T.C.
HARRAN ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ

DOKTORA TEZİ

FİYAT VE DİĞER EKONOMİK FAKTÖRLERİN PAMUK ARZINA ETKİLERİ VE PAMUK ARZINDA 2023 VİZYONU: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Nihat KÜÇÜK

TARIM EKONOMİSİ
ANABİLİM DALI

ŞANLIURFA
2015

Prof. Dr. Abdulbaki BİLGİÇ danışmanlığında Nihat KÜÇÜK'ün hazırladığı "Fiyat ve Diğer Ekonomik Faktörlerin Pamuk Arzına Etkileri ve Pamuk arzında 2023 Vizyonu: Türkiye Örneği" konulu bu çalışma 15/06/2015 tarihinde aşağıdaki jüri tarafından oy birliği ile Harran Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Tarım Ekonomisi Anabilim Dalı'nda DOKTORA TEZİ olarak kabul edilmiştir.

İmza

Danışman	: Prof. Dr. Abdulbaki BİLGİÇ	……..
Üye	: Prof. Dr. Turan BİNİCİ	……..
Üye	: Yrd. Doç. Dr. Tahir ÖĞÜT	……..
Üye	: Yrd. Doç. Dr. Tamer IŞGIN	……..
Üye	: Yrd. Doç. Dr. Mustafa Hakkı AYDOĞDU	……..

Bu Tezin Tarım Ekonomisi Anabilim Dalında Yapıldığını ve Enstitümüz Kurallarına Göre Düzenlendiğini Onaylarım

Prof. Dr. Sinan UYANIK
Enstitü Müdürü

Not: Bu tezde kullanılan özgün ve başka kaynaktan yapılan bildirişlerin, çizelge, şekil ve fotoğrafların kaynak gösterilmeden kullanımı, 5846 sayılı Fikir ve Sanat Eserleri Kanunundaki hükümlere tabidir.

İÇİNDEKİLER

Sayfa No

ÖZET i
ABSTRACT ii
TEŞEKKÜR iii
ŞEKİLLER DİZİNİ iv
ÇİZELGELER DİZİNİ v
SİMGELER ve KISALTMALAR DİZİNİ vi
1. GİRİŞ 1
1.1. Dünyada Pamuk ve Küresel Arka Planı 8
1.1.1. Küresel Elyaf Pazarının Yapısı ve Pamuğun Yeri 12
1.1.2. Dünya Pamuk Arzı, Kullanımı ve Ekim Alanları 17
1.1.3. Dünya Pamuk Fiyatları, Küresel Kriterler ve Üretim Maliyetleri 23
1.1.4. Dünya Pamuk Ticareti, Küresel Aktörler ve Politikalar 30
1.2. Türkiye'de Pamuk ve Dünyadaki Konumu 38
1.2.1. Türkiye Pamuk Arzı, Kullanımı ve Ekim Alanları 43
1.2.2. Türkiye Pamuk Fiyatları, Üretim Maliyetleri ve Pamuk Politikası 52
2. ÖNCEKİ ÇALIŞMALAR 65
3. MATERYAL VE YÖNTEM 74
3.1. Materyal 74
3.2. Yöntem 75
3.2.1. Durağanlık Analizi: Birim Kök Testleri 78
3.2.1.1. Dickey-Fuller (DF) Birim Kök Testi 79
3.2.1.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi 83
3.2.2. Durağanlık Analizi: Yapısal Kırılma Altında Birim Kök Testleri 85
3.2.2.1. Zivot-Andrews (ZA) Yaklaşımı 86
3.2.2.2. Lumsdaine-Papell (LP) Yaklaşımı 89
3.2.3. Zaman Serisi Modelleri 91
3.2.3.1. Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama (ARIMA) Modeli 92
3.2.3.1.1. ARIMA Tahmin Süreci (Box-Jenkins Metodolojisi) 99
3.2.3.1.2. Nihai Model Seçiminde Bilgi Kriterleri 105
3.2.3.2. Vektör Otoregresyon (VAR) Modeli 109
3.2.3.2.1. Granger Nedensellik Testi 115
3.2.3.2.2. Etki – Tepki (Impulse – Response) Fonksiyonu 116
3.2.3.2.3. Varyans Ayrıştırması 118
4. ARASTIRMA BULGULARI VE TARTIŞMA 120
4.1. Değişkenlerin Genel Özellikleri ve Zaman yolu Grafikleri 120
4.2. Durağanlık Analizi (ADF, ZA ve LP Birim Kök Testleri) Bulguları 124
4.2.1. Değişkenlerin Birinci Fark Serileri 136
4.3. Zaman Serisi Analizleri: ARIMA Modeli Bulguları 138
4.4. Zaman Serisi Analizleri: VAR Modeli Bulguları 146
5. SONUÇLAR VE ÖNERİLER 151
KAYNAKLAR 157
ÖZGEÇMİS 174

ÖZET

Doktora Tezi

FİYAT VE DİĞER EKONOMİK FAKTÖRLERİN PAMUK ARZINA ETKİLERİ VE PAMUK ARZINDA 2023 VİZYONU: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Nihat KÜÇÜK

Harran Üniversitesi
Fen Bilimleri Enstitüsü
Tarım Ekonomisi Anabilim Dalı

Danışman: Prof. Dr. Abdulbaki BİLGİÇ
Yıl: 2015, Sayfa: 175

Bu çalışmada, kullanılan zaman serileri modelleri ile stratejik öneme sahip pamuk arzının pamuk fiyatıyla birlikte diğer ekonomik faktörlere karşı gösterdiği tepkilerin özellikleri ile kısa ve uzun dönem dengelerinin ortaya konulması amaçlanmıştır. Bununla birlikte yine zaman serileri analizi kullanılarak önümüzdeki on yılın (2014-2023) önemli politika değişikliklerinin, ekonomik gelişmelerin ve krizlerin şok etkileri de dikkate alınarak pamuk ekim alanları, pamuk üretim miktarları, pamuk verimi, pamuk fiyatı ve alternatif ürün olarak buğday ile mısır fiyatları için projeksiyonlar hesaplanmıştır. Bu dönemde oluşturulmuş tüm iktisadi değişkenlerin yapısal kırılmaları göz önünde bulundurularak her bir değişkene ait zaman serisine birim kök testleri uygulanmıştır. Birinci fark alma işleminden sonra durağan hale getirilen bu serilere ARIMA (p,d,q) modelleri uyarlanmış ve seçilen model vasıtasıyla öngörülerde bulunulmuştur. ARIMA modellerinde gecikme sayılarının belirlenmesi ve nihai model seçimi için AIC ve SBC bilgi kriterlerinden yararlanılmıştır. Son olarak pamuk, mısır ve buğday arz miktarları VAR modelleri yardımı ile analize tabi tutulmuştur. Modellerde gecikme sayıları ve diğer zorunlu testler ortaya konularak pamuk arz miktarının yalnız başına modellenmesi, diğer taraftan mısır ve buğday arz miktarlarının da VAR sistemi içinde çözülmesi Granger nedensellik testleri yardımı ile gerçekleştirilmiştir. Testler doğrultusunda model tahminleri gerçekleştirilmiştir. Pamuk arz modelinde; özellikle pamuğun kendi fiyatı, gecikmeli fiyatı, alternatif ürün olarak buğdayın fiyatı ve kukla değişkeni olarak da GAP'ın etkisi istatistikî olarak önemli bulunurken, yine kukla değişken olarak analize dâhil edilen pamuk desteklemelerinin etkileri istatistikî açıdan önemli bulunmamıştır.

Anahtar Kelimeler: Pamuk Arzı, Zaman Serileri Analizi, ARIMA, VAR, Pamuk Politikası

ABSTRACT

PhD Thesis

IMPACTS OF PRICES AND OTHER ECONOMIC DETERMINANTS ON COTTON SUPPLY AND 2023 VISION IN THE COTTON SUPPLY: THE CASE OF TURKEY

Nihat KÜÇÜK

Harran University
Graduate School of Natural and Applied Sciences
Department of Agricultural Economics

Supervisor: Prof. Dr. Abdulbaki BİLGİÇ
Year: 2015, Page: 175

In this study, using different time series analysis it is intended to reveal the short and long-run supply responses of cotton that has the strategic importance for Turkey to its price and other economic factor time series. In addition, using distinct time series analysis we have predicted cotton acreage, its production quantities, yield, its prices along with the alternative crops (corn and wheat) prices for the next decade (2014-2023),while policy changes, economic developments and impacts of economic and political crises occurred in the country were then taken into account. During the sample period, we applied the unit root tests to economic variables while structural breaks that all economic variables may inherit were also accounted in the unit root tests. Appropriate ARIMA (p,d,q) models were selected after the first difference was applied to a series that makes a series be stationary and then projections for the next decade were calculated. Appropriate determination of lags along with proper ARIMA models were selected based on AIC and SBC criteria and other tentative analysis. Finally, cotton, corn and wheat supply quantities were determined in a system by using the VAR model. Proper tests were applied to choose appropriate lags and agricultural products, namely cotton, corn and wheat production quantities were stationary or not and then Granger Causality test was applied to determine what products causes others while keeping reel product prices and other variables exogenous. Model predictions and appropriate model's selection were then based on aforementioned tests. In cotton supply model; especially own price of cotton, its lag prices, the reel wheat price as an substitute and GAP as the dummy variable were found to be statistically significant, whilst cotton subsidies as a dummy variable was found to be insignificant and therefore discarded from the model.

Keywords: Cotton Supply, Time Series Analysis, ARIMA, VAR, Cotton Policy

TEŞEKKÜR

Bu tezin konu seçiminden, ekonometrik analizlerin yapılması ve değerlendirilmesi safhasına kadar yardımlarını esirgemeyen danışmanım Sayın Prof. Dr. Abdulbaki BİLGİÇ'e şiddeti azalmayacak minnettarlık duygularımla birlikte şükranlarımı arz ediyorum. Ayrıca yardımları ve teşvikleri için kıymettar hocam Sayın Prof. Dr. Bahri KARLI'ya, gösterdikleri anlayış ve sağladıkları katkılar için Tarım Ekonomisi Ana Bilim Dalı Başkanı Sayın Prof. Dr. Turan BİNİCİ ve sevgili kardeşim Yrd. Doç. Dr. Tahir ÖĞÜT'e şükranlarımı sunuyorum.

