmin edilmemiştir. Tüm modeller %5 önem seviyesinde sabit terim içermektedir.

4.4. Model Seçimi

Buraya kadar öngörüsü yapılacak olan bitkisel ve hayvansal üretim serilerinin durağanlığı sağlanarak belirlenen 8 ARMA modeli için tahmini yapılmıştır. Bu bölümde ise tahmini yapılan 8 model arasından biri öngörü modeli olarak seçilecektir. Model seçiminde literatürde oldukça fazla model seçim kriteri mevcuttur. Bu çalışmada model seçiminde Eğrioğlu et.al(2008) tarafından önerilen ağırlıklı bilgi kriterinin (ABK) bu çalışma için özel olarak modifiye edilmiş biçimi kullanılacaktır.

Bu kriter bölüm 3.2.1 ve 3.2.3.5’de açıklanan AICC, BIC, HQ, RMSE, MAPE, MAE, MDA, maxAPE ve maxAE model seçim kriterlerinin ağırlıklı ortalamasından oluşmaktadır. Kriterin hesaplanmasında şu adımlar izlenmiştir:

Öncelikle her bir model için tüm bilgi kriterleri (BK) aşağıdaki şekilde standartlaştırılmıştır.

$$S(BK)_{ij} = \frac{BK_{ij} - \min(BK_j)}{\max(BK_j) - \min(BK_j)}; \quad i = 1, 2, \dots, 8 \quad j = AICC, BIC, RMSE, MAPE, MAE, MDA, \max APE, \max AE$$

Daha sonra bilgi kriterlerinin ağırlıkları aşağıdaki şekilde belirlenmiştir.

$$ABK_i = 0.067(AICC_i + BIC_i + HQ_i) + 0.1333(RMSE_i + MAPE_i + MAE_i + MDA_i + \max APE_i + \max AE_i)$$

Ağırlıklı bilgi kriteri (ABK) değeri 0 ile 1 arasında değişmektedir. 0 en iyi öngörü performansına sahip modeli, 1 en kötü öngörü performansına sahip modeli temsil etmektedir. Bu durumda en küçük ağırlıklı bilgi kriteri (ABK) değerine sahip model seçilecektir.

Bu kapsamda tüm modelleri kapsayacak şekilde her bir seri için hesaplanan temel bilgi kriterleri ve ağırlıklı bilgi kriteri Çizelge 4.17- Çizelge 4.26'da sunulmaktadır.

Çizelge 4.17. Buğday serisine ilişkin model seçim sonuçları

	(1,0,0)	(0,0,1)	(1,0,1)	(2,0,0)	(2,0,1)	(0,0,2)	(1,0,2)	(2,0,2)
AICC	2 373.30	2 364.85	2 334.24	2 361.57	2 334.97	2 346.37	2 333.31	2 334.15
BIC	28.38	28.32	28.12	28.32	28.17	28.18	28.15	28.20
HQ	2 748.32	2 740.82	2 714.01	2 738.49	2 715.68	2 724.24	2 714.02	2 715.81
RMSE	1 340 614	1 267 451	1 032 669	1 235 747	1 031 525	1 122 468	1 021 377	1 020 990
MAPE	15.34	15.80	13.20	14.16	13.15	13.52	13.29	13.61
MAE	1 007 242	964 444	763 135	930 200	761 337	856 521	751 778	750 846
MDA	0.66	0.60	0.52	0.61	0.48	0.52	0.45	0.45
maxAPE	117.15	118.54	99.35	99.91	98.11	83.55	99.44	96.86
maxAE	3 299 880	3 188 280	2 930 049	3 415 450	2 896 177	2 588 688	2 629 348	2 437 555
ABK	0.96	0.84	0.19	0.68	0.17	0.24	0.10	0.10

Çizelge 4.18. Arpa serisine ilişkin model seçim sonuçları

	(1,0,0)	(0,0,1)	(1,0,1)	(2,0,0)	(2,0,1)	(0,0,2)	(1,0,2)	(2,0,2)
AICC	2 217.72	2 260.81	2 225.69	2 226.02	2 227.73	2 217.43	2 227.68	2 229.67
BIC	26.69	27.04	26.74	26.75	26.81	26.73	26.81	26.87
HQ	2 596.53	2 635.83	2 603.56	2 603.89	2 606.54	2 597.20	2 606.50	2 609.44
RMSE	518 976	686 296	547 282	548 357	550 838	515 230	550 685	554 167
MAPE	15.01	19.02	15.81	15.81	15.81	14.60	15.80	15.80
MAE	413 829	557 930	431 517	432 699	431 644	399 574	430 988	430 925
MDA	0.60	0.66	0.59	0.61	0.59	0.54	0.60	0.60
maxAPE	100.27	108.25	100.47	100.73	100.16	90.72	100.52	100.13
maxAE	1 202 658	1 723 773	1 254 335	1 330 633	1 256 583	1 366 232	1 245 168	1 243 409
ABK	0.17	1.00	0.26	0.32	0.29	0.05	0.30	0.32

Çizelge 4.19. Mısır serisine ilişkin model seçim sonuçları

	(1,0,0)	(0,0,1)	(1,0,1)	(2,0,0)	(2,0,1)	(0,0,2)	(1,0,2)	(2,0,2)
AICC	2 008.11	2 026.63	2 010.13	2 010.13	2 011.90	2 009.60	2 021.41	2 023.41
BIC	24.28	24.37	24.34	24.34	24.41	24.34	24.48	24.54
HQ	2 388.82	2 404.50	2 391.79	2 391.79	2 394.51	2 391.26	2 403.07	2 406.01
RMSE	147 403	167 349	148 389	148 388	149 173	147 919	158 694	159 748
MAPE	13.78	14.00	13.83	13.81	13.82	14.22	14.70	14.67
MAE	106 670	130 261	107 168	106 875	107 101	113 743	111 543	111 237
MDA	0.49	0.40	0.49	0.48	0.46	0.41	0.42	0.42
maxAPE	207.77	127.49	202.47	205.37	197.51	128.97	167.15	168.56
maxAE	410 148	516 397	404 065	405 523	400 385	326 548	494 549	494 566
ABK	0.33	0.58	0.36	0.35	0.34	0.16	0.61	0.65

Çizelge 4.20. Şekerpancarı serisine ilişkin model seçim sonuçları

	(1,0,0)	(0,0,1)	(1,0,1)	(2,0,0)	(2,0,1)	(0,0,2)	(1,0,2)	(2,0,2)
AICC	2 356.22	2 393.44	2 355.13	2 364.26	2 359.17	2 352.64	2 332.27	2 348.40
BIC	28.38	28.70	28.32	28.43	28.50	28.34	28.14	28.33
HQ	2 735.98	2 770.36	2 733.95	2 743.08	2 740.83	2 732.40	2 712.98	2 729.11
RMSE	1 177 008	1 493 954	1 175 892	1 241 587	1 184 940	1 152 177	1 015 070	1 117 340
MAPE	537.49	986.14	692.95	656.66	533.42	598.42	110.07	789.05
MAE	789 407	1 181 028	819 474	843 733	794 707	807 594	716 151	808 869
MDA	0.41	0.43	0.37	0.40	0.42	0.40	0.39	0.42
maxAPE	37 735.82	47 506.15	47 294.23	45 596.90	37 370.90	35 431.00	2 381.59	49 907.70
maxAE	3 588 589	3 668 017	3 066 558	3 297 915	3 387 079	3 569 842	2 877 696	3 236 015
ABK	0.51	0.99	0.39	0.53	0.53	0.47	0.03	0.52

Çizelge 4.21. Patates serisine ilişkin model seçim sonuçları

	(1,1,0)	(0,1,1)	(1,1,1)	(2,1,0)	(2,1,1)	(0,1,2)	(1,1,2)	(2,1,2)
AICC	1 931.64	1 931.42	1 933.74	1 935.25	1 936.08	1 931.61	1 939.12	1 933.56
BIC	23.69	23.69	23.76	23.73	23.78	23.73	23.82	23.80
HQ	2 307.82	2 307.60	2 310.86	2 311.43	2 313.19	2 308.73	2 316.23	2 311.61
RMSE	106 752	106 613	107 536	109 100	109 057	106 164	111 075	106 852
MAPE	21.81	22.12	21.30	23.92	23.42	22.27	22.89	23.62
MAE	75 989	75 834	75 308	78 607	77 667	74 916	77 599	78 531
MDA	0.43	0.41	0.40	0.43	0.40	0.41	0.41	0.43
maxAPE	5.63	5.73	5.43	5.62	5.62	5.56	5.55	5.72
maxAE	314 462	320 176	301 826	317 799	318 588	311 307	306 948	313 282
ABK	0.40	0.42	0.13	0.77	0.62	0.28	0.67	0.72

Çizelge 4.22. Fındık serisine ilişkin model seçim sonuçları

	(1,0,0)	(0,0,1)	(1,0,1)	(2,0,0)	(2,0,1)	(0,0,2)	(1,0,2)	(2,0,2)
AICC	1 638.54	1 639.01	1 631.62	1 612.38	1 599.86	1 641.26	1 588.15	1 639.39
BIC	22.63	22.63	22.53	22.36	22.28	22.66	22.17	22.68
HQ	1 955.25	1 955.72	1 948.33	1 930.84	1 920.08	1 957.97	1 909.26	1 956.98
RMSE	72 785	73 019	69 416	60 048	54 419	74 155	49 916	72 725
MAPE	42.56	43.68	38.60	34.57	33.33	38.20	31.32	40.06
MAE	55 831	55 993	51 408	47 062	40 490	55 001	37 160	54 114
MDA	0.68	0.61	0.69	0.40	0.26	0.47	0.24	0.43
maxAPE	211.57	213.31	294.40	209.75	233.76	233.71	252.30	263.46
maxAE	165 379	164 883	198 983	162 151	148 071	186 402	100 167	210 667
ABK	0.78	0.77	0.83	0.37	0.22	0.74	0.07	0.81

Çizelge 4.23. Elma serisine ilişkin model seçim sonuçları

	(1,0,0)	(0,0,1)	(1,0,1)	(2,0,0)	(2,0,1)	(0,0,2)	(1,0,2)	(2,0,2)
AICC	1 660.77	1 702.54	1 641.41	1 667.76	1 636.12	1 731.92	1 610.05	1 635.96
BIC	23.16	23.87	22.94	23.21	23.11	24.00	22.75	23.10
HQ	1 981.87	2 026.27	1 963.39	1 987.98	1 962.46	2 050.39	1 936.38	1 962.29
RMSE	82 082	107 334	71 453	86 639	66 970	136 179	56 017	66 896
MAPE	18.08	35.66	18.64	21.80	13.74	38.42	14.46	13.01
MAE	57 969	78 521	52 174	63 783	48 339	102 176	38 701	45 865
MDA	0.44	0.44	0.43	0.35	0.38	0.43	0.33	0.47
maxAPE	121.80	294.50	126.57	130.88	87.71	429.85	91.67	90.04
maxAE	234 280	296 549	166 145	252 288	170 790	432 836	155 129	153 455
ABK	0.35	0.71	0.24	0.31	0.14	0.96	0.01	0.22

Çizelge 4.24. Üzüm serisine ilişkin model seçim sonuçları

	(1,0,0)	(0,0,1)	(1,0,1)	(2,0,0)	(2,0,1)	(0,0,2)	(1,0,2)	(2,0,2)
AICC	1 823.14	1 793.63	1 806.23	1 821.68	1 816.33	1 794.70	1 817.05	1 814.24
BIC	25.20	24.98	25.11	25.23	25.29	25.04	25.25	25.26
HQ	2 140.73	2 114.73	2 126.46	2 140.15	2 137.43	2 116.68	2 137.27	2 135.35
RMSE	256 024	203 911	223 682	251 827	238 213	204 172	240 879	234 839
MAPE	8.98	6.94	7.62	8.99	8.00	6.87	8.39	7.97
MAE	197 505	156 722	171 916	198 809	176 838	154 939	187 370	179 888
MDA	0.50	0.44	0.47	0.49	0.49	0.39	0.54	0.43
maxAPE	42.21	39.14	40.93	38.04	36.16	39.49	44.07	42.24
maxAE	644 654	440 756	572 470	592 480	631 167	454 106	530 035	669 968
ABK	0.89	0.11	0.46	0.78	0.60	0.09	0.78	0.66

Çizelge 4.25. Et serisine ilişkin model seçim sonuçları

	(1,0,0)	(0,0,1)	(1,0,1)	(2,0,0)	(2,0,1)	(0,0,2)	(1,0,2)	(2,0,2)
AICC	1 457.88	1 462.52	1 439.58	1 423.74	1 452.55	1 477.28	1 459.73	1 461.70
BIC	20.52	20.58	20.41	20.24	20.59	20.65	20.59	20.67
HQ	1 781.60	1 786.25	1 765.92	1 750.94	1 778.88	1 798.38	1 784.33	1 787.17
RMSE	20 089	20 738	17 428	15 553	19 047	23 358	20 229	20 390
MAPE	7.11	6.70	6.29	6.00	6.68	8.85	7.17	7.22
MAE	13 148	14 621	12 055	10 960	13 201	16 824	14 448	14 473
MDA	0.31	0.25	0.29	0.19	0.29	0.24	0.29	0.29
maxAPE	89.23	25.35	22.03	19.88	21.41	89.67	36.77	36.54
maxAE	51 315	63 009	38 142	40 108	53 372	51 566	47 462	48 008
ABK	0.64	0.57	0.26	0.01	0.47	0.85	0.56	0.59