Desteklerini eksiltmeden sürdüren Yrd. Doç. Dr. Tamer IŞGIN, Yrd. Doç. Dr. Remziye ÖZEL, Yrd. Doç. Dr. Mustafa H. AYDOĞDU, Yrd. Doç. Dr. Ali Rıza MANCI hocalarıma ve doktora yol arkadaşlarım Dr. Kasım KAYA ve Dr. Veysel ASOĞLU'na şükranlarımı sunuyorum.

Hayatımın sonbaharında başladığım doktora çalışmasını alnımın akıyla neticeye ulaştırmak adına, istemeyerek ihmal ettiğim muhterem annem ve babamdan, zamanlarını çaldığım sevgili çocuklarımdan ve eşimden özür diliyor, gösterdikleri sabır ve anlayış için her birine ayrı ayrı sevgilerimi ve şükranlarımı sunuyorum.

ŞEKİLLER DİZİNİ

Sayfa No

Şekil 1.1.	Aktarma Genli ve Konvansiyonel Küresel Pamuk Ekim Alanları (2012)	10
Şekil 1.2.	Doğal ve Suni Elyafın Sınıflandırılması	13
Şekil 1.3.	Lif Türlerine Göre Dünya Tekstil Lifi Tüketimi (1960 – 2012)	14
Şekil 1.4.	Dünya Tekstil Lifi Tüketiminde Pamuğun Pazar Payı (1975 – 2012) ……	15
Şekil 1.5.	Polyestere Göre Nispi Pamuk Fiyatları (1960-2012)	16
Şekil 1.6.	Dünya Pamuk Ekim Alanları ve Gecikmeli Pamuk Fiyatları (A Endeksi)	18
Şekil 1.7.	Dünya Lif Pamuk Üretimi ve Tüketimi (2000/01-2013/14)	20
Şekil 1.8.	Ülkelere Göre Lif Pamuk Tüketimi (2013/14 Dönemi)	21
Şekil 1.9.	Ülkelere Göre Lif Pamuk Üretimi	22
Şekil 1.10.	Dünya ve Türkiye Lif Pamuk Fiyatları (1980 – 2013)	25
Şekil 1.11.	Dünya Net Lif Pamuk Üretim Maliyetlerinin Yapısı (2009/10)	29
Şekil 1.12.	Ülkelere Göre Pamuk İhracatı	32
Şekil 1.13.	Ülkelere Göre Pamuk İthalatı	34
Şekil 1.14.	Türkiye'de Pamuk Ekim Alanlarının İllere Göre Dağılımı (2013/2014)	46
Şekil 1.15.	Türkiye Lif Pamuk Üretimi ve Tüketimi (Bin Ton)	49
Şekil 1.16.	Türkiye Lif Pamuk İhracatı ve İthalatı (Bin Ton)	51
Şekil 1.17.	Türkiye Kütlü Pamuk Fiyatları (TÜİK, 2014)	53
Şekil 1.18.	Türkiye ve Dünya Lif Pamuk Fiyatları	56
Şekil 3.1.	En Uygun Modelin Seçimi İçin Box-Jenkins Yaklaşımı	100
Şekil 4.1.	Dünya Reel Pamuk Fiyatları (1980 – 2013)	121
Şekil 4.2.	Türkiye Bir Önceki Sezon Reel Kütlü Pamuk, Buğday ve Mısır Fiyatları ile Pamuk Ekim Alanları	122
Şekil 4.3.	Türkiye Kütlü Pamuk Üretim Miktarı (1980-2013)	123
Şekil 4.4.	Türkiye Kütlü Pamuk Verim Miktarı (1980-2013)	124
Şekil 4.5.	Doğal Logaritması Alınmış Türkiye Kütlü Pamuk Üretim Miktarı ve Kütlü Pamuk Verimi	128
Şekil 4.6.	Doğal Logaritmaya Dönüştürülmüş Pamuk Ekim Alanlarının Birinci Fark Serisi	136
Şekil 4.7.	Doğal Logaritmaya Dönüştürülmüş Kütlü Pamuk Üretim Miktarının Birinci Fark Serisi	136
Şekil 4.8.	Doğal Logaritmaya Dönüştürülmüş Kütlü Pamuk Veriminin Birinci Fark Serisi .	137
Şekil 4.9.	Doğal Logaritmaya Dönüştürülmüş Reel Kütlü Pamuk Fiyatları Birinci Fark Serisi	137
Şekil 4.10.	Doğal Logaritmaya Dönüştürülmüş Reel Mısır Fiyatları Birinci Fark Serisi	137
Şekil 4.11.	Doğal Logaritmaya Dönüştürülmüş Reel Buğday Fiyatları Birinci Fark Serisi	138
Şekil 4.12.	1980-2013 Pamuk Ekim Alanları ile Pamuk Ekim Alanları Tahminlerinin Karşılaştırılması (Doğal Logaritma Değerleri)	142
Şekil 4.13.	1980-2013 Kütlü Pamuk Üretim Miktarı ile Kütlü Pamuk Üretim Miktarı Tahminlerinin Karşılaştırılması (Doğal Logaritma Değerleri)	142
Şekil 4.14.	1980-2013 Kütlü Pamuk Verimleri ile Kütlü Pamuk Verim Tahminlerinin Karşılaştırılması (Doğal Logaritma Değerleri)	143
Şekil 4.15.	1980-2013 Kütlü Pamuk Fiyatları ile Kütlü Pamuk Fiyat Tahminlerinin Karşılaştırılması (Doğal Logaritma Değerleri)	144
Şekil 4.16.	1980-2013 Mısır Fiyatları ile Mısır Fiyat Tahminlerinin Karşılaştırılması (Doğal Logaritma Değerleri)	144
Şekil 4.17.	1980-2013 Buğday Fiyatları ile Buğday Fiyat Tahminlerinin Karşılaştırılması (Doğal Logaritma Değerleri)	145

ÇİZELGELER DİZİNİ

Sayfa No

Çizelge 1.1.	Küresel Pamuk Arzı ve Kullanımı (Bin Ton)	19
Çizelge 1.2.	Dünya Pamuk Üretim Maliyetleri (2006/07)	28
Çizelge 1.3.	Tekstil ve Hazır Giyim Endüstrisi 2010 Yılı Temel Göstergeler	40
Çizelge 1.4.	Türkiye Pamuk Ekim Alanları, Üretim ve Verim (1980-2013)	45
Çizelge 1.5.	Türkiye Pamuk Arzı ve Kullanımı (Bin Ton)	48
Çizelge 1.6.	Tarım Satış Kooperatifleri Birlikleri Pamuk Alım Miktarları ve Alım Fiyatları	54
Çizelge 1.7.	Türkiye'de Kütlü Pamuk Üretim Maliyeti (TL/da)	59
Çizelge 3.1.	Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonlarının Teorik Özellikleri .	102
Çizelge 4.1.	Değişkenlere Ait Betimleyici İstatistikler	120
Çizelge 4.2.	Farklı Yapısal Kırılmalarla Birlikte Birim Kök Testleri …….	127
Çizelge 4.3.	Tarımsal Ürün Serilerinin Birinci Fark Birim Kök Testleri	138
Çizelge 4.4.	Pamuk Ekim Alanı, Pamuk Üretim Miktarı ve Pamuk Verimi İçin Farazi ARMA (P+d,q) Modelleri Mertebe (Derece) Seçim Testleri	140
Çizelge 4.5.	Pamuk Fiyatı, Buğday Fiyatı ve Mısır Fiyatı İçin Farazi ARMA (P+d,q) Modelleri Mertebe (Derece) Seçim Testleri	140
Çizelge 4.6.	ARIMA Projeksiyon Farkları Durağanlık Birim Kök Testleri ($\Delta ut = \varphi \Delta ut\text{-}1 + \varepsilon t$)	146
Çizelge 4.7.	VAR Modeli Bağımlı Değişkenleri Dickey-Fuller (DF) Birim Kök Testleri	147
Çizelge 4.8.	VAR Modeli Bağımlı Değişkenleri Kısmi Çapraz Şematik Gösterim	148
Çizelge 4.9.	VAR Modeli Bağımlı Değişkenleri Kanonik Kısmi Korelasyonlar	148
Çizelge 4.10	Granger-Nedensellik Wald Testi	149
Çizelge 4.11	Johansen İz Testi Yardımıyla Koentegrasyon (Eşbütünleşme) Testi	149
Çizelge 4.12	Kısıt Altında Johansen İz Testi Yardımıyla Koentegrasyon Testi	149

SİMGELER ve KISALTMALAR DİZİNİ

AB	Avrupa Birliği
ABD	Amerika Birleşik Devletleri
ACF	Autocorrelation Function (Otokorelasyon Fonksiyonu)
ADF	Augmented Dickey-Fuller Unit Roots Test (Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testleri)
AIC	Akaike Information Criterion (Akaike Bilgi Kriteri)
AR	Autoregressive (Otoregresif)
ARIMA	Autoregressive Integrated Moving Averages (Otoregresif Birleşik Hareketli Ortalama)
ARMA	Autoregressive Moving Average (Otoregresif Hareketli Ortalama)
ATC	Agreement on Textiles and Clothing (Tekstil ve Hazır Giyim Anlaşması)
BM	Birleşmiş Milletler
BÜGEM	Gıda, Tarım ve Hayvancılık Bakanlığı Bitkisel Üretim Genel Müdürlüğü
Da	Dekar
DF	Dickey-Fuller Unit Roots Test (Dickey-Fuller Birim Kök Testi)
ECM	Error Correction Model (Hata Düzeltme Modeli)
EKK	En Küçük Kareler
FAO	Food and Agriculture Organization (Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü)
GAP	Güneydoğu Anadolu Projesi
GATT	General Agreement on Tariffs and Trade (Gümrük Tarifeleri ve Ticaret Genel Anlaşması)
GDO	Genetiği Değiştirilmiş Organizmalar
GSMH	Gayri Safi Milli Hâsıla
GSM-102	Export Credit Guarantee Program (ABD İhracat Kredileri Garanti Programı)
GSÜD	Gayri Safi Üretim Değeri
GSYH	Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla
Ha	Hektar
ICAC	International Cotton Advisory Committee (Uluslararası Pamuk İstişare Kurulu)
ICE	Intercontinental Exchange (Kıtalararası New York Vadeli İşlem Borsası)
ICTSD	International Centre for Trade and Sustainable Development (Uluslararası Ticaret ve Sürdürülebilir Kalkınma Merkezi)
IMF	International Monetary Fund (Uluslararası Para Fonu)
ITC	International Trade Centre (Uluslararası Ticaret Merkezi)
İTB	İzmir Ticaret Borsası
İTO	İstanbul Ticaret Odası
Lb	Libre = Pound = 0,45359237 Kilogram
LP	Lumsdaine-Papell Unit Roots Test (Lumsdaine-Papell Birim Kök Testleri)
MA	Moving Average (Hareketli Ortalama)
MFA	Multi-Fiber Arrangement (Çok Elyaflılar Anlaşması)
MGM	Meteoroloji Genel Müdürlüğü
NCCA	National Cotton Council of America (Amerikan Ulusal Pamuk Konseyi)
NYBT	New York Board of Trade (New York Vadeli İşlem Borsası)
OECD	Organisation for Economic Co-operation and Development (Ekonomik İşbirliği ve Kalkınma Teşkilatı)
PACF	Partial Autocorrelation Function (Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu)
RMB	Ren Min Bi (Çin Yuanı)
SBC	Schwarz Bayesian Information Criterion (Schwarz Bayesian Bilgi Kriteri)
SGK	Sosyal Güvenlik Kurumu
SIC	Schwarz Information Criterion (Schwarz Bilgi Kriteri)
SUR	Seemingly Unrelated Regressions (Görünüşte İlgisiz Regresyon)
SVAR	Structural Vector Autoregression (Yapısal Vektör Otoregresyon)
TAGEM	Tarımsal Araştırmalar ve Politikalar Genel Müdürlüğü
TCMB	Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası
TEFE	Toptan Eşya Fiyatları Endeksi
TEPGE	Tarımsal Ekonomi ve Politika Geliştirme Enstitüsü