Çizelge 4.26. Süt serisine ilişkin model seçim sonuçları

	(1,0,0)	(0,0,1)	(1,0,1)	(2,0,0)	(2,0,1)	(0,0,2)	(1,0,2)	(2,0,2)
AICC	1 956.83	2 024.88	1 947.93	1 955.59	2 003.47	2 018.83	2 001.35	2 024.96
BIC	25.06	25.65	24.91	25.00	25.47	25.84	25.44	25.57
HQ	2 320.30	2 382.83	2 310.48	2 318.15	2 363.27	2 382.30	2 361.15	2 381.06
RMSE	188 812	298 514	179 525	188 333	258 199	278 168	254 798	302 183
MAPE	2.65	4.80	2.38	2.49	3.64	4.08	3.69	4.40
MAE	124 178	208 989	117 000	122 545	161 814	191 521	168 147	182 881
MDA	0.25	0.32	0.29	0.29	0.24	0.33	0.23	0.30
maxAPE	10.13	21.52	11.73	10.73	29.07	19.29	23.44	59.67
maxAE	456 332	843 302	513 087	636 438	830 120	679 177	705 423	1 099 808
ABK	0.10	0.81	0.10	0.17	0.50	0.71	0.45	0.89

Bu sonuçlara göre Buğday serisi için (1,0,2) ve (2,0,2) modelleri aynı ABK değerine

sahiptir. Cimri¹⁵ modeli kullanmak her zaman için iyi olduğundan (1,0,2) modeli seçilmiştir. Arpa serisi için en küçük ABK değerine sahip (0,0,2) modeli seçilmiştir. Mısır serisi için en küçük ABK değerine sahip (0,0,2) modeli seçilmiştir. Şekerpancarı serisi için en küçük ABK değerine sahip (1,0,2) modeli seçilmiştir. Patates serisi için en küçük ABK değerine sahip (1,1,1) modeli seçilmiştir. Fındık serisi için en küçük ABK değerine sahip (1,0,2) modeli seçilmiştir. Elma serisi için en küçük ABK değerine sahip (1,0,2) modeli seçilmiştir. Üzüm serisi için en küçük ABK değerine sahip (0,0,2) modeli seçilmiştir. Et serisi için en küçük ABK değerine sahip (2,0,0) modeli seçilmiştir. Süt serisi için (1,0,0) ve (1,0,1) modelleri aynı ABK değerine sahiptir. Cimri modeli kullanmak her zaman için iyi olduğundan (1,0,0) modeli seçilmiştir.

4.5. Öngörü

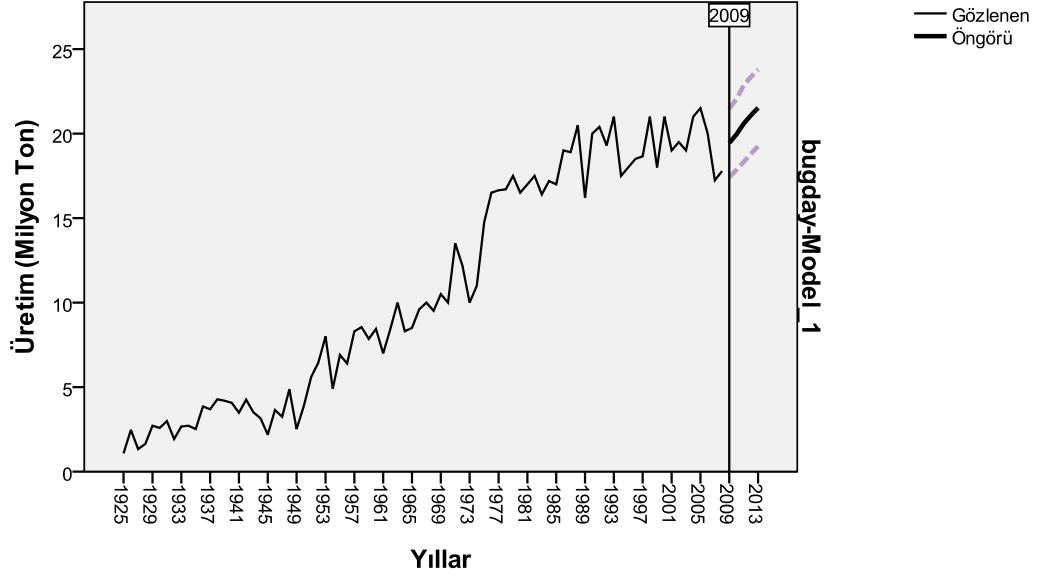
Bu bölümde seçilen öngörü modeli ile bitkisel ve hayvansal üretim serilerinin ileriye dönük 5 yıllık tahmini (öngörü) yapılacaktır.

Çizelge 4.27. Buğday serisine ilişkin öngörüler

	2009	2010	2011	2012	2013
Öngörü	19 450 820	19 947 227	20 585 657	21 079 990	21 524 563
Üst Güven Sınırı	21 476 694	22 046 074	22 849 969	23 353 653	23 798 775
Alt Güven Sınırı	17 424 945	17 848 381	18 321 344	18 806 327	19 250 352

Çizelge 4.27'de Buğday serisi için %95 güven sınırları ile birlikte öngörü değerleri sunulmuştur. Şekil 4.22'de ise güven sınırları ile birlikte öngörülerin grafik gösterimi sunulmuştur.

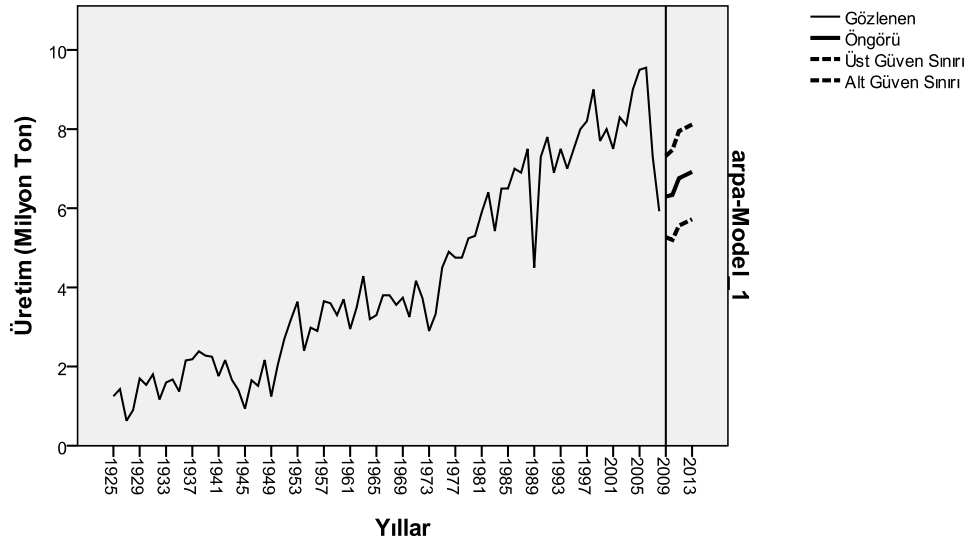
¹⁵ Az parametre sayısına sahip model



Şekil 4.22. Buğday serisine ilişkin öngörü grafiği

Çizelge 4.28. Arpa serisine ilişkin öngörüler

	2009	2010	2011	2012	2013
Öngörü	6 294 924	6 337 005	6 755 812	6 837 469	6 919 110
Üst Güven Sınırı	7 318 712	7 472 358	7 951 561	8 033 217	8 114 858
Alt Güven Sınırı	5 271 135	5 201 652	5 560 063	5 641 720	5 723 361



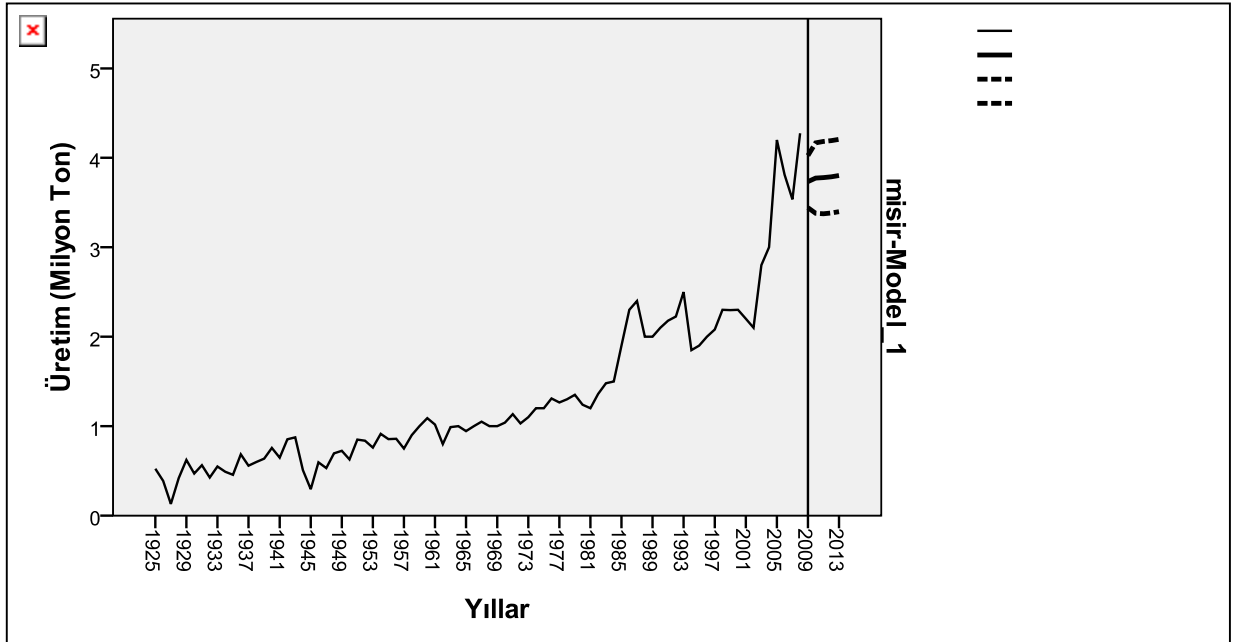
Şekil 4.23. Arpa serisine ilişkin öngörü grafiği

Çizelge 4.28’de Arpa serisi için %95 güven sınırları ile birlikte öngörü değerleri

sunulmuştur. Şekil 4.23’de ise güven sınırları ile birlikte öngörülerin grafik gösterimi sunulmuştur.

Çizelge 4.29. Mısır serisine ilişkin öngörüler

	2009	2010	2011	2012	2013
Öngörü	3 734 278	3 773 938	3 778 515	3 788 177	3 802 006
Üst Güven Sınırı	4 025 221	4 167 939	4 183 162	4 192 824	4 206 653
Alt Güven Sınırı	3 443 335	3 379 938	3 373 869	3 383 531	3 397 359

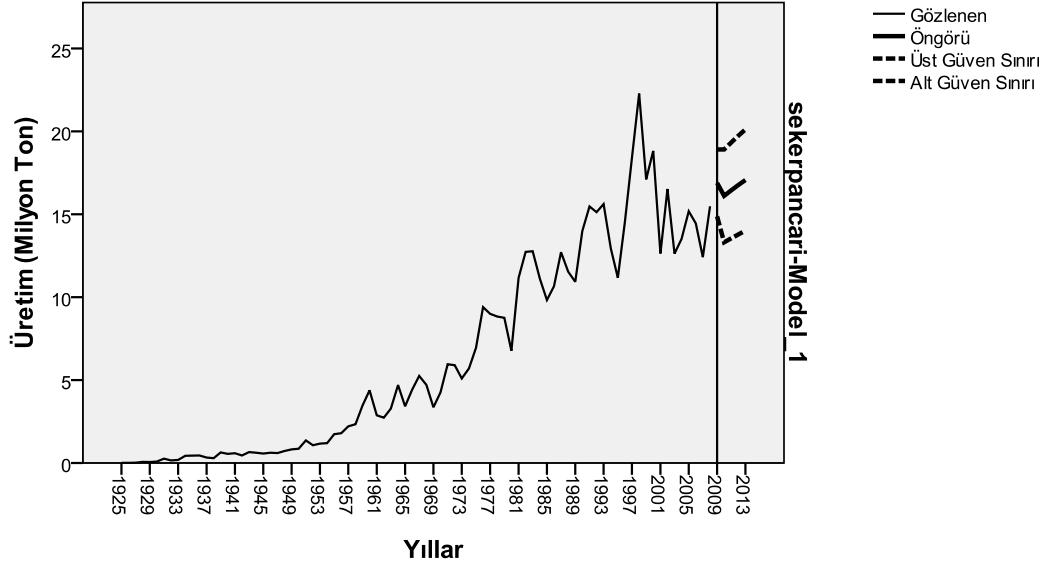


Şekil 4.24. Mısır serisine ilişkin öngörü grafiği

Çizelge 4.29’de Mısır serisi için %95 güven sınırları ile birlikte öngörü değerleri sunulmuştur. Şekil 4.24’de ise güven sınırları ile birlikte öngörülerin grafik gösterimi sunulmuştur.

Çizelge 4.30. Şekerpancarı serisine ilişkin öngörüler

	2009	2010	2011	2012	2013
Öngörü	16 894 233	16 110 320	16 447 807	16 766 578	17 068 474
Üst Güven Sınırı	18 915 806	18 910 471	19 340 083	19 743 107	20 122 314
Alt Güven Sınırı	14 872 659	13 310 169	13 555 531	13 790 050	14 014 634



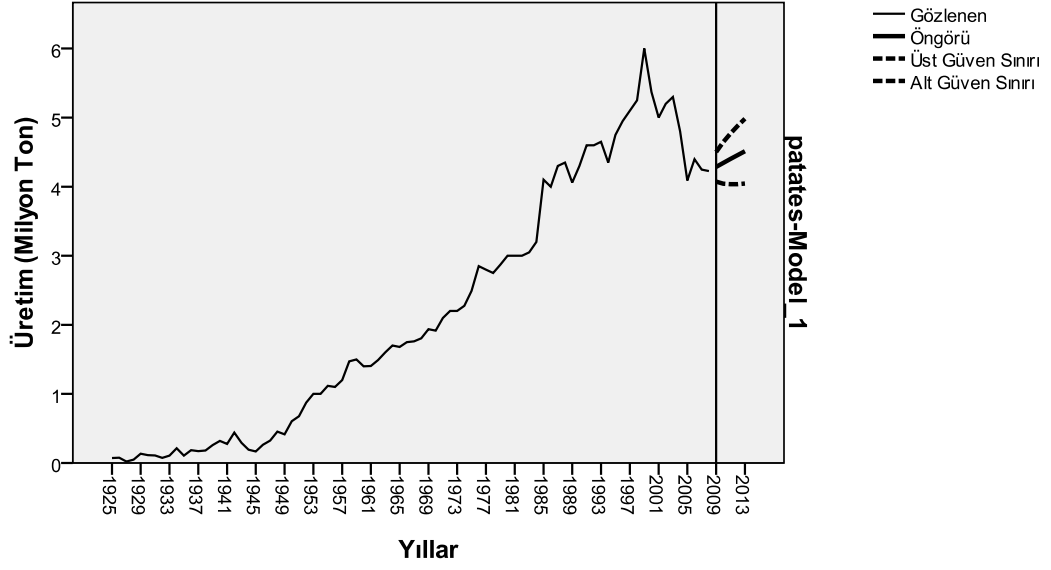
Şekil 4.25. Şekerpancarı serisine ilişkin öngörü grafiği

Çizelge 4.30'de Şekerpancarı serisi için %95 güven sınırları ile birlikte öngörü değerleri sunulmuştur. Şekil 4.25'de ise güven sınırları ile birlikte öngörülerin grafik gösterimi sunulmuştur.

Çizelge 4.31. Patates serisine ilişkin öngörüler

	2009	2010	2011	2012	2013
Öngörü	4 286 507	4 345 357	4 402 599	4 458 802	4 514 342
Üst Güven Sınırı	4 500 764	4 646 818	4 769 933	4 880 812	4 983 776
Alt Güven Sınırı	4 072 249	4 043 897	4 035 264	4 036 792	4 044 908

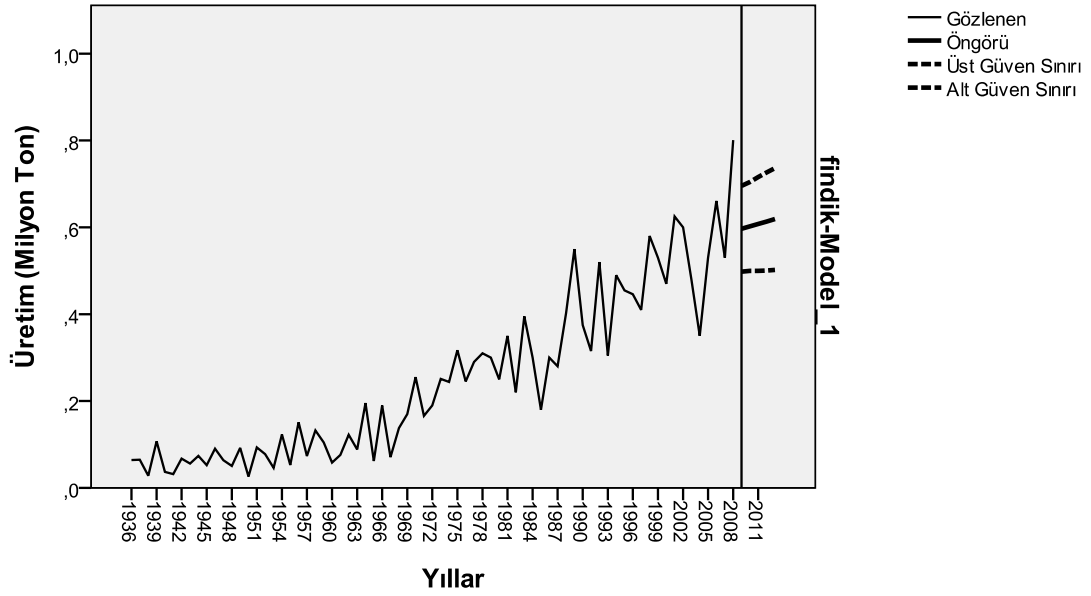
Çizelge 4.31'de Patates serisi için %95 güven sınırları ile birlikte öngörü değerleri sunulmuştur. Şekil 4.26'da ise güven sınırları ile birlikte öngörülerin grafik gösterimi sunulmuştur.



Şekil 4.26. Patates serisine ilişkin öngörü grafiği

Çizelge 4.32. Fındık serisine ilişkin öngörüler

	2009	2010	2011	2012	2013
Öngörü	596 645	602 144	607 747	613 449	619 245
Üst Güven Sınırı	695 458	704 476	715 759	726 327	736 328
Alt Güven Sınırı	497 832	499 811	499 734	500 571	502 163

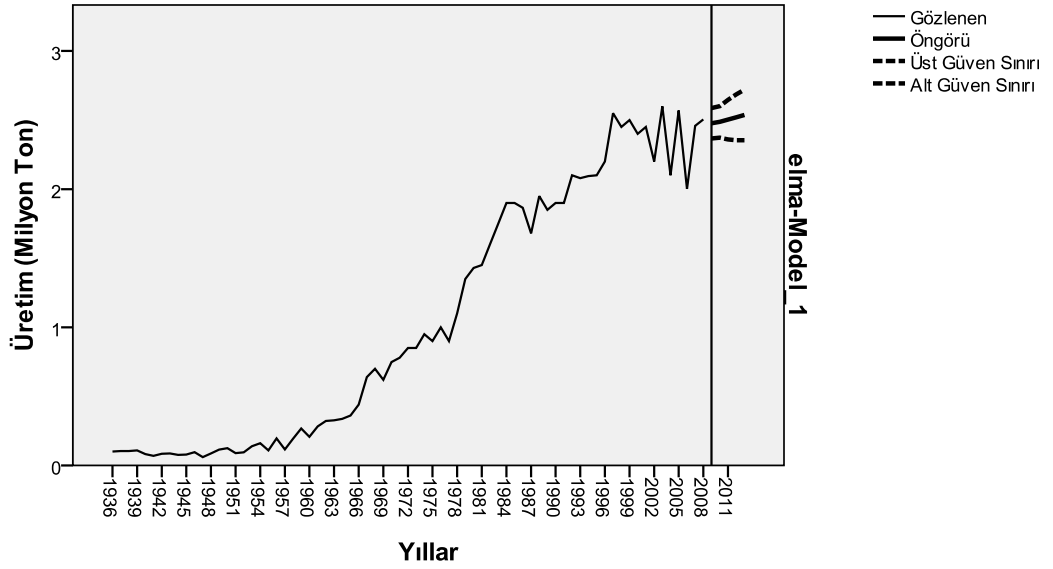


Şekil 4.27: Fındık serisine ilişkin öngörü grafiği

Çizelge 4.32’de Fındık serisi için %95 güven sınırları ile birlikte öngörü değerleri sunulmuştur. Şekil 4.27’de ise güven sınırları ile birlikte öngörülerin grafik gösterimi sunulmuştur.

Çizelge 4.33. Elma serisine ilişkin öngörüler

	2009	2010	2011	2012	2013
Öngörü	2 476 972	2 486 838	2 503 238	2 520 001	2 537 043
Üst Güven Sınırı	2 587 219	2 600 627	2 646 551	2 685 408	2 720 038
Alt Güven Sınırı	2 366 724	2 373 050	2 359 924	2 354 595	2 354 048



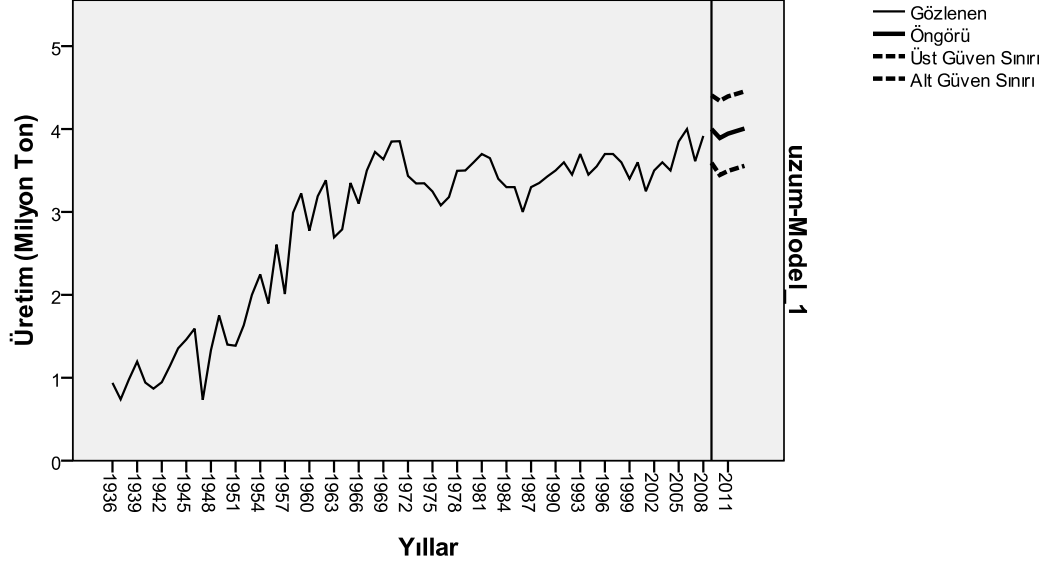
Şekil 4.28. Elma serisine ilişkin öngörü grafiği

Çizelge 4.33’de Elma serisi için %95 güven sınırları ile birlikte öngörü değerleri sunulmuştur. Şekil 4.28’de ise güven sınırları ile birlikte öngörülerin grafik gösterimi sunulmuştur.

Çizelge 4.34. Üzüm serisine ilişkin öngörüler

	2009	2010	2011	2012	2013
Öngörü	4 000 654	3 892 705	3 944 586	3 974 920	4 005 591
Üst Güven Sınırı	4 408 001	4 339 600	4 393 897	4 424 231	4 454 901
Alt Güven Sınırı	3 593 307	3 445 811	3 495 276	3 525 610	3 556 280

Çizelge 4.34’de Üzüm serisi için %95 güven sınırları ile birlikte öngörü değerleri sunulmuştur. Şekil 4.29’de ise güven sınırları ile birlikte öngörülerin grafik gösterimi sunulmuştur.