TÜİK	Türkiye İstatistik Kurumu
TVP-VAR	Time Varying Parameters - Vector Autoregression (Zaman Değişimli Parametreler–Vektör Otoregresyon Modeli)
UNCTAD	United Nations Conference On Trade And Development (Birleşmiş Milletler Ticaret ve Kalkınma Konferansı)
UNDP	United Nations Development Programme (Birleşmiş Milletler Kalkınma Programı)
UNIDO	United Nations Industrial Development Organization (Birleşmiş Milletler Sınai Kalkınma Örgütü)
USD	United States Dollar (Amerikan Doları)
USDA	United States Department of Agriculture (ABD Tarım Bakanlığı)
Var	Varyans
VAR	Vector Autoregression (Vektör Otoregresyon)
VECM	Vector Error Correction Model (Vektör Hata Düzeltme Modeli)
VMA	Vector Moving Average (Vektör Hareketli Ortalama)
VOBAŞ	Vadeli İşlemler ve Opsiyon Borsası A.Ş.
WTO	World Trade Organization (Dünya Ticaret Örgütü)
ZA	Zivot-Andrew Unit Roots Test (Zivot-Andrew Birim Kök Testleri)

1. GİRİŞ

5000 Yıldan fazla bir süreden beri önemini muhafaza eden (Roth, 2010) ve küresel ekonominin temel ürünlerinden biri olan pamuk, aynı zamanda dünyadaki başlıca doğal lif olarak tekstile, giysiye ve daha pek çok mamule dönüştürülmek suretiyle insanların zaruri ihtiyaçlarını karşılayan yenilenebilir bir hammadde kaynağıdır (Wilkins ve Arpat, 2005). Pamuk, küresel ölçekte ticareti yapılan değerli bir ürün olduğu kadar önemli bir istihdam kaynağı olarak da değerlendirilmektedir. Dünya genelinde 100 milyondan fazla üretici birimi doğrudan pamuk üretimi ile, bundan daha fazlası ise pamuk sektöründeki tamamlayıcı faaliyetlerle iştigal etmektedir (Zahedi ve ark., 2014).

Dünyadaki nüfus artışı ve hayat standardının genel seviyesinin yükselmesiyle birlikte giyim, ev tekstili ve endüstriyel tekstil üretiminde kullanılan liflerin toplam tüketimi de artmaktadır (Gholamzad ve ark., 2014). Ancak, II. Dünya Savaşı'nı izleyen yıllarda malzeme bilimindeki gelişmeler eşyanın küresel çehresini değiştirmiş, organik kimyasallar ve sentetik polimerlerin kullanım alanlarının genişlemesine bağlı olarak tekstil liflerinin toplam tüketimi artarken, doğal liflerin toplam tüketim içerisindeki payı azalmıştır (Hardin, 1990). Pamuk elyafı, petrol türevi sentetik liflerin geliştirilmesine kadar giyim ve ev tekstili üretiminde rakipsiz bir konumdayken, polyester ve naylon liflerin ortaya çıkışı, 1960'lı yılların başından itibaren toplam pamuk talebinde sürekli bir düşüşe neden olmuştur (Capps ve Williams, 2011).

Muhtelif tekstil ürünlerine dönüştürülen küresel tekstil elyafı üretim zincirinde kullanılan pamuğun tüketimi yılda ortalama 24.6 milyon tona ulaşmakta, küresel toplam tekstil değer zincirinden yılda 400 milyar USD civarında gelir elde edilmektedir (Garcia ve De Alencar Naas, 2014). Buna karşılık 2012 yılı toplam dünya pamuk üretim değeri yaklaşık 47 milyar USD olarak hesaplanmaktadır (Brookes ve Barfoot, 2014). Küresel tekstil endüstrisinin 2013 yılında gerçekleştirdiği toplam 86.6 milyon ton muhtelif tekstil üretiminde kullanılan liflerin üçte ikisinden daha fazlasını insan yapımı lifler oluşturmaktadır (Platzer, 2014).

Oysa 1960'larda polyester fiyatları, pamuk fiyatlarının ortalama dört katı iken, dünya lif tüketiminin yaklaşık % 68'ini pamuk karşılamaktaydı (Baffes, 2004). Teknolojik gelişmelerle sağlanan üretim maliyetlerindeki azalışa bağlı olarak polyester fiyatları, pamuk fiyatları seviyelerine gerilemiş ve pamuğun pazar payı, kimyasal lifler karşısında daha şiddetli bir erozyona uğramıştır (Chaudhry, 2010).

Pamuk fiyatlarının nispi yüksekliği, özellikle iplik eğirme safhasında pamuğa alternatif elyafın kullanılmasını teşvik etmiş ve dünya elyaf pazarında pamuğun payının azalması yönünde baskı unsuru oluşturmuştur. Nispi lif fiyatları, lif türlerinin pazar payı dağılımını belirleyen en önemli faktörlerden biri olmaya devam etmektedir (Gruere ve Plastina, 2010). Bu duruma bağlı olarak pek çok ülkede pamuk ile polyester arasındaki talebin çapraz fiyat esnekliği pozitif olarak hesaplanmaktadır (Mutuc ve ark, 2011). ABD'de yapılan bir araştırmanın neticeleri de, polyester fiyatları ile pamuk fiyatlarının karşılıklı olarak biri birilerinin Granger-nedeni olduğunu teyit etmektedir (Pan ve ark., 2007).

Önemli ölçüde selüloz liflerden oluşan pamuk, yumuşak ve nefes alabilen dokuma ve giysilerin üretiminde en çok kullanılan doğal lif olma özelliğini korumakla birlikte, tekstil ürünlerine yönelik araştırmalar pamuğun kullanımında yeni bir dönem başlatmıştır (Bao ve Li, 2012). Selülozik lifler üzerindeki biyo-teknolojik uygulamalar neticesinde (Harifi ve Montazer, 2012), farklı çevre şartlarına göre yapısal özelliklerini değiştirebilen akıllı tekstil ürünleri elde edilebilmektedir (Hu ve ark., 2012). Fonksiyonel tekstil malzemelerinin üretiminde kullanılan lifler için geliştirilen teknolojiler, tanımları ve uygulamaları itibariyle hızlı bir değişim göstermekte, en heyecan verici gelişmeler nano-teknolojik tekstil ürünlerinde meydana gelmektedir (Schülke, 2014). Nano-teknoloji vasıtasıyla inorganik nano parçacıklar, kompozit selülozik liflerle birleştirilerek fonksiyonel tekstil ürünleri elde edilmektedir (Smole ve ark., 2013). Fonksiyonel tekstil üretiminde, insan yapımı polimer lifler ile daha çok pamuk elyafı gibi doğal liflerin karışımlarından istifade edilmektedir (Chandramohan ve Marimuthu, 2011).

Tekstil lifi pazarındaki payının azalmasına karşılık, pamuk, tekstilde kullanılan başlıca doğal lif olmayı sürdürmekte ve küresel pamuk üretim hacmi de yukarıya doğru bir trend göstermeye devam etmektedir. Üretimdeki bu artış, pamuk tarımındaki teknolojik gelişmeler kadar, pamuğun kimyasal liflerle harmanlanmasına dair talebin devam etmesine de dayanmaktadır (Zhao ve Tisdell, 2009). Nitelik, sürdürülebilirlik ve üretim ekonomisi alanlarında insan yapımı liflerle rekabet halinde olmakla birlikte, onlarla bir arada mevcudiyetini sürdüren doğal lifler, suni elyafa kıyasla insan sağlığı ve güvenliği açısından daha elverişli lifler olarak değerlendirilmektedir (Kozlowski ve ark., 2012). Keten, kenevir, jüt gibi lif bitkilerine nazaran, düşük maliyeti ve lif özellikleri nedeniyle dünyada en çok kullanılan doğal elyaf halen pamuktur (Smole ve ark., 2013).

2013/14 dönemi itibariyle Çin, 7 milyon ton üretimle dünyanın en büyük pamuk üreticisidir. Çin'i sırasıyla Hindistan, ABD, Pakistan, Brezilya, Özbekistan ve Türkiye takip etmektedir (Platzer, 2014). Ancak, pamuğun üretimi, tüketimi ve ticaretiyle ilgili faaliyetlerde bulunan bütün ülkeler arasında en önemli gücü temsil eden başlıca aktörler Çin ve ABD'dir (Ge ve ark., 2008). Dünya pamuk piyasasına yön vermeye başlayan Çin, 2010-2013 dönemi üç yıllık ortalamalarına göre, küresel pamuk üretiminin % 28'ini, toplam dünya pamuk tüketiminin % 35'ini ve dünyadaki toplam pamuk ithalatının % 43'ünü gerçekleştirmiştir (MacDonald, 2014). Tekstil endüstrisinde 23 milyondan fazla kişiyi istihdam eden Çin, aynı zamanda dünyanın en büyük pamuk tüketicisidir (Adams ve ark., 2014). Küresel pamuk tüketiminde bu ülkeyi sırasıyla Hindistan, Pakistan ve Türkiye izlemektedir (Platzer, 2014).