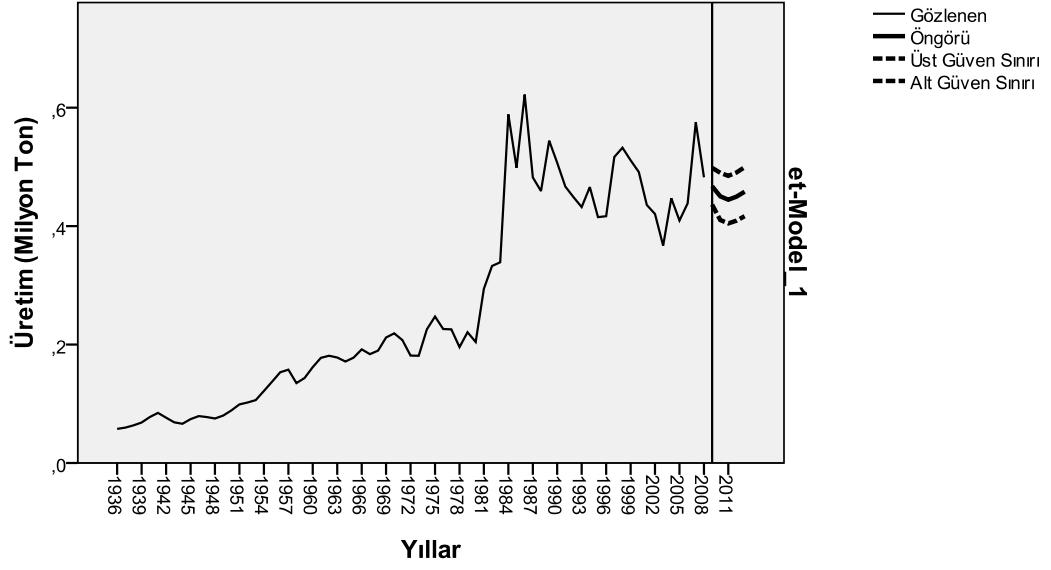
Şekil 4.29. Üzüm serisine ilişkin öngörü grafiği

Çizelge 4.35. Et serisine ilişkin öngörüler

	2009	2010	2011	2012	2013
Öngörü	467 369	450 218	444 778	449 840	458 192
Üst Güven Sınırı	498 447	489 974	484 950	490 547	499 648
Alt Güven Sınırı	436 290	410 462	404 606	409 133	416 736

Çizelge 4.35’de Et serisi için %95 güven sınırları ile birlikte öngörü değerleri sunulmuştur. Şekil 4.30’da ise güven sınırları ile birlikte öngörülerin grafik gösterimi sunulmuştur.

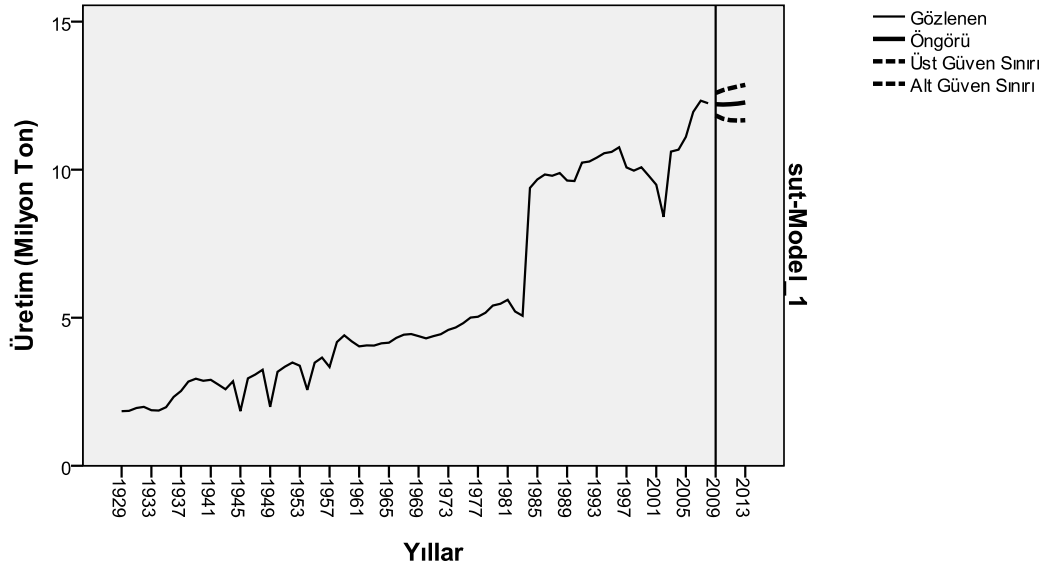
Çizelge 4.36’da Süt serisi için %95 güven sınırları ile birlikte öngörü değerleri sunulmuştur. Şekil 4.31’de ise güven sınırları ile birlikte öngörülerin grafik gösterimi sunulmuştur.



Şekil 4.30. Et serisine ilişkin öngörü grafiği

Çizelge 4.36. Süt serisine ilişkin öngörüler

	2009	2010	2011	2012	2013
Öngörü	12 212 658	12 204 123	12 213 070	12 235 994	12 270 078
Üst Güven Sınırı	12 589 631	12 687 758	12 754 545	12 811 750	12 866 932
Alt Güven Sınırı	11 835 686	11 720 489	11 671 595	11 660 238	11 673 224



Şekil 4.31. Süt serisine ilişkin öngörü grafiği

5. TARTIŞMA ve SONUÇ

Bu çalışmada tarım politikası alanındaki otoritelere yapacakları politikalar açısından yardımcı olmak amacıyla 1925-2008 yılları arasındaki ulusal üretimde en büyük paya sahip bitkisel ve hayvansal üretim serilerinin orta dönemdeki (5 yıl) ileriye dönük tahminleri (öngörüler) yapılmıştır.

Çalışmada geleneksel zaman serisi yöntemlerinin yanında literatürdeki yeni gelişmelerden de faydalanılmıştır. Bu kapsamda durağanlık analizi ve model tahmininde aykırı değerlerin etkisi kapsanmış, model seçiminde ise literatürde yaygın olarak kullanılan model seçim kriterleri ve model performansı değerlendirme kriterlerinin tümünü kapsayan ağırlıklı bilgi kriterinden faydalanılmıştır. Bu çerçevede Gomez and Maravall(1998) çalışmasından esinlenerek ve Box-Jenkins metodolojisinin temel varsayımları korunarak özgün bir biçimde tüm bu süreci kapsayan model belirleme ve öngörü prosedürü oluşturulmuştur.

Bu prosedür, öngörüsü yapılacak olan zaman serilerinin durağanlığının araştırılması ve durağan dışılığının tespiti ile başlar. Korelogram grafiklerine ve birim kök testleri sonuçlarına göre tüm serilerin durağan olmadığı Patates üretim serisi dışındaki serilerin trend durağan, Patates üretim serisinin ise fark durağan olduğu tespit edilmiştir. Prosedürün ikinci aşamasında belirlenen 8 ARMA modelinin tahmini aykırı değerlerin de etkisi dikkate alınarak yapılmıştır. Prosedürün son aşamasında tahmini yapılan 8 modelin öngörü performansı, ağırlıklı bilgi kriteri (ABK) ile ölçülmüş ve en küçük ABK değerine sahip model ile ilgili zaman serilerinin öngörüsü yapılmıştır.

2004-2008 yılları arasındaki 5 gözlem test verisi kabul edilip öngörü yapıldığında ve bu sonuçları MAPE istatistiği açısından değerlendirecek olursak. Buğday serisinin gerçek değerlerinden ortalama %11 sapma ile, Arpa serisinin gerçek değerlerinden ortalama %18 sapma ile, Mısır serisinin gerçek değerlerinden ortalama %41 sapma ile, Şekerpancarı serisinin gerçek değerlerinden ortalama %28 sapma ile, Patates serisinin gerçek değerlerinden ortalama %29 sapma ile, Fındık serisinin gerçek değerlerinden

ortalama %27 sapma ile, Elma serisinin gerçek değerlerinden ortalama %16 sapma ile, Üzüm serisinin gerçek değerlerinden ortalama %4 sapma ile, Et serisinin gerçek değerlerinden ortalama %9 sapma ile, Süt serisinin gerçek değerlerinden ortalama %9 sapma ile öngörüsü gerçekleşmiştir.

Levis (1982)'e göre bu sonuçlar yorumlanacak olunursa Üzüm, Et ve Süt üretim serilerinin öngörülere son derece iyi; Buğday, Arpa ve Elma üretim serilerinin öngörülere iyi; Mısır, Şekerpancarı, Patates ve Fındık üretim serilerinin öngörülere kabul edilebilir derecesinde olmuştur.

Bu çalışma kapsamındaki bulgular metodolojik açıdan literatürdeki diğer çalışmalar ile kıyaslandığında; Kibar(2007), Toptaş(1992), Yeğin(2007) gibi ARIMA modelleri ile öngörü çalışmalarında, durağanlık analizinde sadece otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarından yararlanılmış ya da bir adım ötesi olan geleneksel birim kök testlerine başvurulmuş, model belirlemede AIC veya BIC istatistiklerine başvurulmuş, model tahmininde ise aykırı değerlerin etkisi dikkate alınmamıştır. Subaşı(2005) ise interpolasyon yöntemi gibi çok genel bir teknik ile aykırı değer düzeltilmesi yapmıştır. Bu çalışmada ise durağanlık analizinde otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının yanında geleneksel birim kök testleri ile birlikte yapısal kırılmalı birim kök testlerinden faydalanılmış, model belirlemede Eğrioğlu et.al(2008)'un önerdiği literatürde yaygın olarak kullanılan model seçim ve öngörü performansı kriterlerinin ağırlıklı ortalamasından oluşan ve son derece efektif olan ağırlıklı bilgi kriteri kullanılmış, model tahmininde ise aykırı değer tespit ve düzeltilmesinde literatür tarafından kabul görmüş¹⁶ Chin and Liu (1993) tarafından önerilen yaklaşım kullanılmıştır.

Literatürdeki tarımsal ürün ve fiyat serilerinin zaman serileri ile modellenmesi ve öngörüsü ile ilgili çalışmalarda (Nochai and Nochai (2006), Rabbani (2009), Khan *et al.* (2008), Saeed *et al.* (2000), Iqbal *et al.* (2005), Yayar and Bal (2007)) bu serilerin

¹⁶ Bakınız Gomez and Maravall(1998)

stokastik trend içerdiği kabul edilerek durağanlık için modellemelerde serilerin farkı alınmıştır. Ancak Perron(1989) kriz vb. nedenlerden meydana gelen yapısal kırılmaların geleneksel birim kök testleri sonuçlarını deterministik trend barındıran bir seriyi stokastik trend olarak algılanması noktasında yanlışlığa götüreceğine dikkat çekmiştir. Zivot and Andrews(1992) ve Perron(1997)'u takip eden çalışmalar ise kırılma zamanının içsel olarak belirlenmesi gerektiğini önermişlerdir. Bazı çalışmalarda (Roche and McQuinn (2002), Gutierrez *et al.* (2007), Brümmer *et al.* (2009), Serra *et al.* (2006)) bu durum dikkate alınmıştır. Lee and Strazicich (2003), Zivot and Andrews(1992) ve Perron(1997) gibi benzeri çalışmalarda önerilen testlerde; birim kökün varlığını iddia eden yokluk hipotezinin yapısal kırılmaya sahip olmadığı varsayıldığını, ancak yapısal kırılma ile beraber birim kökte mevcut olabileceğini tespit etmiş ve bu şekilde kurgulanan yokluk hipotezinin ret edilmesinde yine yanlışlık oluşturacağını vurgulamışlardır.

Bu çalışmada da literatür tarafından önerilen tüm bu hususlar dikkate alınmıştır. Bulgulardan da görüleceği üzere geleneksel birim kök testleri tarafından 4 seri birim köke bağlı durağan kabul edilirken tek yapısal kırılmalı birim kök testlerinde 5 seri durağan kabul edilmiş, çoklu yapısal kırılmalı birim kök testinde ise 9 seri durağan kabul edilmiştir. Tüm bu bulgular John *et al.*(2007) ile uyuşmaktadır.

Serilerdeki bu kırılmalar geçmişte uygulanmış politikalar ile ilişkilendirilecek olunursa. Buğday ürününde 1973 yılındaki 120 kuruş olan destekleme fiyatı %77'lik bir artış ile 1974 yılında 212 kuruşa yükselmiştir (DPT 1979). Bu durum 1975 yılındaki pozitif yönlü kırılmanın nedenini açıklayabilmektedir. III. Planlı dönemde (1972 – 1977) gübre kullanımında %88 oranında kayda değer bir artış yaşanmıştır. Yine bu dönemde traktör kullanımında %143 oranında, hektar başına düşen ziraat teknisyeni istihdamında %76 oranında muazzam artışlar yaşanmıştır (DPT 1979). Devletin gübre destekleme oranı ise en yüksek seviyesine 1979 yılında ulaşmıştır (Kaplan vd 2000). İzlenen tüm bu politikalar 1975 yılında Buğday üretimindeki, 1979 yılında Arpa üretimindeki, 1976 yılında Elma üretimindeki artış yönlü kırılmanın nedeni olarak açıklanabilir. 1995 yılı sonunda gübre sübvansiyon oranının yükseltilmesi ve 1996 ve 1997 yıllarındaki

popülist uygulamalar neticesinde destekleme kapsamındaki ürün fiyatlarının belirlenmesinde dünya fiyatları, yurtiçi borsa fiyatları, diğer faktör fiyatlarındaki gelişmeler ve hedeflenen enflasyon oranının esas alınması ilkesi benimsenmesine rağmen, 1996 ve 1997 yıllarında ilan edilen fiyatlarda bu ilke gözardı edilmesi alım miktarlarının ve stoklarının artırmasına yol açmıştır (DPT, 1999). Bu durum Patates üretimindeki 1998 yılında ve Elma üretimindeki 1997 yılında artış yönlü kırılmanın nedeni olarak açıklanabilir. 1982 yıllarındaki Et ve Süt üretimindeki kırılma, 1980'li yılların ortalarında Devlet İstatistik Enstitüsünün hayvan sayımı ile birlikte Et ve Süt üretimindeki hesaplama yönteminin değiştirmesi olarak açıklanabilir. Burada ilginç bir durum olarak 2002 yılından sonra tüm ülkede uygulanmaya başlanan Doğrudan Gelir Desteği projesinin olumlu etkilerinin yapısal kırılmalı birim kök testlerine yansımamış olmasıdır. Bu durum, serilerin analiz döneminin çok uzun olması olarak açıklanabilir. Üretim serilerine daha dar bir zaman boyutunda bakıldığında Doğrudan Gelir Desteği projesinin serilerde anlamlı bir kırılmaya neden olacağı düşünülmektedir.