Tekstil endüstrisinin yanı sıra farklı pek çok alanda kullanılabilen pamuğun tohumundan elde edilen yağ, rafine işleminden sonra diğer nebati yağlar gibi insanların tüketimine sunulmakta, yan ürün olarak elde edilen çiğit küspesi besicilikte yem olarak kullanılabilmektedir (Wang ve Chidmi, 2009; Zhao ve Tisdell, 2009). Pamuk çekirdeğinden elde edilen yağ, dünyadaki yenilebilir yağ tüketiminde beşinci sırayı almaktadır (Başal ve Sezener, 2012). Ekonomik büyümenin lokomotifi olarak da fonksiyon icra eden pamuk, aynı zamanda hem sanayileşmiş ülkelerde ve hem de gelişmekte olan ülkelerde milyonlarca çiftçiye gelir sağlamaktadır (Wang ve

Chidmi, 2011). Neredeyse her insan, her gün pamuktan imal edilmiş elbiseler giymekte ve pamuk yağı ihtiva eden besin ürünlerini tüketmektedir (Roth, 2010).

Pamuk, dünyada 80'den fazla ülkede ve her yıl ortalama 33-34 milyon hektar alanda başlıca ticari ürün olarak yetiştirilmektedir (Sankar, 2013). Uluslararası Pamuk İstişare Kurulu (ICAC)' nun 2007–2014 arası 8 yıllık dönemin verilerine göre; dünyada ortalama 33 milyon hektar alandan, ortalama 25 milyon ton lif pamuk elde edilmiştir (Anonim, 2014a). Dünya pamuk ekim alanlarına dair 1920/21 döneminden beri mevcut olan veriler, pamuğun en fazla 37 milyon hektar alanda ekilebildiğini göstermektedir. Bununla birlikte dünyadaki pamuk ekim alanlarının sadece % 13'ünün gelişmiş ülkelerde yer aldığı dikkate alındığında, pamuğun aslında gelişmekte olan ülke ürünü olduğu söylenebilmektedir (Chaudhry, 2010). Uluslararası Pamuk İstişare Kurulu (ICAC) verilerine göre, 2010 yılı itibariyle gelişmiş ülkeler dünya lif tüketiminin % 40'ını, gelişmekte olan ülkeler ise % 60'ını gerçekleştirmiştir. Aynı dönem itibariyle pamuğun lif pazarındaki payı gelişmiş ülkelerde % 43, gelişmekte olan ülkelerde ise % 26 olarak hesaplanmıştır (Sette, 2014).

Tekstil ve giyim sanayi, tasarım ve araştırma-geliştirme faaliyetlerinin gerçekleştirildiği ülkelere hem yüksek miktarda katma değer sağlamakta ve hem de ülkelerin rekabet gücünü önemli ölçüde artıran potansiyel ekonomik faktörleri ortaya çıkarabilmektedir (Nordas, 2004). Ülkemizde hızla değişmekte ve gelişmekte olan demografik, sosyal ve ekonomik yapı ile birlikte artan ihracat potansiyeli, tekstil ürünlerine olan talebin hızla artmasına yol açmakta, bu durum da pamuk talebinin hızlı bir şekilde artmasıyla neticelenmektedir (Işgın ve ark., 2010). Ancak, yükselen iç talebe karşılık üretimini yeterli seviyede artıramayan Türkiye, yerli tekstil sektörünün pamuk talebini karşılayamaz duruma gelmiş ve net ithalatçı ülkeler arasına girmiştir (Çobanoğlu ve ark., 2011).

Tekstil sanayi, sağladığı katma değer ve yarattığı istihdam hacmi ile Türkiye için vazgeçilmez dinamik bir sektördür. GSYİH içindeki payı % 8 olan ve ülkemizin lokomotif sektörü konumundaki tekstil ve konfeksiyon endüstrimizin ana

hammaddesini pamuk oluşturmaktadır. Pamuk, tekstil ve giyim endüstrisi vasıtasıyla 2011 yılında ülkemize yaklaşık 23 milyar ABD doları döviz girdisi sağlamıştır. Bu tutar yaklaşık olarak toplam ihracatımızın % 17'sine tekabül etmektedir. 2011/2012 Sezonu itibariyle Türkiye'nin, toplam küresel pamuk üretimi içerisindeki payı % 2.7, toplam pamuk tüketimi içerisindeki payı %5.4 ve toplam pamuk ithalatı içerisindeki payı % 5.4 olarak gerçekleşmiştir (Başal ve Sezener, 2012).

Dünyadaki mal ve hizmet üretimindeki büyük artışa bağlı olarak tüm sektörlerde enerji tüketim talebi de artmaktadır (Sattary ve ark., 2014). Zirai üretimde de, hem doğrudan akaryakıt olarak ve hem de enerji yoğun girdilerin kullanılması nedeniyle gübre olarak büyük miktarda enerji tüketim ihtiyacı ortaya çıkmaktadır (Sands ve ark., 2011). Bu açıdan bakıldığında pamuk üretiminde gübre, akaryakıt ve pestisit gibi girdilere, buğday, mısır ve soya fasulyesi gibi alternatif zirai ürünlere nazaran daha fazla ihtiyaç duyulmaktadır (Pandolph, 2014b). Birim dekardan elde edilen ürün itibariyle dünya ortalaması üzerinde bir verimliliğe sahip olmasına karşılık ülkemizde pamuk üretim maliyetleri oldukça yüksektir. Aktaş (2006)'a göre, ülkemizde pamuk arzını en fazla etkileyen faktörlerden biri petrol fiyatlarıdır. Artan petrol fiyatları ve önemli ölçüde buna bağlı olarak yükselen girdi maliyetleriyle birlikte reel fiyatlardaki düşüş, ülkemizin pamuk üretimini ve uluslararası rekabet gücünü olumsuz yönde etkilemektedir (Aktaş ve ark., 2010).

Uluslararası zirai emtia piyasasının ne denli değişken olduğu bilinmektedir. Bu değişkenliğin arz yönlü kaynağı; ürün miktarının, yıldan yıla değişen ve öngörülemeyen iklim koşulları ile birlikte değişen diğer doğal faktörlere bağımlı olmasıdır. Tarımsal ürün arzının değişen fiyatlara karşı gösterdiği gecikmeli tepkiyi yansıtan dalgalı ürün çıktısı, zirai ürün piyasalarında belirsizliğin şiddetini artırabilmektedir (Tangermann, 2014). Keza Çin'in üretimi teşvik eden olağanüstü desteklemeleri, stok politikası ve Çin ile birlikte Hindistan'ın kullandığı biyo-teknolojiye dayanan büyük miktarlardaki pamuk arzı (küresel arzın yaklaşık %55'i), pamuk fiyatlarının diğer emtia fiyatlarıyla birlikte hareket etmesine mani olmaktadır (Baffes, 2011). Bu faktörlerin yanı sıra ABD ve AB gibi gelişmiş ülkeler tarafından pamuk sektörüne sağlanan muazzam destekler, dünya pamuk fiyatlarını baskı altında

tutmaya devam etmekte ve rekabet edebilme potansiyeline sahip gelişmekte olan ülke üreticilerinin yaşama gücüne zarar vermektedir (Jales, 2010).

Tarihin her aşamasında dünya ekonomisinin en önemli ticaret mallarından biri olarak kabul edilen pamuğun fiyatının belirlenmesi noktasında, vadeli pamuk işlem borsaları (future exchange) önemli bir rol oynamaya başlamıştır (Ge ve ark, 2008). Bunun dışında döviz kurlarındaki hareketler de, ulusal para bağlamında pamuk fiyatlarını doğrudan etkilemektedir. Döviz kurları, uluslararası fiyatlarla yurt içi fiyatlar arasındaki ilişkiyi belirlemek suretiyle dünya pamuk ticaretini de etkilemektedir (Pandolph, 2014a).

Uluslararası Pamuk İstişare Kurulu (ICAC)'nun, hükümetlerin pamuk sektörüne dair tedbirlerini raporlamaya başladığı 1997/98 döneminden beri, pamuk fiyatlarıyla sübvansiyonlar arasında güçlü bir negatif korelasyon olduğu gözlenmektedir. Sübvansiyonlar, pamuk fiyatlarının yüksek olduğu yıllarda azalma eğilimine girmekte, fiyatların düşük olduğu yıllarda ise yükselme eğilimi göstermektedir (Guitchounts, 2014). Bununla birlikte gelişmiş ülkelerde yoğunlaşan zirai sübvansiyonların, önemli ölçüde yeni gelişen ve gelişmekte olan ülkelere doğru kaymakta olduğu da izlenmektedir (Tangermann, 2014).

Pamuğun üretimi, kullanımı ve stoklanması, başka bir ifadeyle pamuk politikası, belirlenen tarım, sanayi ve ticaret politikaları vasıtasıyla uluslararası gelişmelerden şiddetli bir biçimde etkilenmektedir (Sönmez, 2003; Anonim, 2014a). Pamuğun ülkemiz açısından sahip olduğu stratejik önemine binaen, küresel ölçekte etkinlik sağlayabilecek ulusal pamuk politikaları oluşturulması gerekmektedir. Belirlenecek politikalara dayanak teşkil edecek rasyonel kararların alınması aşamasında, politika yapıcılar için zaman serisi analizlerinden elde edilmiş nicel (kantitatif) bilgilere ihtiyaç bulunduğu değerlendirilmektedir.

Yapılan literatür taramaları neticesinde; Bu çalışmanın sadece bir bölümünde hesaplanan projeksiyonlara benzer, ancak farklı bir yöntemle elde edilmiş neticelerin, Koç, Uzunlu ve Bayaner (2001) tarafından hazırlanan "Türkiye Tarımsal Ürün

Projeksiyonları 2000-2010” isimli raporda yer aldığı görülmüş, fiyat ve diğer ekonomik faktörlerin pamuk arzını ne şekilde etkilediği konusunda Türkiye örneğini kapsayan zaman serileri analizi çalışmalarına rastlanılmamıştır. Dolayısıyla ele alınan konular bütün olarak dikkate alındığında; yapılmasına ihtiyaç duyulan çalışmanın özgün nitelikte olduğu değerlendirilmektedir.

Bu çalışmada ilk olarak, pamuk üretiminin pamuk fiyatına ve diğer faktörlere nasıl bir tepki verdiği, verilen bu tepkinin özellikleri, kısa ve uzun dönem dengeleri kullanılan zaman serileri modelleri ile ortaya konulmaya çalışılmıştır. Bununla birlikte pamuk arzının sarih bir şekilde tanımlanmasına ihtiyaç duyulan tüm özellikleri ve gelecekte uygulanabilecek stratejik reformların başarısını hedefleyen etkin kamu politika araçları belirlenmeye çalışılmıştır.

Çalışmada ikinci olarak, zaman serileri analizi kullanılması suretiyle önümüzdeki 10 yılın (2014-2023) önemli politika değişikliklerinin, ekonomik gelişmelerin ve krizlerin şok etkileri de dikkate alınarak pamuk ekim alanları, pamuk üretim miktarları, pamuk verimi, pamuk fiyatı ve alternatif ürün olarak buğday ile mısır fiyatları için projeksiyonlar hesaplanmıştır. Pamuk sektörü için projeksiyonlarla elde edilen gelecek 10 yıllık değişkenler dikkate alınarak politikalar geliştirilmeye çalışılmıştır. İstatiksel analizler için SAS programı kullanılmıştır.

1.1. Dünyada Pamuk ve Küresel Arka Planı

Pamuk bitkisinin bilinen çok sayıdaki çeşidine karşılık bunlardan sadece dördü kültür türüdür ve bu türlerin sadece ikisi yaygın olarak yetiştirilmektedir. *Gossypium hirsutum* (Upland pamuğu) ve *Gossypium barbadense* (Pima veya Mısır pamuğu) birlikte dünya genelinde üretilen pamuğun yaklaşık % 99'unu oluşturmaktadır (Wilkins ve Arpat, 2005; Hu ve ark., 2013). Upland pamuğu, dünyadaki üretimin % 97'sini temsil eden en yaygın kültür türüdür. Kurak ve yarı kurak çevre şartlarına intibak sağlayan pamuk bitkisi, daha çok 37° Kuzey ve 32° Güney boylamındaki ülkelerde ekilmekte, dünyadaki pamuğun % 90'ı kuzey yarım kürede, % 10'u güney yarım kürede yetiştirilmektedir. Dünyadaki pamuk ekim alanlarının yaklaşık % 53'ü ve lif üretim alanlarının yaklaşık % 73'ü bütünüyle veya yağmur suyuna ilave olarak kısmen sulanmaktadır (Chaudhry, 2010).

Sahip olduğu kazık kökler sayesinde yüksek sıcaklıklara ve kuraklığa karşı dayanıklı olan pamuk bitkisi, özellikle çiçeklenme ve koza oluşum dönemlerinde suyun mevcudiyetine karşı oldukça hassastır. 32º C sıcaklığı aşmamak kaydıyla ısı ve atmosferdeki sınırlı CO_2 artışının bitki gelişiminin lehine olduğu değerlendirilmektedir (Ton, 2011). Toprağın ihtiva ettiği suyun miktarı, pamuk bitki köklerinin yoğunluğunu ve kökleşmenin derinliğini etkilemekte ve böylece pamuk bitkisinin gelişiminde etkili olmaktadır (McMichael ve ark., 2011).

Küresel ölçekte yıllık pamuk üretimi, dünyadaki sulanabilir alanların yaklaşık % 10'unu teşkil eden ortalama 34 milyon hektar alanda gerçekleştirilmektedir. (Garcia ve De Alencar Naas, 2014). Genellikle sulamayla elde edilen yeterli miktarda nemli toprak ile birlikte kuru ve sıcak hava periyotlarına sahip ABD, Hindistan, Çin, Türkiye ve Avustralya gibi ülkeler, pamuk bitkisinin ihtiyaç duyduğu doğal iklim koşullarının yaşandığı az sayıdaki özel pamuk üretim bölgeleridir (Khadi ve ark., 2010).

İplik imalatında kullanılan pamuk elyafı (Khadi ve ark., 2010), olgunluğa erişmiş pamuk bitkisinin tohum zarfındaki (koza) tohumlar üzerinde gelişen ve

büyüyen tüylerden oluşmaktadır (Needles, 1986). Küresel lif tüketiminin yaklaşık %35'ini oluşturan pamuk, dünyadaki en önemli tekstil liflerinden biridir. Yeryüzünde yaklaşık 80 ülkede pamuk üretilmekte, ancak dünya pamuk üretiminin üçte ikisini sadece Çin, Hindistan ve ABD birlikte sağlamaktadır. Dünya pamuk üretimi sıralamasında Çin ve Hindistan'ın ardından üçüncü sırada yer alan ABD, tek başına dünya pamuk ihracatının yaklaşık üçte birini gerçekleştirmekte ve ihracatta lider ülke konumunda bulunmaktadır (Anonymous, 2014f).

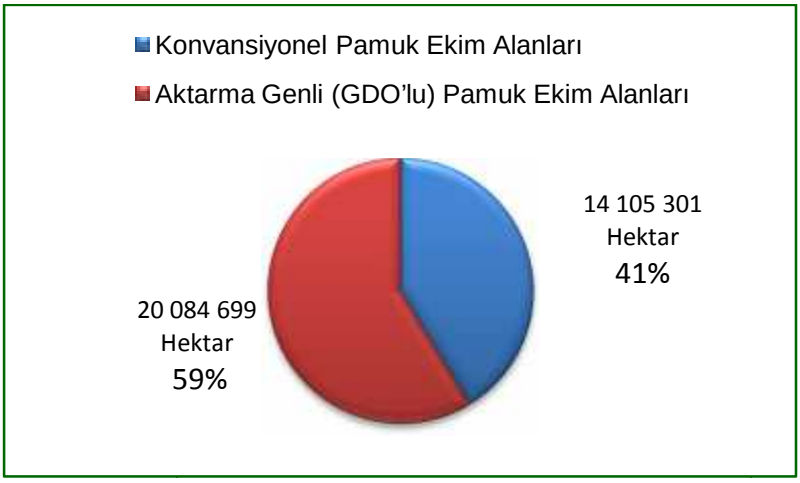
21. Yüz yılda büyüyen küresel nüfusun artan gıda ve lif talebini karşılamak için zirai üretimin verimliliğinde önemli ölçüde artışın sağlanması zorunlu hale gelmektedir (Tilman ve ark., 2011; Gustafson, 2014). Ancak, küresel iklim değişikliği, sıcaklık ve yağış miktarlarının bölgesel etkileriyle birlikte zaman içerisinde dünya genelindeki ortalama sıcaklıklarının artması ve özellikle tarımsal üretim faaliyetlerinin bu değişikliğe adaptasyonu noktasında ciddi riskler barındırmaktadır (Malcolm ve ark., 2012).

Dünya'daki bütün pamuk üreticilerinin karşılaştığı kârlılığın düşmesi, enerji kullanımı, sera gazı emisyonu, çoraklık, tuzluluk oranı, su kullanımı ve suyun kalitesi, yer altı sularıyla etkileşim, pestisit kullanımı ve aktarma genli tohum kullanımı gibi pek çok ortak tehdit bulunmaktadır (Roth, 2010). Bu faktörlerle birlikte pamuk yetiştiricileri üretim tercihlerinde, pamuk fiyatıyla birlikte pamukla rekabet halindeki mısır, buğday, soya fasulyesi ve pirinç gibi ürünlerin pamuk fiyatına olan nispi fiyatlarını da dikkate almaktadırlar (Pandolph, 2014b).

En az 5000 yıldır giysi yapımında hammadde olarak kullanılmakta olan pamuk, 19 ve 20. asırlarda da en fazla kullanılan doğal lif olmuştur (Baffes, 2004). 20. Yüz yılın başına kadar diğer bütün tarımsal ürünler gibi pamuk da organik olarak yetiştirilmekteyken, dış görünüş itibariyle kusursuz ürünlere olan talep ve daha yüksek verim arzusu, sentetik zirai ilaçların ve kimyevi gübrenin kullanımında artışa yol açmış, akabinde de genetiği değiştirilmiş pamuk üretilmeye başlamıştır (Rieple ve Singh, 2010).

Genetiği değiştirilmiş pamuk ilk olarak 1996 yılında ABD'de ekilmiş, akabinde Çin, Hindistan, Meksika, Arjantin, Avustralya ve Güney Afrika GDO'lu pamuk ekimine başlamışlardır (Baffes, 2004). 2011 Yılının sonları itibariyle 29 ülke, 160 milyon hektarın üzerindeki ekim alanlarında ticari ölçekte aktarma genli (GDO'lu) zirai istihsal gerçekleştirmiştir. 2011 Yılında ekimi yapılan GDO'lu ürünlerin başında % 47'lik pay ile soya fasulyesi gelirken, mısır % 32 ile ikinci sırada, pamuk ise toplam GDO'lu ekim alanları itibariyle % 15'lik bir pay ile üçüncü sırada yer almıştır (James, 2011).

Aktarma genli veya biyo-teknolojik pamuk ticareti ise, ilk kez 1997 yılında ABD, Avustralya ve Meksika tarafından gerçekleştirilmiştir. 2012 Yılı itibariyle ticari ölçekte GDO'lu pamuk üreten 12 ülke; Arjantin, Avustralya, Brezilya, Burkina Faso, Çin, Kolombiya, Hindistan, Meksika, Myanmar, Pakistan, Güney Afrika ve ABD'dir (Gruere, 2012). Daha çok aktarma genli pamuk türlerinin adaptasyonu sonucunda yükselen verimle birlikte son yıllarda Hindistan'ın üretiminde ve ihracatında önemli artışlar meydana gelmiştir (Anonymous, 2013b).



Şekil 1.1. Aktarma Genli ve Konvansiyonel Küresel Pamuk Ekim Alanları (2012)

2012 yılı itibariyle dünyadaki pamuk ekim alanlarının % 59'unda aktarma genli (GDO'lu), % 41'inde ise konvansiyonel pamuk tohumu kullanılmıştır (Brookes ve Barfoot (2014) verileri kullanılarak elde edilen Şekil 1.1). Aktarma genli pamuk sektöründe, yüksek verim ve düşük maliyet kombinasyonu sonucunda tatminkâr

gelirler elde edilebilmektedir. 2012 Yılı itibariyle aktarma genli pamuk üretimini benimseyen ülkelerin üretici gelirlerinde yaklaşık 5.5 milyar USD artış sağlanmıştır. 1996 ve 2012 yılları arasında GDO'lu pamuk üretiminden elde edilen ek gelirlerin toplamı yaklaşık 37.7 milyar USD hesaplanmaktadır. 2012 Yılında elde edilen ek gelirlerin toplamı, söz konusu ülkelerdeki toplam pamuk üretim değerinin yaklaşık % 13.5'ine tekabul etmektedir (Brookes ve Barfoot, 2014).