Abraham and Box(1979) ve bu çalışmayı takip eden çalışmalar, aykırı gözlemlerin zaman serilerinde yanlış model tanımlanmasına ve parametre tahminlerinin yansızlığını etkilediğini bunun uzantısında da yanlış öngörülere sebep olduğunu vurgulamıştır. Çalışmada raporlanmayan ancak analizler esnasında bu durum ile karşılaşılmış ve Chin and Liu (1993) tarafından önerilen yaklaşım ile aykırı gözlemler serilerden arındırılmıştır.

Öngörü sonuçları tarım politikası açısından yurtiçi kullanım¹⁷ ve dış ticaret rakamları¹⁸ ile karşılaştırılarak yorumlanacak olursa. Buğday ve Patates ürünlerindeki üretim, üretim sonrası kayıplarda¹⁹ dikkate alındığında yurtiçi kullanımı karşılayamamaktadır. Arpa ve Mısır ürünlerinde ise üretim sonrası kayıplar dahi dahil edilmeden üretim yurtiçi kullanımı karşılayamamaktadır. Bu durum bu ürünlerin kimi zaman üretici birim

¹⁷ Bakınız Ek 1

¹⁸ Bakınız Ek 3

¹⁹ Bakınız Ek 2

fiyatlarından daha yüksek fiyatlarla²⁰ dışarıdan temin edilmesine yol açmaktadır. Üretim ile yurtiçi kullanım arasındaki fark 2009 yılından sonra Buğday, Arpa ve Patates ürünlerinde biraz daha kapanacağı öngörülmekle birlikte Mısır ürününde ise bu farkın daha da açılacağı tahmin edilmektedir. Şekerpancarı ve Süt ürünlerinde üretimimiz yurtiçi kullanımı ancak karşılayabilmekte, Elma, Üzüm ve Fındık ürünlerinde ise yurtiçi kullanım rahatlıkla karşılanabilmektedir. Bu durumun 2009 yılından sonra da benzer şekilde olacağı tahmin edilmektedir. Ancak Türkiye; Patates, Üzüm ve Fındık ürünlerinde ihracatçı konumunda olan bir ülkedir. Uygun pazarlar bulunduğu bu ürünlerin ihracat potansiyeli olan ürünler olduğu düşünülmektedir. Şekerpancarı ürününde uygun pazarlar bulunduğu üretici fiyatına göre çok yüksek fiyatlarla ihracat yapılabilmektedir.

Bu kapsamda Buğday, Arpa, Mısır ve Patates ürünlerinin en azından yurtiçi kullanım için üretimlerinin teşvik edilmesi gerekmektedir. Özellikle Mısır ihtiyacında önümüzdeki yıllarda ciddi sıkıntılar yaşanacağı tahmin edilmektedir. Bu ürünlere teşviklerin olmaması durumunda yüksek fiyatlarla ithalat yapmamıza neden olacaktır. Şekerpancarı, Patates, Üzüm ve Fındık ürünlerinde ise uygun pazarlar bulunması durumunda teşvik edilmesi önerilmektedir.

Bu çalışma ve diğer çalışmalarda her ne kadar tarımsal ürünlerin ileriye dönük tahmini yapılsa da, tarımsal ürünlerde öngörü diğer alanlara göre daha az kesinlik içerir. Çünkü tarımsal üretim milyonlarca çiftçinin kararına ve sel, kuraklık, sıcaklık ve nem gibi hava şartlarına bağlı bir durumdur.

Öngörü söz konusu olduğunda kuşkusuz daha farklı zaman serisi metodolojilerine de başvurulabilir. Bunlar Üstel Düzeltme, Mevsimsel Üstel Düzeltme, Yapay Sinir Ağları, ARIMA Hataları ile Regresyon, Durum Uzay Modelleri, Dinamik Regresyon Modelleri, Doğrusal Olmayan Modeller, Çok Değişkenli Otoregresif Modeller olarak özetlenebilir. Bu hususlar diğer araştırmacılara bırakılmıştır.

²⁰ Bakınız Ek 4

KAYNAKLAR

- Abraham, B., and Box, G.E.P., 1979. Bayesian Analysis of Some Outlier Problems in Time Series. *Biometrika*, 66, 229-236.
- Abraham, B., and Chuang, A., 1989. Outlier Detection and Time Series Modeling. *American Statistical Association and American Society for Quality*, 31(2), 241-248.
- Akaike, H., 1969. Fitting Autoregressive Model for Prediction, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 21, 243-247.
- Akaike, H., 1977. On entropy Maximization Principle. *Application of Statistics*, Amsterdam: North Holland, 27-41.
- Akdi, Y., 2003. Zaman Serileri Analizi (Birim Kökler ve Kointegrasyon). *Bıçaklar* 975-8695-03-7, 280 s, Ankara.
- Akıncı, M., 2008. Zaman Serilerinde Durağanlık Analizi ve İhracatın GSMH İçindeki Payı Üzerine Bir Uygulama. Y.Lisans Tezi, Kafkas Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı, Kars, Türkiye.
- Akter, S., and Rahmen, S., 2010. Agribusiness Forecasting with Univariate Time Series Modelling Techniques: The Case of a Dairy Cooperative in the UK. *Journal of Farm Management*. 13(11), 747-764.
- Atkinson, A.C., Koopman, S.J., Shephard, N., 1997. Detecting shocks: Outliers and breaks in time series, *Journal of Econometrics*, 80, 387-422.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. L., and Stock, J.H., 1992. Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 271-287.
- Beaulieu, J. J. and Miron, J. A, 1993. Seasonal Unit Roots in Aggregate U.S. Data.. *Journal of Econometrics*, 55, 305–328.
- Brümmer, B., Cramon-Taubadel, S., Zorya, S., 2009. The Impact of Market and Policy Instability on Price Transmission between Wheat and Flour in Ukraine. *European Review of Agricultural Economics*, 36(2), 203-230.
- Box, G.E.P., and Jenkins, G.M., 1970. *Time Series Analysis, Forecasting and Control*. Holden Day, San Francisco.

- Brockwell, P.J., and Davis, R.A., 2002. *Introduction to Time Series and Forecasting*. Springer:10850334, 449 p, Newyork, USA.
- Bruce, A.G., Martin, R.D., 1989. Leave-k-out diagnostics for time series (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society*, B51, 363-424.
- Chang, I., 1982. *Outliers in Time Series*. Ph.D. thesis, University of Wisconsin-Madison, Dept. of Statistics.
- Chang, I., and Tiao, G. C., 1983. Estimation of Time Series Parameters in the Presence of Outliers. Technical Report 8, University of Chicago, Statistics Research Center, Graduate School of Business.
- Chang, I., and Tiao, G.C., 1990. Random Level Shift Time Series Models, ARIMA Approximation, and Level Shift Detection. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 170-186.
- Chen, C., and Liu, L.-M., 1993. Joint estimation of model parameters and outlier effects in time series. *Journal of the American Statistical Association*, 88, 284-297.
- Clemente, J., Montañés, A., and Reyes, M., 1998. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, 59, 175-182.
- Dickey, D.A., and W.A., Fuller, 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- DPT, 1979. *Dördüncü Beş Yıllık Kalkınma Planı*. DPT Yayınları:1664.
- DPT, 1999. *Tarımsal Destekleme Politikaları ve Doğrudan Gelir Desteği Sisteminin Değerlendirmesi*. DPT Yayınları.
- Eğrioğlu, E., Aladağ, Ç.H., Günay, S., 2008. A new model selection strategy in artificial neural networks. *Applied Mathematics and Computation*, 195, 591-597.
- Elliott, G., Rothenberg, T.J., and Stock, J.H., 1996. Efficient tests for an autoregressive unit root, *Econometrica*, 64, 813-836.
- Emirmahmutoğlu, F., Köse, N., Yalçın, Y., 2005. Birim Kök Testlerinde Yapısal Kırılma Zamanının İçsel Olarak Belirlenmesi Problemi: Alternatif Yaklaşımların Performansları. VII. Ulusal Ekonometri Sempozyumu, İstanbul.
- Erdoğan, E., 2006. *Zaman Serilerinde ARIMA Modelleri*. Y.Lisans Tezi, Muğla Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü İstatistik ve Bilgisayar Bilimleri Anabilim Dalı, Muğla, Türkiye.

- Ferranti, S.J., Chaves, A.P., Cruz, M., Freitas, A.A.C., 2005. Applying ARIMA Model in the Context of Agriculture and Industries. 1st International Congress University-Industry Cooperation.
- Fox, A.J., 1972. Outliers in time series. *Journal of the Royal Statistical Society*, B34, 350-363.
- Frechtling, D. C., 2001. Forecasting Tourism Demand:Methods and Strategies. *British Library Cataloguing in Publication Data*, 304 p, UK.
- Gourieroux, C., and Monfort, A., 1997. *Time Series and Dynamic Models*, Cambridge University Press, 668 p. London, UK.
- Göktaş, Ö., 2005. *Teorik ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*. Beşir, 250 p, İstanbul.
- Enders, W., 2003. *Applied Econometric Time Series*. John Wiley&Sons, 213 p, Newyork, USA.
- Gutierrez, L., Westerlund, J., Erickson, K., 2007. Farmland Prices, Structural Breaks and Panel Data. *European Review of Agricultural Economics*, 34(2), 161-179.
- Guttman, I., and Tiao, G.C., 1978. Effect of Correlation on the Estimation of a Mean in the Presence of Spurious Observations. *The Canadian Journal of Statistics*, 6, 229-247.
- Güney, H., 2009. Tek Değişkenli Zaman Serilerinde Model Seçim Ölçütlerinin İncelenmesi. Y.Lisans Tezi, Gazi Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü, Ankara, Türkiye.
- Hannan E. J. and Quinn B. G., 1979. The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society*, 41, 190-195.
- Harris, R., and Sollis, R., 2003. *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. John Wiley&Sons, 313 p, Newyork, USA.
- Hillmer, S.C., 1984. Monitoring and Adjusting Forecasts in the Presence of Additive Outliers. *Journal of Forecasting*, 3, 205-215.
- Hillmer, S.C., Bell, W.R., and Tiao, G.C., 1983. Modeling Considerations in the Seasonal Adjustment of Economic Time Series. *Applied Time Series Analysis of Economic Data*, Washington, DC:U.S. Bureau of the Census, 74-100.
- Hurvich, C. M. and Tsai, C. T., 1989. Regression and Time Series Model Selection in Small Samples, *Biometrika*, 76, 297-307.
- Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J. and Yoo, B. S., 1990. Seasonal Integration and Cointegration. *Journal of Econometrics*, 44, 215-238.

- Iqbal, N., Bakhsh, K., Maqbool, A., Ahmad, A.S., 2005. Use of the ARIMA Model for Forecasting Wheat Area and Production in Pakistan. *Journal of Agriculture&Social Sciences*, 1(2), 120-122.
- John, G., Nelson, P., Reetu, V., 2007. Unit Root Tests and Structural Breaks: A Survey with Applications. *Journal of Quantitative Methods for Economics and Business Administration*, 3(1), 63-79.
- Jones, R.H., 1975. Fitting autoregressions. *J. Amer. Stat. Assoc.*, 70, 590–592.
- Kadılar, C., 2005. Zaman Serileri Analizi. Ankara Üniversitesi Yayınları, 400 s, Ankara.
- Kaplan, M., Aktaş, M., Güneş, A., Alpaslan, M., Sönmez, S., 2000. Türkiye Gübre Üretim ve Tüketiminin Değerlendirilmesi. Türkiye Ziraat Mühendisleri Teknik Kongresi, Cilt II.
- Khan, M., Mustafa, K., Shah, M., Khan, N., Khan, J.Z., 2008. Forecasting Mango Production in Pakistan an Econometric Model Approach. *Sarhad Journal of Agriculture*, 24(2), 363-369.
- Khim, V. and Liew, S., 2004. Which Lag Length Selection Criteria Should We Employ. *Economic Bulletin*, 3(33), 1–9.
- Kibar, M.A., 2007. Building Cost Index Forecasting with Time Series Analysis. MS Thesis, The Graduate School of Natural and Applied Sciences of Middle East Technical University, Ankara, Turkey.
- Ledolter, J., 1988. The Effect of Additive Outliers on the Forecasts from ARIMAModels. *The International Journal of Forecasting*, 5, 231-240.
- Lee, J. and Strazicich, M.C., 2003. Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*, 63, 1082- 1089.
- Lee, J. and Strazicich, M.C., 2004. Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break. Working Paper, Department of Economics, Appalachain State University.
- Lewis, C. D., 1982. *Industrial and Business Forecasting Methods*. Butterworth; quoted in Witt and Witt.
- Ljung, G.M. and Box, G.E.P., 1978. On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65, 297–303.
- Ljung, G.M., 1993. On outlier detection in time series. *Journal of the Royal Statistical Society*, B55, 559-567.