Kimyevi gübre ve ilaçların kullanılmasıyla tarımsal üretimde meydana gelen gelişmelerden 60 yıl sonra, 1985 yılında pestisitlere ilişkin uluslararası düzenlemeler yürürlüğe girmiş (Rieple ve Singh, 2010), akabinde düşük pamuk fiyatlarının sebep olduğu sosyal problemler ve aşırı zirai ilaç kullanma gibi faktörlere karşı bir tepki olarak gönüllü girişimciler tarafından organik pamuk inisiyatifi başlatılmıştır (Ferrigno, 2010). Organik ürünlerin üretimi ve ticaretinde gelişmeler yaşanmış ancak bu kısa ömürlü trend, 1994 yılında organik pamuk sektöründeki kriz ve özellikle ABD'nin organik pamuk ürünleri satışlarında yaklaşık % 50 nispetindeki düşüşle birlikte sona ermiştir (Rieple ve Singh, 2010).

Renkli elyafa sahip pamuk da organik olarak yetiştirilmektedir. Ancak, doğal renkli pamuk, beyaz pamuk çeşitlerine göre % 50-70 daha düşük verimle üretilebilmektedir. Bu nedenle doğal renkli pamuk verimlerinin artırılması için ıslah çalışmaları devam etmektedir (Anonim, 2015a). 2008/09 üretim sezonunda aralarında Türkiye'nin de bulunduğu 22 ülkede üretilen organik lif pamuk miktarı toplam 175.1 bin ton olarak gerçekleşmiştir. Ancak gerek talep ve gerekse fiyat açısından ortaya çıkan gelişmeler beklentileri karşılamaktan uzak olmuş, 2008 yılı organik pamuk tüketimi, % 40 nispetinde üretimin gerisinde kalmıştır (Ferrigno, 2010).

Artan petrol fiyatları, dünya petrol piyasasındaki küresel istikrarsızlık ve sera gazı emisyonu gibi faktörlerin tümü etanol, metanol ve biyo-dizel endüstrisinin hızlı bir şekilde büyümesine zemin hazırlamaktadır (Mutuc ve ark., 2011). Genel olarak mısır ve diğer yağlı tohumların işlenmesiyle elde edilen etanol, yaygın bir şekilde biyo-yakıt olarak kullanılmaktadır. Doğrudan biyo-yakıt üretiminde kullanılan

ürünlerin fiyatlarındaki artışın, bu ürünlerin arz ve talep koşullarını da önemli ölçüde etkilemesi beklenmektedir. Pamuk ekim alanlarıyla birlikte pamuk tohumu talebinin de bu durumdan ciddi bir şekilde etkilenebileceği değerlendirilmektedir (Welch ve ark., 2008).

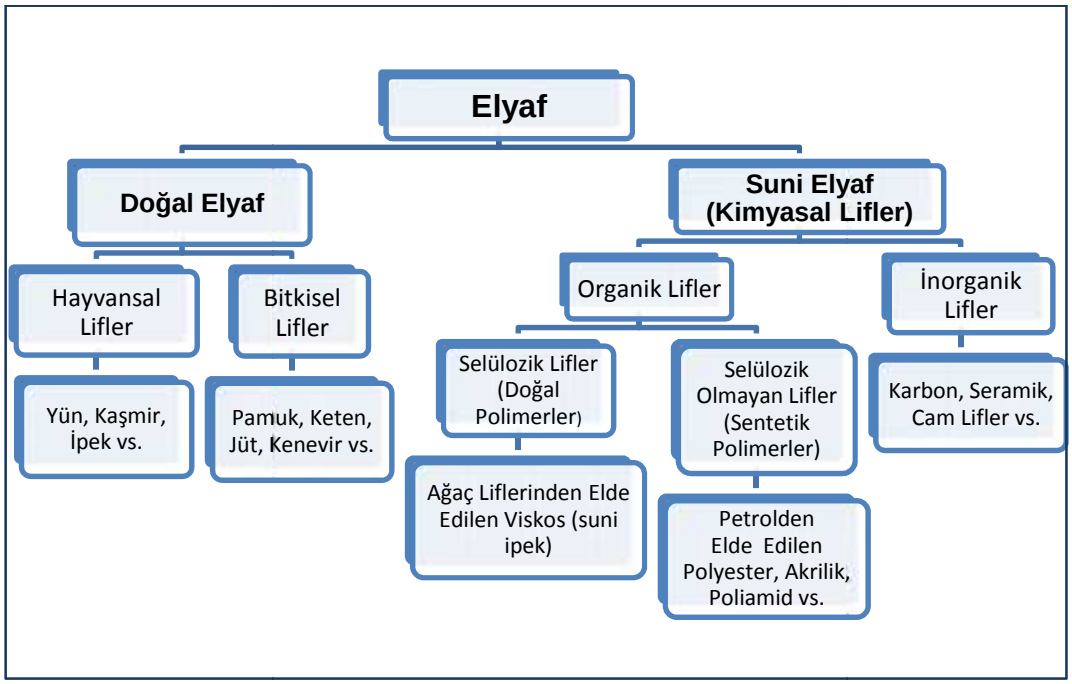
Küresel pamuk pazarı, başta petrol türevi polyester olmak üzere kimyasal liflerin hızlı biçimde gelişmesinden önemli ölçüde etkilenmiştir (Baffes, 2004). İnsan yapımı tekstil lifi üretimindeki küresel büyüme ağırlıklı olarak, 2013 yılı itibariyle toplam üretimin üçte ikisini gerçekleştiren Çin'de meydana gelmektedir (Platzer, 2014). Çin, pamuk dışındaki liflerin hâkim olduğu tekstil ürünleri elde etmek amacıyla, iplik üretiminde giderek daha fazla oranda pamuk lifleriyle diğer lifleri harmanlamaktadır. Dünyada pamuk ipliği üretimindeki artışa rağmen, sadece pamuk ipliğinden imal edilmiş dokuma miktarı 2011-2012 yılları arasında 16 milyon ton olarak gerçekleşmiştir (Plastina, 2013a).

21. Yüzyılda yenilenebilir, sürdürülebilir ve geri dönüştürülebilir elyaf kaynaklarına ilişkin büyümekte olan bir farkındalık ortaya çıkmıştır. Doğal lifler, ısıyı kontrol edebilen, ultraviyole ışınlarını engelleyen, küfe karşı dirençli, kolay kuruyabilen, kolay alev almayan, nemi hapsetme, doğal antibakteriyel ve antialerjik özelliklere sahip, hava geçirgenliği olan oldukça kullanışlı ve önemli materyallerdir (Kozlowski ve ark., 2012). Hâlbuki kimyasal lifler, pamuğun yerine kullanılabilmesine karşılık tam bir ikame sağlayamamakta, pamukla harmanlandığında birçok kimyasal lifin kalitesi geliştirilmeye çalışılmaktadır (Zhao ve Tisdell, 2009).

1.1.1. Küresel Elyaf Pazarının Yapısı ve Pamuğun Yeri

İnsan yapımı liflerin ticari olarak geniş ölçekte üretilmesi 20. yüzyılın başlarında suni ipek (viskos) ile başlamıştır (Baffes, 2004). 1960'larda polyesterin ve diğer selülozik olmayan liflerin ticarileşmesiyle, küresel lif piyasasında hızlı bir yapısal değişim meydana gelmiştir (Anonymous, 2013c). Bitkilerden ve hayvanlardan sağlanan doğal liflerin eğrilmesiyle elde edilen iplikler, tekstil

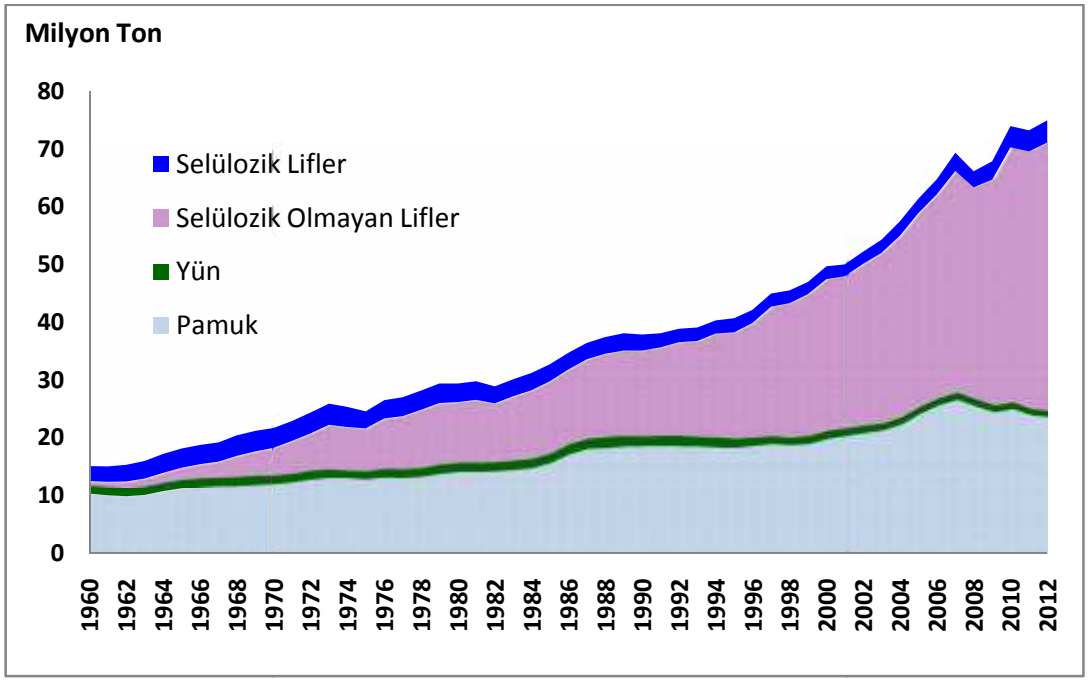
hammaddesi olarak binlerce yıldır kullanılmaktayken 19. yüz yılın ortalarında iplik eğirme teknolojilerindeki gelişmelerle birlikte doğal ve sentetik polimer liflerden de iplik üretilmeye başlanmıştır (Needles, 1986). Pamuk için kimyasal liflerle başlayan rekabet, arkası kesilmeyen bir meydan okuma olarak değerlendirilmektedir. Diğer doğal lifler ve kimyasal lifler dâhil olmak üzere, pamuk ile rekabet halindeki liflerin başında polyester gelmektedir (Gruere ve Plastina, 2010).



Şekil 1.2. Doğal ve Suni Elyafın Sınıflandırılması

Şekil 1.2 (Baffes ve Gohou, 2005)'de görüldüğü gibi lifler, doğal ve suni elyaf olmak üzere başlıca iki gruba ayrılmaktadır. Doğal lifler, pamuk, keten, jüt gibi bitkisel lifler ile yün, ipek gibi hayvansal lifleri kapsamaktadır. Keza suni lifler de organik ve inorganik lifler olmak üzere iki alt gruba ayrılmakta, inorganik lifler grubunda seramik, cam ve karbon gibi genellikle giysilerde kullanılmayan materyaller yer almaktadır. Çoğunlukla giysi yapımında hem tek başlarına ve hem de doğal liflerin tamamlayıcısı olarak kullanılan organik lifler ise doğal ve sentetik polimerler olmak üzere yine iki alt gruba ayrılmaktadır. Selülozik lifler olarak da adlandırılan doğal polimerlerin en yaygın olanı, odun lapasından elde edilen viskos

veya diğer adıyla suni ipektir. Petrol türevi olan sentetik polimerlerin en çok tanınan lif türleri ise polyester, naylon olarak da bilinen poliamid ve akriliktir (Baffes, 2004).

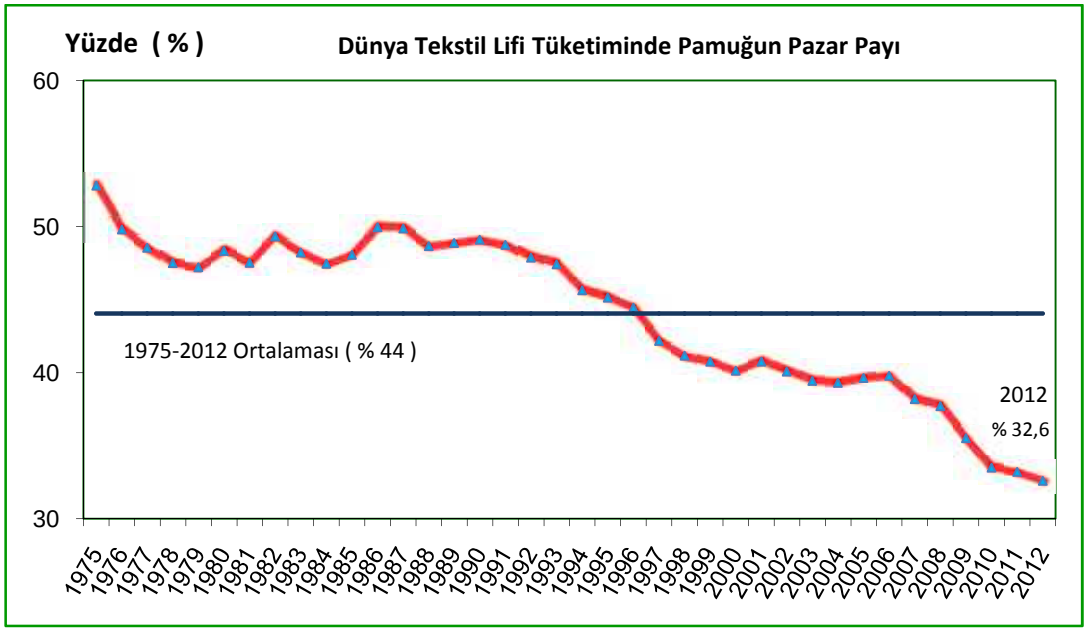


Şekil 1.3. Lif Türlerine Göre Dünya Tekstil Lifi Tüketimi (1960 – 2012)

1960 ve 2002 yılları arasında kimyasal lif tüketimi yıllık % 4.7 oranında artarken pamuk tüketimi % 1.8 nispetinde artış gösterebilmiştir. Dünyadaki nüfus artışıyla birlikte dikkate alındığında, ortalama kişi başı pamuk tüketimi 1960-1965 döneminde 3.27 kg, 1996-2001 döneminde 3.16 kg olarak, aynı periyotlarda kişi başı kimyasal lif tüketimi ise sırasıyla 1.75 kg ve 4.52 kg olarak hesaplanmıştır (Baffes ve Gohou, 2005). Şekil 1.3 (Plastina, 2013b)'de sadece tekstilde kullanılan liflerin küresel tüketimi 2012 yılında toplam 75 milyon ton olarak gerçekleşirken, aynı dönemde 23.6 milyon ton pamuk tüketilmiştir.

Küresel lif tüketimi (tekstilde kullanılmayan lifler dahil) 2011 yılında 85 milyon tonu aşmıştır (Gholamzad ve ark., 2014). 2012 yılında ise, dünya lif tüketimi, 31 milyon tonu doğal elyaf ve 52 milyon tonu kimyasal elyaf olmak üzere 83 milyon ton civarında hesaplanmıştır. Doğal liflerin % 77'sini pamuk teşkil ederken, kimyasal lifler ağırlıklı olarak polyesterden oluşmaktadır. 2012 Yılında keten,

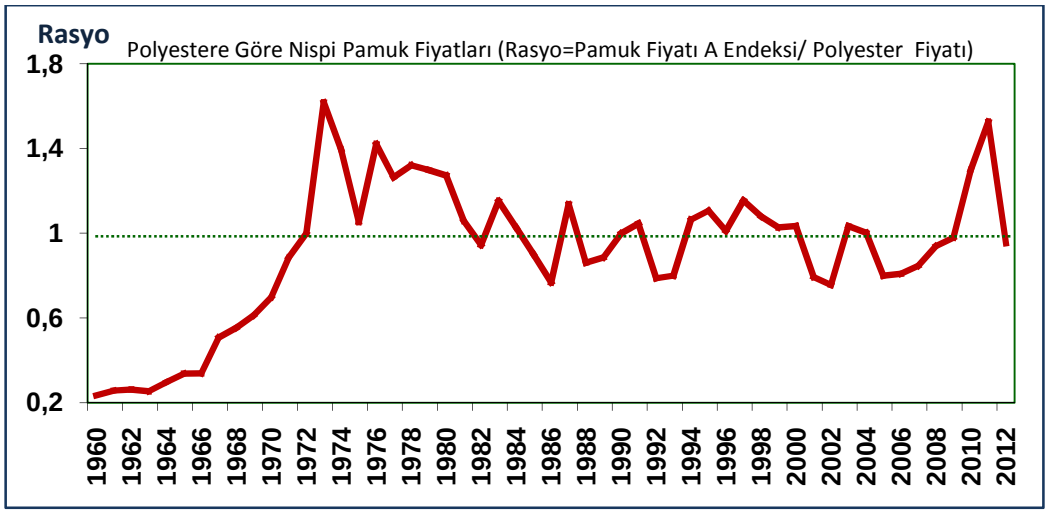
kenevir, rami ve karma elyaf gibi ağaç kabuğundan elde edilen liflerin tüketimi toplam 4 milyon ton, ipek, yün, abaka, agave, hindistan cevizi, kapok gibi diğer doğal liflerin tüketimi ise 2.5 milyon ton olarak gerçekleşmiştir (Anonymous, 2013d).



Şekil 1.4. Dünya Tekstil Lifi Tüketiminde Pamuğun Pazar Payı (1975 – 2012)

Dünya tekstil lifi kullanımında pamuğun payı, 1950'lerde % 70'ten daha fazla, 1970'lerin sonunda ise % 50'den daha az düşüş göstermiş, 1980'lerde pamuğun payı % 49 civarında nispeten istikrarlı bir seyir izlemiştir (Gruere ve Plastina, 2010). Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü (FAO) ve Uluslararası Pamuk İstişare Kurulu (ICAC) verilerine göre; 2000 yılında sentetik liflerin, küresel tekstil lifi tüketimi içerisindeki payı % 47, pamuğun payı % 38 olarak gerçekleşmiştir (MacDonald, 2006). Yine FAO ve ICAC verilerine göre, sentetik liflerin, küresel tekstil lifi tüketimindeki payı 2007 yılında % 55.5 iken, bu oran 2010 yılında % 60.1'e yükselmiştir. Buna karşılık anılan dönemler (2007-2010) itibariyle pamuğun payı, % 36.3'ten % 32.9'a gerilemiştir (Shui ve Plastina, 2013). Şekil 1.4 (Plastina, 2013b)'de pamuğun tekstil lifi tüketimindeki payının 2012 yılı itibariyle %32.6 seviyelerine gerilediği görülmektedir.

Son iki yüz yıldır giyim sektörünün ana hammaddesi olarak önemli bir rol oynayan pamuğun toplam lif tüketimi içerisindeki payı, II. Dünya Savaşı'ndan sonra kimyasal liflerin ortaya çıkmasıyla birlikte azalmaya başlamış, bu azalışın hızı özelikle 1970'lerden itibaren daha fazla hissedilmiştir (Baffes ve Gohou, 2005). 1970'lerin başında polyester lifler ve polyester iplikler, dünya tekstil hammadde pazarına hâkim olmaya başlamış, 1980'li yılların ortalarından itibaren polyester lif üretiminin yıllık ortalama büyüme oranı % 7.2 olarak gerçekleşmiştir. Polyester lif üretimi 2004 yılında yaklaşık % 9.7 oranında artarak, toplam kimyasal lif pazarının %64.6'sına tekabül eden 24.5 milyon tona ulaşmıştır (Aizenshtein, 2006).



Şekil 1.5. Polyestere Göre Nispi Pamuk Fiyatları (1960-2012)

Teknolojik gelişmelerle birlikte azalan maliyetlere bağlı olarak kimyasal lif fiyatları hızla azalmış ve 1970'lerden itibaren de pamuk ile kimyasal lifler yaklaşık olarak aynı fiyat seviyelerinden ticarete konu olmaya başlamıştır. 1960 ve 1972 yılları arasında polyester fiyatları 12 USD/kg'dan 2.5 USD/kg seviyelerine gerilemiştir (Baffes ve Gohou, 2005). 1980 ve 1990'lı yılların önemli bir bölümünde pamuk fiyatları polyester fiyatlarından daha yüksek bir seyir izlemiş, buna bağlı olarak pamuğun lif pazarındaki payındaki düşüşün hızı da artmıştır. Bununla birlikte 2001 ve 2006 yılları arasında pamuk fiyatları düşme eğilimi gösterirken polyester fiyatları yükselmeye başlamış, bu periyotta pamuğun pazar payındaki azalışın hızında düşüş gözlenmiştir (Gruere ve Plastina, 2010). Şekil 1.5 (Plastina, 2013b)'de

Pamuk Fiyatı / Polyester Fiyatı rasyosu, 2010 yılında 1.30, 2011 yılında 1.52 ve 2012 yılında 0.95 olarak hesaplanmaktadır.