- Lumsdaine, R. L. and Papell, D. H., 1997. Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79 (2), 212-218.
- Maradiaga, D.I., 2010. Stochastic Trends in Crop Yield Density Estimation. M.S. Thesis, Louisiana State University and Agriculture and Mechanical College.
- Muirhead, C.R., 1986. Distinguishing outlier types in time series. *Journal of the Royal Statistical Society*, B48, 39-47.
- Nochai, R., and Nochai, T., 2006. ARIMA Model for Forecasting Oil Palm Price. *Proceedings of the 2nd IMT-GT Regional Conference on Mathematics Statistics and Applications*.
- Ohara, H.I., 1999. A unit root test with multiple trend breaks: A theory and application to US and Japanese macroeconomic time series. *The Japanese Economic Review*, 50, 266-290.
- Palaskas, T.B., and Crowe, T.J., 1996. Testing for Price Transmission with Seasonally Integrated Producer and Consumer Price Series from Agriculture. *European Review of Agriculture Economics*, 23, 473-486.
- Pankratz, A., 1983. *Forecasting with Univariate Box-Jenkins Models Concepts and Cases*. John Wiley&Sons, 571 p, Newyork, USA.
- Pappel, D.H. and Prodan, R., 2003. The uncertain unit root in US real GDP: Evidence with restricted and unrestricted structural change. *Journal of Money Credit and Banking*, 36, 423-427.
- Perron, P. and Vogelsang, T. J., 1992. Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 301-320.
- Perron, P., 1989. The Great Crash, the Oil Shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361-1402.
- Perron, P., 1997. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, 80 (2), 355-385.
- Phillips, P.C.B., and Perron, P., 1988. Testing for a unit root in times series regression. *Biometrika*, 75, 335-446.
- Polat, Ö., 2009. Türkiye'nin Dış Ticaret Verilerinin Öngörüsünde Yapay Sınır Ağları Ve Box-Jenkins Modellerinin Karşılaştırmalı Analizi. Doktora Tezi, Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, Erzurum, Türkiye.

- Rabbani, G., Haque, A., Khalek, A., 2009. Dynamic Model for Price of Wheat in Bangladesh. *European Kournal of Social Sciences*, 10(2), 254-263.
- Roche, M.J., and McQuinn, K., 2003. Grain Price Volatility in a Small Open Economy. *Eupean Review of Agricultural Economics*, 30(1), 77-98.
- Saeed, N., Saeed, A., Zakria, M., Bajwa, T.M., 2000. Forecasting of Wheat Production in Pakistan using ARIMA Models. *International Journal of Agriculture&Biology*, 2(4), 352-353.
- Sampson, M., 2001. *Time Series Analysis*. Loglinear Publishing, [http://www.loglinear.com/PDF Files/time.pdf](http://www.loglinear.com/PDF%20Files/time.pdf) (27.07.2010)
- Schwarz, G. D., 1978. Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics*, 6,461-464.
- Sera, T., Gil, J.M., Goodwin, B.K., 2006. Local Polynomial Fitting and Spatial Price Relationships: Price Trnasmision in EU Pork Markets. *European Review of Agricultural Economics*, 33(3), 415-436.
- Sevüktekin, M., ve Nargeleçekenler M., 2007. *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi (EViews Uygulamalı)*, Nobel Yayın No:770, 591 s, Ankara.
- Shibata, R., 1976. Selection of the order of an autoregressive model by Akaike's formation criterion. *Biometrika*, 63, 117-126.
- Subaşı, D.B., 2005. Enflasyonun ARIMA Modelleri ile Tahminlenmesi:1994-2005 Türkiye Uygulaması. Y.Lisans Tezi, Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, Kütahya, Türkiye.
- Toptaş, M., 1992. A Comparative Time Series Study for Medium Term Electricity Demand Forecasting for Turkey. MS Thesis, The Graduate School of Natural and Applied Sciences of Middle East Technical University, Ankara, Turkey.
- Tsay, R.S., 1986. Time Series Model Specification in the Presence of Outliers. *Journal of the American Statistical Association*, 81, 132-141.
- Tsay, R.S., 2005. *Analysis of Financial Time Series*. John Wiley&Sons, 638 p, Newyork, USA.
- Uslu, E.E., 2009. *Mevsimsel Düzeltme Yöntemlerinin Hanehalkı İşgücü İstatistiklerineUygulanması*. TÜİK Uzmanlık Tezi, Türkiye İstatistik Kurumu, Ankara, Türkiye.
- Waheed, M., Alam, T., Ghauri, S.P., 2006. Structural Breaks and Unit Root: Evidencefrom Pakistan Macroeconomic Time Series. Munich Personal RePEc Archive Paper, 1797.

- Wang, S.H., Hsu, C.C., Liu, H.C., 2000. Comparisons of Time Series Models for the Forecasting of Albacore Commercial Harvset in the Indian Ocean. *Journal of Fish Societies Taiwan*, 27(2), 63-75.
- Wold, H.O.A., 1938. *A Study in the Analysis of Stationary Time Series*. Almqvist and Wiksell, Uppsala.
- Yaffe, R., and McGee, M., 2000. *Introduction to Time Series Analysis and Forecasting with Applications of SAS and SPSS*. Academic Press, 555 p, Newyork, USA.
- Yayar, R., and Bal, H.S.G., 2007. Forecasting of Corn Oil Price in Turkey. *Journal of Applied Sciences Research*, 3(8), 706-712.
- Yeğin, F., 2007. *Time Series Properties Adjustment Processes and Forecasting of Financial Ratios of Firms in Istanbul Stock Exchange*. MS Thesis, İstanbul Bilgi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Uluslararası Finans Yüksek Lisans Programı, İstanbul, Türkiye.
- Yurdakul, F., 2000. Yapısal Kırılmaların Varlığı Durumunda Geliştirilen Birim-Kök Testleri. *G.Ü. İİBF Dergisi*, 2/2000, 21-34.
- Zivot, E. and Andrews, D.W.K., 1992. Further evidence on Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251–270.

EKLER**EK 1. Üretim ve Tüketim verileri****(000 ton)**

ÜRÜNLER	1980		2000		2007		2008		2009		2010		2011	
	Üretim	Tüketim	Üretim	Tüketim	Üretim	Tüketim	Üretim	Tüketim ¹	Üretim ²	Tüketim ¹	Üretim ²	Tüketim ¹	Üretim ²	Tüketim ¹
Buğday	16 400	13 817	21 000	16 700	17 234	17 368	17 782	17 812	19 451	18 152	19 947	18 499	20 586	18 852
Arpa	5 300	4 521	8 000	6 653	7 306	6 042	5 923	6 702	6 295	6 987	6 337	6 350	6 756	6 543
Mısır	1 240	1 181	2 300	3 175	3 535	4 473	4 274	4 449	3 734	4 521	3 774	4 614	3 778	4 725
Şekerpancarı	6 776	6 776	18 821	18 873	12 415	12 429	15 488	14 197	16 894	14 683	16 110	15 187	16 448	15 706
Patates	3 000	2 690	5 370	4 732	4 246	3 863	4 225	3 993	4 286	4 085	4 345	4 180	4 403	4 277
Elma	1 430	1 299	2 400	2 056	2 458	2 098	2 504	1 925	2 477	2 128	2 487	2 119	2 503	2 237
Üzüm	3 600	2 913	3 600	2 306	3 613	2 137	3 918	2 235	4 001	2 234	3 893	2 234	3 944	2 234
Süt	5 472	9 031	9 794	9 319	12 330	11 731	12 243	11 974	12 213	12 217	12 204	12 459	12 213	12 703

Kaynak: FAO ve TÜİK

¹ 2008 yılından sonraki tüketim verileri TRAMO yöntemi ile otomatik model belirleme prosedürü kapsamında tahmin edilmiş değerlerdir.² 2009 yılından sonraki üretim verileri çalışma kapsamında tahmin edilmiş değerlerdir.

Tüketim; hayvan yemi, gübre ve besin tüketimlerinin toplamını kapsamaktadır.

EK 2. İhracat, İthalat ve Üretici birim fiyatları***(kg/TL)**

Yıllar	Buğday			Arpa			Mısır			Patates			Şeker Pancarı		Elma			Üzüm			Fındık		
	İhracat	İthalat	Üretici	İhracat	İthalat	Üretici	İhracat	İthalat	Üretici	İhracat	İthalat	Üretici	İhracat	Üretici	İhracat	İthalat	Üretici	İhracat	İthalat	Üretici	İhracat	İthalat	Üretici
2002	0.25	0.20	0.25	0.15	0.22	0.18	1.95	0.17	0.25	0.11	0.73	0.26	0.29	0.08	0.61	0.59	0.52	0.63	1.14	0.66	3.44	4.06	1.55
2003	0.64	0.23	0.33	0.16	0.26	0.24	1.79	0.23	0.32	0.14	0.85	0.33	0.31	0.08	0.76	0.72	0.63	0.78	1.18	0.83	4.49	3.84	1.89
2004	0.59	0.30	0.36	0.10	0.24	0.30	2.13	0.26	0.35	0.13	0.92	0.36	0.32	0.11	0.71	0.89	0.70	0.73	1.27	0.96	7.78	7.33	2.50
2005	0.21	0.25	0.36	0.18	0.27	0.29	0.23	0.29	0.37	0.11	0.75	0.38	0.61	0.10	0.55	1.00	0.80	0.79	1.41	1.14	12.28	11.70	3.90
2006	0.17	0.31	0.36	0.17	0.28	0.28	0.22	0.59	0.35	0.21	0.80	0.43	0.36	0.09	0.48	1.12	0.89	0.62	1.58	1.15	6.55	11.84	3.75
2007	0.46	0.35	0.43	0.20	0.34	0.35	1.39	0.31	0.40	0.15	0.92	0.49	-	0.10	0.52	1.14	0.98	0.72	1.68	1.33	6.10	7.65	3.79

Kaynak: FAO

*İhracat ve İthalat birim fiyatları, toplam ihracat ve ithalat değerlerinin toplam ihracat ve ithalat miktarlarına oranlaması ile elde edilmiştir ve yıllık ortalama döviz kuru ile TL'ye dönüştürülmüştür.

EK 3. Dış ticaret verileri**(000 ton)**

Yıllar	Buğday		Arpa		Mısır		Patates		Ş.Pancarı
	İhracat	İthalat	İhracat	İthalat	İhracat	İthalat	İhracat	İthalat	İhracat
1961	1.30	856.10	73.60	0.00	0.00	9.60	0.00	0.00	0.00
1962	0.00	689.60	0.00	0.00	0.00	0.00	0.12	0.00	0.00
1963	0.00	786.80	58.00	0.00	0.01	35.00	0.00	0.00	0.00
1964	0.00	80.80	35.50	0.00	0.00	0.00	0.05	0.00	0.00
1965	0.00	348.46	0.00	10.99	0.00	0.00	3.68	0.00	0.00
1966	0.00	236.21	0.00	0.00	0.00	0.00	0.19	0.00	0.00
1967	0.00	14.16	0.71	0.00	0.00	0.00	0.03	0.00	0.00
1968	1.53	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00
1969	0.06	403.22	0.00	0.00	0.00	5.22	5.43	0.02	0.00
1970	0.02	1 126.97	0.00	0.00	0.00	0.00	5.77	0.00	0.00
1971	0.00	661.99	6.70	0.00	0.00	5.14	1.80	0.00	0.00
1972	278.62	80.96	44.20	0.00	0.00	0.00	4.92	0.61	0.00
1973	312.59	9.61	0.00	18.22	0.00	0.00	18.77	0.41	0.00
1974	0.00	1 169.33	0.00	82.85	0.00	0.00	31.99	0.17	0.00
1975	0.00	459.17	0.00	11.53	0.00	0.00	31.36	0.24	0.00
1976	0.00	8.73	277.90	0.00	0.00	0.00	31.65	0.06	0.00
1977	591.14	6.15	135.20	0.00	0.00	0.00	27.62	0.18	0.00
1978	1 921.20	0.00	15.00	0.00	0.00	0.00	8.62	0.00	0.00
1979	686.03	0.00	0.50	3.36	0.00	0.00	12.95	0.15	0.00
1980	338.05	0.00	168.45	0.00	8.80	0.00	9.72	0.05	0.00
1981	315.54	272.31	306.81	0.00	0.00	0.00	17.73	0.00	0.00
1982	296.21	525.28	461.97	0.00	0.02	19.60	54.39	0.00	0.00
1983	609.90	12.91	596.23	159.50	0.04	0.42	36.66	0.04	0.00
1984	291.96	836.00	316.07	571.22	0.39	135.31	72.96	0.38	0.00
1985	268.92	781.92	94.35	111.96	9.25	102.56	11.19	12.68	0.00
1986	16.21	788.17	0.98	0.00	6.53	190.61	8.41	9.11	0.00
1987	296.60	370.91	17.22	0.00	13.12	94.66	44.55	5.90	0.00
1988	1 993.24	9.90	389.54	93.35	4.91	185.55	48.13	8.16	0.00
1989	539.53	2 036.80	102.86	244.31	4.80	533.23	39.81	4.68	0.00
1990	24.98	2 180.73	16.17	253.43	15.38	519.10	22.44	14.08	0.00
1991	2 317.28	198.31	780.74	79.12	10.14	76.51	219.54	6.20	0.01
1992	3 804.50	60.40	827.24	22.52	10.89	135.74	373.97	7.37	0.02
1993	648.65	1 220.98	255.89	78.95	49.58	101.88	244.10	4.48	0.02
1994	980.03	495.91	793.01	160.21	82.38	14.88	229.10	7.25	0.08
1995	232.85	1 253.33	674.25	43.50	2.34	623.98	103.53	5.89	0.02
1996	7.50	2 146.93	142.31	56.77	4.05	897.44	240.70	10.34	0.03
1997	15.42	2 551.79	508.30	17.96	9.94	853.81	222.29	9.74	0.08
1998	1 109.35	1 720.83	1 507.19	111.67	9.76	769.25	55.17	13.14	0.04
1999	1 864.70	1 613.03	274.09	57.80	6.21	839.10	64.61	24.30	0.02
2000	1 782.05	963.67	186.21	40.22	3.96	1 286.19	140.35	10.73	0.01
2001	1 117.97	346.83	158.22	38.97	9.38	537.48	105.89	2.11	0.06
2002	38.68	1 097.77	595.83	16.76	7.64	1 177.66	25.18	11.82	0.04
2003	0.94	1 838.74	395.99	89.43	10.99	1 818.13	172.30	9.26	0.04
2004	0.86	1 065.39	0.15	240.34	10.53	1 049.74	154.91	9.07	0.01
2005	327.93	135.60	289.39	52.18	127.58	218.06	78.04	13.70	0.01
2006	685.67	239.87	410.50	65.96	192.95	30.58	41.13	23.25	0.00
2007	18.28	2 147.11	215.78	52.18	8.32	1 128.46	239.75	24.13	0.00

EK 3 (Devam). Dış ticaret verileri**(000 ton)**

Yıllar	Elma		Üzüm		Fındık		Süt	
	İhracat	İthalat	İhracat	İthalat	İhracat	İthalat	İhracat	İthalat
1961	0.00	0.00	4.23	0.00	36.06	0.00	0.00	0.03
1962	0.00	0.00	6.26	0.00	43.69	0.00	0.00	0.05
1963	0.00	0.00	6.42	0.00	41.76	0.00	0.00	0.11
1964	0.00	0.00	5.01	0.00	49.13	0.00	0.00	0.01
1965	0.00	0.00	6.68	0.00	60.08	0.00	0.00	0.12
1966	0.00	0.00	6.94	0.00	55.58	0.00	0.00	0.03
1967	0.05	0.00	8.04	0.00	74.02	0.00	0.00	0.05
1968	0.04	0.00	6.18	0.00	64.45	0.00	0.00	3.80
1969	0.04	0.00	20.21	0.00	82.70	0.00	0.00	5.30
1970	0.09	0.00	18.32	0.00	63.60	0.00	0.00	7.00
1971	0.13	0.00	15.65	0.00	65.25	0.00	0.00	9.46
1972	0.06	0.00	13.96	0.00	94.16	0.00	0.00	8.94
1973	0.34	0.00	9.20	0.00	94.45	0.00	0.00	0.88
1974	0.75	0.00	4.98	0.00	113.88	0.00	0.00	0.00
1975	4.20	0.00	3.96	0.00	92.57	0.00	0.00	0.65
1976	4.55	0.00	5.60	0.00	132.05	0.00	0.00	0.31
1977	10.43	0.00	6.40	0.00	146.67	0.00	0.00	0.01
1978	6.44	0.00	4.83	0.00	153.74	0.00	0.00	0.26
1979	16.86	0.00	8.09	0.00	126.96	0.00	0.00	0.26
1980	14.72	0.00	6.22	0.00	97.50	0.00	0.00	0.51
1981	59.12	0.00	9.99	0.00	92.35	0.00	0.00	0.22
1982	40.31	0.00	12.41	0.00	108.83	0.00	0.01	0.30
1983	29.20	0.00	12.89	0.00	114.34	0.00	0.18	0.36
1984	17.95	0.00	13.08	0.00	135.54	0.00	0.02	2.78
1985	16.70	0.00	14.98	0.00	88.71	0.00	0.39	7.79
1986	12.81	0.00	15.38	0.00	115.26	0.00	0.35	5.80
1987	12.70	0.00	14.60	0.00	108.78	0.00	0.48	7.82
1988	16.30	0.00	17.43	0.06	107.56	0.00	0.11	5.29
1989	23.05	0.00	21.68	0.00	101.22	0.00	0.27	3.25
1990	33.03	0.06	15.28	0.07	160.76	0.00	0.06	10.40
1991	35.69	0.22	12.20	0.00	129.02	0.00	0.03	6.29
1992	15.76	24.36	16.13	0.07	133.12	0.00	0.05	6.00
1993	17.50	39.01	22.50	0.01	143.89	0.04	0.03	5.83
1994	13.72	15.28	26.26	0.01	133.84	0.00	0.09	5.85
1995	12.08	1.84	25.23	0.02	185.16	0.01	0.25	6.31
1996	34.19	1.53	28.41	0.74	143.28	0.03	0.41	8.51
1997	27.23	2.12	33.40	0.94	138.25	0.12	0.29	8.42
1998	13.07	3.63	53.95	0.30	136.56	0.30	0.26	7.85
1999	5.38	4.48	47.94	0.23	120.63	0.19	0.45	9.29
2000	5.39	3.42	64.87	0.17	112.13	0.42	0.32	7.29
2001	7.53	1.43	79.29	0.12	174.73	0.50	0.19	2.63
2002	5.89	3.19	76.89	0.13	157.60	1.92	0.11	5.59
2003	9.88	2.87	98.73	0.04	136.65	0.97	0.28	12.08
2004	9.95	2.47	159.31	0.18	134.56	0.78	0.54	11.88
2005	11.96	4.02	155.60	0.16	131.77	1.28	1.36	9.72
2006	8.36	3.96	151.14	0.42	158.58	2.44	1.74	16.83
2007	3.84	5.04	170.25	0.42	140.12	2.05	2.37	13.47

Kaynak: FAO

EK 4. Üretim sonrası kayıplar**(000 ton)**

Yıllar	Buğday	Arpa	Mısır	Patates	Elma	Üzüm	Fındık
1961	355.00	150.00	20.00	140.00	19.81	318.90	9.96
1962	422.00	175.00	16.00	149.00	22.54	338.20	12.37
1963	505.00	215.00	20.00	160.00	22.89	269.30	10.38
1964	422.00	160.00	20.00	170.00	23.59	279.00	15.95
1965	432.00	165.00	19.00	168.00	25.34	335.00	8.99
1966	486.00	190.00	20.00	175.00	30.80	310.00	15.33
1967	506.00	190.00	21.00	176.00	44.80	350.00	10.19
1968	480.00	178.00	20.00	181.00	49.00	372.50	14.36
1969	530.00	187.00	20.00	194.00	43.40	363.50	14.82
1970	504.00	162.00	21.00	192.00	52.36	385.00	20.37
1971	680.00	208.00	23.00	210.00	54.60	385.30	16.02
1972	614.00	186.00	21.00	220.00	59.50	343.40	18.28
1973	504.00	208.50	44.00	220.00	59.50	334.40	20.45
1974	440.00	133.00	48.00	228.00	66.50	334.68	20.82
1975	1 180.00	180.00	48.00	249.00	63.00	324.70	25.16
1976	1 370.00	196.00	52.00	285.00	70.00	308.00	21.48
1977	1 380.00	190.00	51.00	280.00	63.00	318.00	25.37
1978	1 336.00	190.00	52.00	275.00	77.00	349.60	24.32
1979	1 400.00	210.00	54.00	286.00	94.50	350.00	25.28
1980	2 556.00	212.00	50.00	300.00	100.10	360.00	21.54
1981	2 588.00	590.00	48.00	300.00	101.50	370.00	27.08
1982	2 620.00	640.00	54.00	300.00	112.00	365.00	20.18
1983	2 549.00	542.00	59.00	305.00	122.50	340.00	29.63
1984	2 580.00	650.00	60.00	320.00	133.00	330.00	23.99
1985	2 550.00	611.00	76.00	410.00	133.00	330.00	18.46
1986	3 420.00	1 050.00	92.00	400.00	130.55	300.00	24.71
1987	3 402.00	1 035.00	96.00	430.00	117.60	330.00	24.10
1988	3 690.00	1 125.00	80.00	435.00	136.50	335.01	30.04
1989	2 920.00	675.00	80.00	406.00	129.50	343.00	37.92
1990	3 550.00	1 095.00	84.00	430.00	133.00	350.01	28.70
1991	3 000.00	1 170.00	87.00	460.00	133.02	360.00	27.59
1992	2 500.00	1 035.00	89.00	460.00	148.71	345.01	36.84
1993	2 000.00	1 125.00	100.00	465.00	148.33	370.00	26.38
1994	1 700.00	1 050.00	74.00	435.00	147.72	345.00	35.39
1995	1 800.00	1 125.00	76.00	475.00	147.13	355.00	32.77
1996	1 900.00	1 200.00	80.00	495.00	154.11	370.07	33.19
1997	1 900.00	1 230.00	83.20	510.00	178.65	370.09	31.25
1998	2 100.00	1 350.00	92.00	525.00	171.75	360.03	38.87
1999	1 800.00	1 155.00	92.00	600.00	175.31	340.02	36.67
2000	2 100.00	1 200.00	92.00	537.00	168.24	360.02	34.72
2001	1 900.00	1 125.00	88.00	500.00	171.60	325.01	40.69
2002	1 950.00	1 245.00	84.00	520.00	154.22	350.01	39.85
2003	1 900.00	1 215.00	112.00	530.00	182.20	360.00	36.08
2004	2 100.00	1 350.00	120.00	480.00	147.17	350.02	27.78
2005	2 150.00	1 425.00	168.00	410.00	180.18	385.02	38.95
2006	2 150.00	1 425.00	152.00	440.00	140.42	400.05	46.23
2007	2 150.00	1 096.00	141.00	193.90	172.40	361.32	41.07

Kaynak: FAO

EK 5. Üretim verileri

(ton)

YILLAR	Buğday	Arpa	Mısır	Şekerpancan	Patates	Fındık	Elma	Üzüm	süt	et
1925	1075287	1251541	523423	6484	72602					
1926	2469367	1432735	388677	7605	76170					
1927	1333151	629281	129422	23935	20739					
1928	1641072	900127	417586	67084	49497					
1929	2718143	1699114	623221	55677	133500				1843055	
1930	2586377	1536589	470744	91419	114246				1856326	
1931	2992631	1804558	563755	257314	109944				1952484	
1932	1935800	1167607	426354	151757	73976				1990072	
1933	2671212	1598553	549646	182798	106859				1877324	
1934	2713732	1672348	489093	434201	213154				1863856	
1935	2521277	1371511	456333	445664	105734				1978051	
1936	3853290	2153636	684729	454206	184823	64155	100695	937810	2323478	57507
1937	3693812	2185699	558085	332705	171796	64817	103701	740270	2523414	59750
1938	4278815	2386717	598845	290109	181675	28056	104572	977373	2843468	63542
1939	4191528	2275460	635855	634978	259538	107147	108994	1195372	2943259	68470
1940	4067950	2249314	757309	552829	319345	36863	81781	941961	2869272	77541
1941	3483147	1758246	647467	589690	274909	31936	69787	868793	2900470	84697
1942	4263282	2164781	852828	450920	439553	67388	84780	945636	2744312	76377
1943	3509507	1665322	874265	656646	290947	56006	87014	1142837	2584845	68561
1944	3148396	1403049	508296	613355	191737	73750	76720	1355928	2856228	66304
1945	2189318	934309	294739	566555	167350	52490	79225	1461227	1846200	73935
1946	3648383	1653592	594838	621636	264671	90499	96054	1592227	2953453	79322
1947	3245904	1511752	530790	598494	325410	63859	59984	734592	3082323	77601
1948	4867093	2167396	695651	726492	454356	50573	86852	1331488	3242607	75273
1949	2516523	1246536	724479	817679	414509	92319	114252	1750545	1988132	80042
1950	3871926	2047018	627987	855066	605221	26057	125407	1399337	3172735	88759
1951	5600000	2700000	850000	1363000	676000	93224	88869	1386197	3345106	98922
1952	6447000	3189000	837000	1068936	873000	77850	94956	1633503	3484949	102159
1953	8000000	3640000	759700	1170000	1000000	46067	139192	2000268	3376716	106109
1954	4900000	2400000	914000	1200000	1000000	123141	160995	2247784	2562881	121539
1955	6900000	2985000	855000	1736000	1116000	52629	108782	1895164	3480102	137418
1956	6400000	2900000	858000	1791192	1100000	151001	195910	2605777	3656256	153186
1957	8300000	3650000	750000	2206357	1200000	73353	115562	2009592	3334618	157608
1958	8550000	3600000	900000	2337619	1472000	132183	193443	2991688	4178859	134983
1959	7852000	3300000	1000000	3468900	1500000	104705	267870	3224545	4405007	143639
1960	8450000	3700000	1090000	4384647	1400000	58470	207900	2775200	4199620	161966
1961	7000000	2948000	1017000	2877113	1405000	76000	282800	3189300	4034590	177714
1962	8450000	3500000	800000	2730932	1489000	122380	321900	3382270	4066610	181042
1963	10000000	4288000	990000	3280715	1600000	88440	326740	2692870	4058540	178180
1964	8300000	3200000	1000000	4705783	1700000	195215	337000	2790000	4134800	171293
1965	8500000	3300000	945000	3421353	1680000	62000	362000	3350000	4158000	177837
1966	9600000	3800000	1000000	4422085	1750000	190000	440000	3100000	4322000	191921
1967	10000000	3800000	1050000	5253492	1760000	71000	640000	3500000	4426000	183806
1968	9520000	3560000	1000000	4715578	1805000	138000	700000	3725000	4451000	189781
1969	10500000	3740000	1000000	3356472	1936000	170000	620000	3635000	4381000	211891
1970	10000000	3250000	1040000	4253631	1915000	255000	748000	3850000	4302000	219042
1971	13500000	4170000	1135000	5956178	2100000	166000	780000	3853000	4378000	207687
1972	12200000	3725000	1030000	5896042	2200000	190000	850000	3434000	4445000	181422
1973	10000000	2900000	1100000	5095157	2200000	250900	850000	3344000	4591000	181103
1974	11000000	3330000	1200000	5707147	2275000	244000	950000	3346800	4672000	225770
1975	14750000	4500000	1200000	6948637	2490000	317000	900000	3247000	4817270	247320
1976	16500000	4900000	1310000	9406150	2850000	245000	1000000	3080000	5005520	226330
1977	16650000	4750000	1265000	8994906	2800000	290000	900000	3180000	5034110	225720
1978	16700000	4750000	1300000	8836818	2750000	310000	1100000	3496000	5167535	195715

EK 5 (Devam). Üretim verileri**(ton)**

YILLAR	Buğday	Arpa	Mısır	Şekerpancan	Patates	Fındık	Elma	Üzüm	Süt	Et
1979	17500000	5240000	1350000	8759726	2870000	300000	1350000	3500000	5411215	220805
1980	16500000	5300000	1240000	6766017	3000000	250000	1430000	3600000	5472345	204380
1981	17000000	5900000	1200000	11165105	3000000	350000	1450000	3700000	5608045	294235
1982	17500000	6400000	1360000	12732461	3000000	220000	1600000	3650000	5211615	332660
1983	16400000	5425000	1480000	12769569	3050000	395000	1750000	3400000	5063545	338960
1984	17200000	6500000	1500000	11108375	3200000	300000	1900000	3300000	9387531	588728
1985	17000000	6500000	1900000	9830060	4100000	180000	1900000	3300000	9670123	498709
1986	19000000	7000000	2300000	10662346	4000000	300000	1865000	3000000	9840337	622359
1987	18900000	6900000	2400000	12717321	4300000	280000	1680000	3300000	9798515	482314
1988	20500000	7500000	2000000	11534153	4350000	402500	1950000	3350000	9889746	459390
1989	16200000	4500000	2000000	10928903	4060000	550000	1850000	3430000	9633075	544395
1990	20000000	7300000	2100000	13985741	4300000	375000	1900000	3500000	9617415	506995
1991	20400000	7800000	2180000	15474097	4600000	315000	1900000	3600000	10239942	466780
1992	19300000	6900000	2225000	15126116	4600000	520000	2100000	3450000	10279060	448943
1993	21000000	7500000	2500000	15620514	4650000	305000	2080000	3700000	10406264	432295
1994	17500000	7000000	1850000	12944223	4350000	490000	2095000	3450000	10561007	466155
1995	18000000	7500000	1900000	11170569	4750000	455000	2100000	3550000	10601553	415239
1996	18500000	8000000	2000000	14543277	4950000	446000	2200000	3700000	10760936	416797
1997	18650000	8200000	2080000	18400734	5100000	410000	2550000	3700000	10076527	516947
1998	21000000	9000000	2300000	22282539	5250000	580000	2450000	3600000	9970531	532503
1999	18000000	7700000	2297000	17102326	6000000	530000	2500000	3400000	10082010	511295
2000	21000000	8000000	2300000	18821033	5370000	470000	2400000	3600000	9793961	491499
2001	19000000	7500000	2200000	12632522	5000000	625000	2450000	3250000	9495550	435778
2002	19500000	8300000	2100000	16523166	5200000	600000	2200000	3500000	8408566	420596
2003	19000000	8100000	2800000	12622934	5300000	480000	2600000	3600000	10611011	366960
2004	21000000	9000000	3000000	13517241	4800000	350000	2100000	3500000	10679407	447155
2005	21500000	9500000	4200000	15181247	4090000	530000	2570000	3850000	11107896	409423
2006	20010000	9551000	3811000	14452162	4397305	661000	2002033	4000063	11952100	438530
2007	17234000	7306800	3535000	12414715	4246207	530000	2457845	3612781	12329789	575622
2008	17782000	5923000	4274000	15488332	4225168	800791	2504494	3918442	12243040	482458

Kaynak: TÜİK

EK 6. Zivot and Andrews (1992) birim kök testi özet metodolojik açıklaması

Zivot and Andrews (1992) yaklaşımında her üç durum içinde sıfır (yokluk) hipotezi modeli

$$H_0 : Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

herhangi bir yapısal kırılmanın olmadığı birinci dereceden entegre I(1) kayan rassal yürüyüş sürecini ifade eder.

3 farklı durum için alternatif hipotez modelleri ise

$$H_1^a : Y_t = \mu^a + \beta^a t + \theta^a DU_t(\hat{\lambda}) + \rho^a Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$H_1^b : Y_t = \mu^b + \beta^b t + \gamma^b DT_t(\hat{\lambda}) + \rho^b Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$H_1^c : Y_t = \mu^c + \beta^c t + \theta^c DU_t(\hat{\lambda}) + \gamma^c DT_t(\hat{\lambda}) + \rho^c Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

şeklinde ifade edilir. Burada $\mu^{a,b,c} \neq 0$ sabiti, t deterministik trendi,

$$DU_t(\hat{\lambda}) = \begin{cases} 1 & t > \lambda T \\ 0 & t \leq \lambda T \end{cases} \text{ olmak üzere düzeydeki kırılmayı ifade eden kukla değişken}$$

$$DT_t(\hat{\lambda}) = \begin{cases} t - \lambda T & t > \lambda T \\ 0 & t \leq \lambda T \end{cases} \text{ olmak üzere trend'deki kırılmayı ifade eden kukla değişken}$$

$\sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i}$ terimi ise otokorelasyon sorunundan kaçınmak için kapsanacak bağımlı değişken gecikmesini ifade eder ve gecikme sayısı Akaike(1969) veya Schwarz(1978) kriterlerine göre belirlenebilir.

T gözlem sayısını ve $1 < T_B < T$, kırılma zamanını göstermek üzere $\lambda = T_B / T$ nisbi kırılma yansımasını ifade etmektedir.

Bu yaklaşımda kırılma zamanı içsel olarak belirlenmektedir. Bu belirleme prosedürü için her bir alternatif hipotez modeli $\lambda = [2/T, (T-1)/T]$ aralığı için T-2 kez tahmin edilir ve $H_0 : \rho^{a,b,c} = 0$ / $H_1 : \rho^{a,b,c} < 0$ hipotezleri ile $\min(t_{\hat{\rho}})$ istatistiğini veren kırılma yansıması (λ) değerine göre kırılma zamanı belirlenir.

EK 7. Lee and Strazicich (2003) birim kök testi özet metodolojik açıklaması

Lee and Strazicich (2003) birim kök testi Lagrangian çarpım prensibine göre tasarlanan bir testtir. Hem yokluk hem de alternatif hipotezler altında içsel olarak belirlenen seviye ve trend'deki çift yapısal kırılmaya izin veren bir testtir.

Test prosedürü aşağıdaki model ile gerçekleştirilir.

$$\Delta Y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + \varepsilon_t$$

Burada Lee and Strazicich(2003) tanımlanan Model C için

$$D_{jt} = \begin{cases} 1 & t \geq T_{Bj} + 1 \\ 0 & t < T_{Bj} + 1 \end{cases} \text{ ve } DT_{jt} = \begin{cases} t - T_{Bj} & t \geq T_{Bj} + 1 \\ 0 & t < T_{Bj} + 1 \end{cases}, j=1,2$$

seviye ve trend'deki kırılmayı temsil eden kukla değişkenler olmak üzere

$$Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}] \text{ dışsal değişkenlerin vektörünü}$$

$\delta = [\mu, \gamma, d_1, d_2, d_3, d_4]$, Z_t vektörünün parametre vektörünü ifade etmektedir.

$$\tilde{\psi}_x = Y_1 - Z_1 \tilde{\delta} \text{ olmak üzere } \tilde{S}_t = Y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta} \text{ şeklinde tanımlanır.}$$

Hipotezler ise $H_0 : \beta - 1 = \phi = 0$ $H_1 : \beta - 1 = \phi < 0$ şeklinde olmaktadır.

Bu yaklaşımda da kırılma zamanları içsel olarak belirlenmektedir. Bu belirleme $\min(LM_\tau)$ istatistiğini veren kırılma yansıması ($\lambda = (\lambda_1 = T_{B1}/T, \lambda_2 = T_{B2}/T)$) değerine göre kırılma zamanı belirlenir.

ÖZGEÇMİŞ

Adı ve Soyadı : Enes Ertad USLU
Ünvanı : TÜİK Uzmanı
Cinsiyeti : Erkek
Doğum Tarihi : 15.11.1982
Doğum Yeri : Amasya
Medeni Hali : Bekar
Çalışma Konusu : Zaman Serileri, Mevsimsellik, Mevsimsel Düzeltme, Panel Veri Analizi
Adres : Türkiye İstatistik Kurumu Sanayi ve İş İstatistikleri Daire Başkanlığı

ÖĞRENİM DURUMU

Derece	Alan	Üniversite	Yıl
Lise	: Fen Bilimleri	Amasya Anadolu Lisesi	2000
Lisans	: İstatistik	Selçuk Üniversitesi	2004
Y. Lisans	: Tarım Politikası ve Yayım	Atatürk Üniversitesi	2008 - ...

YAYINLAR

Uslu, E.E ve Bilgin, Ö.C., (2009). Dış Ticaret İstatistiklerindeki Mevsimsellik ve Mevsimsel Düzeltme Önerisi. 10. Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu.

Polat, Ö. ve Uslu, E.E., (2010). Türkiye'nin Dış Ticaret Verilerinde Mevsimsellik. Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 9(2), 409-425.

Uslu, E.E. ve Polat, Ö., (2010). Türkiye'nin Dış Ticaretinde Mevsimsel Düzeltme. Yaşar Üniversitesi Dergisi, 18(5) 3117-3130.

Polat, Ö., ve Uslu E.E. (2010). Impact of International Trade on Employment in Manufacturing Industry of Turkey. African Journal of Business Management (*SSCI endeksli*) (basım aşamasında)

Polat, Ö., ve Uslu E.E. (2010). Türkiye İmalat Sanayinde Dış Ticaretin İstihdam Üzerindeki Etkisi. Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi

Polat, Ö., ve Uslu E.E. (2010). İmalat Sanayinde Dış Ticaretin İstihdam Etkisinin Panel Veri ile Analizi. Çalışma ve Toplum Dergisi (yayın aşamasında)

TEZLER

Uzmanlık : “Mevsimsel Düzeltme Yöntemlerinin Hanehalkı İşgücü İstatistiklerine Uygulanması”