Uluslararası Pamuk İstişare Kurulu (ICAC) verilerine göre, 2010/11 döneminde dünya pamuk fiyatlarının zirveye ulaşmasından sonra birçok iplik üreticisi hammadde olarak daha az pamuk, daha çok polyester kullanmaya başlamıştır. 2013 Yılının başında polyester ve pamuk fiyatları arasındaki fark açılmış, polyester fiyatları 2013/14 döneminde (2014 yılı Nisan ayında 65 cent/lb seviyelerine düşünceye kadar) 74-76 cent/lb seviyelerinde seyrederken, aynı dönemde uluslararası pamuk fiyatları artarak 99 cent/lb seviyelerine ulaşmıştır. Pamuk fiyatlarının nispi yüksekliği dünya pamuk tüketimini az da olsa olumsuz etkilemiş, 2013/14 döneminde küresel pamuk tüketimi 23.3 milyon ton olarak gerçekleşmiştir. 2014 Temmuz'unda Cotlook A Endeksi 80 cent/lb seviyelerine gerilerken, polyester fiyatları yaklaşık 73 cent/lb seviyelerine yükselmiştir. Bunun yanı sıra aynı dönemde ABD vadeli işlem borsalarında pamuk fiyatları Çin'deki polyester fiyatlarının yaklaşık 5 cent altına düşmüştür (Anonymous, 2014g). 2000 ve 2012 yılları arasında genel olarak pamuk ve polyester fiyatları birlikte düşüş göstermesine karşılık, pamuk fiyatlarındaki azalışın şiddeti daha yüksek olmuştur. Böylece polyestere nazaran pamuk daha avantajlı bir rekabetçi konum elde etmiştir (Johnson ve ark., 2014).

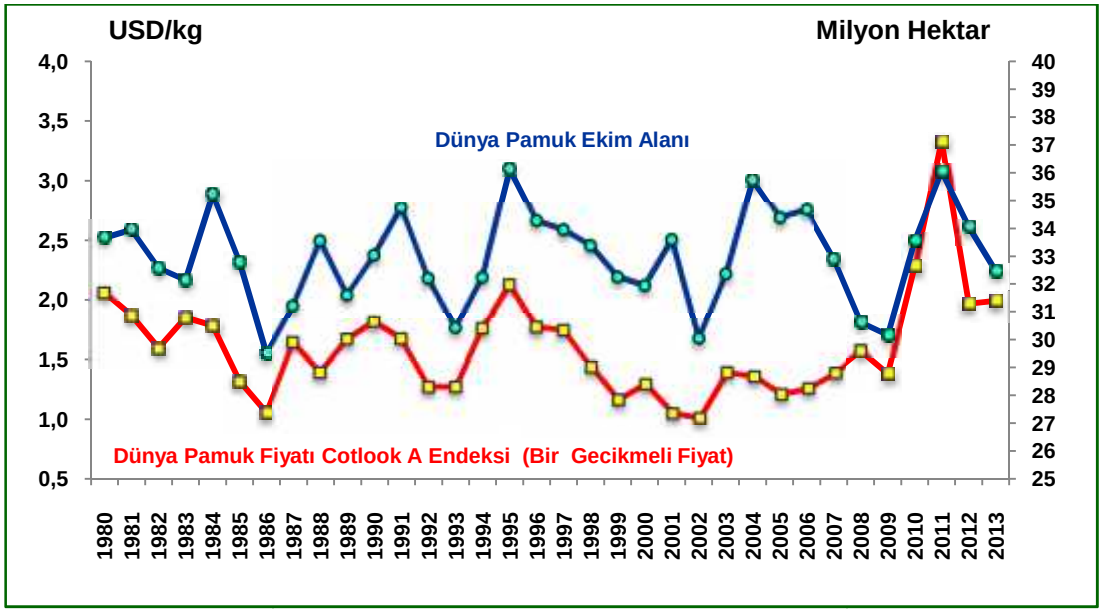
1.1.2. Dünya Pamuk Arzı, Kullanımı ve Ekim Alanları

Uluslararası Pamuk İstişare Kurulu (ICAC)'nun veri toplamaya başladığı 1920/21 döneminden beri dünya pamuk ekim alanları sadece bir kez 30 milyon hektarın altına (1986/87 sezonu 29.5 milyon hektar) düşmüş, diğer dönemler boyunca aşağı ve yukarıya doğru herhangi bir trend göstermeksizin 30 ile 36.1 milyon hektar aralığında kalmıştır (Chaudhry, 2010; Gruere ve Plastina, 2010). Enerji fiyatlarıyla birlikte artan gıda ve biyo-yakıt talebine karşılık, pamuk fiyatlarının, pamukla rekabet halindeki mısır ve buğday gibi ürünlerin fiyatlarına oranı, uzun dönemde düşüş göstermektedir. Bu faktörlere bağlı olarak yakın

gelecekte dünya pamuk ekim alanlarının önemli bir artış göstermeyeceği öngörülmektedir (Gruere ve Plastina, 2010).

Sahip olduğu özellikler nedeniyle pamuk ile diğer herhangi bir emtia arasında çıktı (ürün) yönüyle tam bir ikame imkânı mevcut olmadığı için, pamuk açısından ikame, ancak girdi yönüyle söz konusu olmaktadır. Bu yönüyle pamuk ekim alanlarında diğer zirai ürünlerin yetiştirilmesine dair ikame imkânı da en azından kısa dönemde sınırlı kalmaktadır. Zira başta toprak işleme ve hazırlık faaliyetleri, hasat makineleri ve diğer ekipman açısından bakıldığında pek çok girdi unsuru pamuğa mahsus olarak değerlendirilmekte, böylece pamuk ekim alanlarının buğday ve mısır gibi alternatif ürünlere tahsisi, örneğin buğday ile mısır ekim alanlarının kendi aralarındaki dönüşüme nazaran daha uzun bir süreyi gerektirmektedir (Baffes, 2011).

2012/13 sezonu itibariyle, pamuk ekim alanı en fazla olan ülke 11.76 milyon hektar ile Hindistan'dır. Ardından sırasıyla 4.98 milyon hektarla Çin, 3.80 milyon hektarla ABD, 2.96 milyon hektarla Pakistan, 1.29 milyon hektarla Özbekistan ve 1.06 milyon hektarla Brezilya gelmektedir. Türkiye, Burkina Faso ve Türkmenistan'ın ardından 488 bin hektar ile dokuzuncu sıradadır (Anonymous, 2014a).



Şekil 1.6. Dünya Pamuk Ekim Alanları ve Gecikmeli Pamuk Fiyatları (A Endeksi)

1980/81 ve 2013/14 dönemleri arasında küresel pamuk ekim alanlarının bir yıl gecikmeli uluslararası pamuk fiyatları (1979 -2012 arası A Endeksi yıl ortalaması) arasındaki ilişkiyi gösteren ve World Bank Commodity Price Data, Anonymous (2014a), Anonymous (2014h), Anonymous (2014g) ve Özüdoğru (2014) verilerinden hareketle elde edilen Şekil 1.6'da; dünya pamuk ekim alanlarının genel olarak uluslararası pamuk fiyatlarından bariz bir şekilde etkilendiği ve pamuk fiyatlarına paralel bir seyir izlediği gözlenmektedir.

Cotlook A Endeksi ile temsil edilen uluslararası pamuk fiyatlarının 2010/2011 dönemindeki ani çıkışı, dünya pamuk ekim alanlarının 2011/12 döneminde (33.4 milyon hektardan) 36.1 milyon hektara yükselmesine yol açmıştır. Cotlook A Endeksi 2010/11 sezon ortalaması olan 164 cent/lb'den 2012/13 sezonunda 88 cent/lb'ye düşmüş, kısmen düşük fiyatların bir sonucu olarak 2013/14 sezonunda dünya pamuk ekim alanları 32.4 milyon hektara gerilemiştir (Pandolph, 2014b).

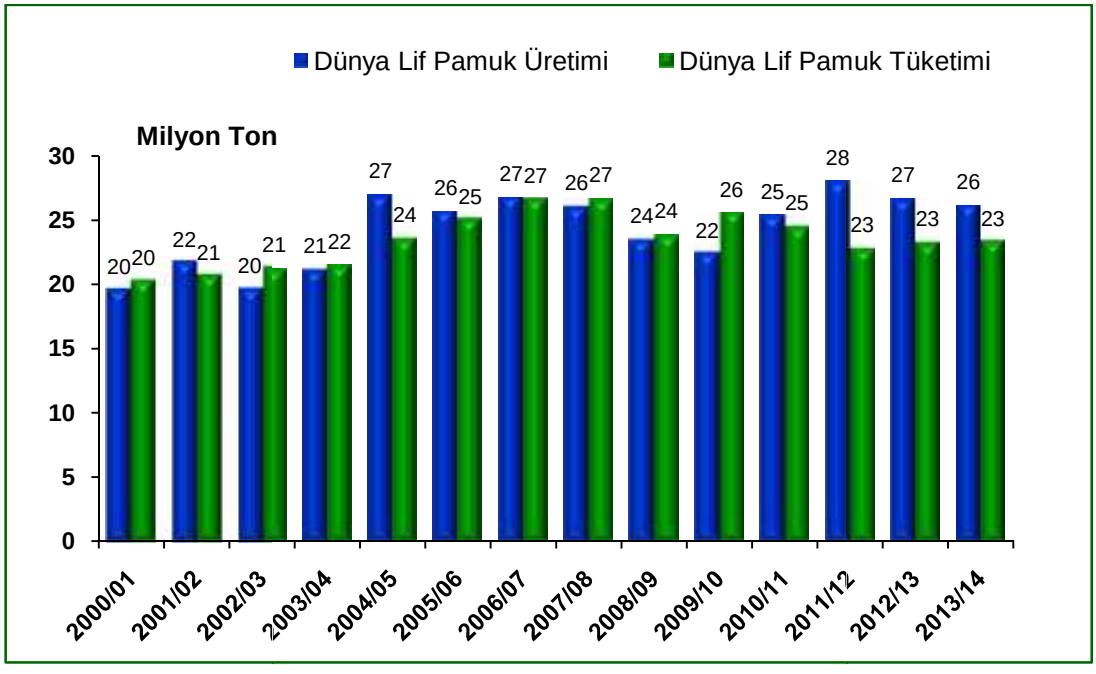
Çizelge 1.1. Küresel Pamuk Arzı ve Kullanımı (Bin Ton)

	2007/08	2008/09	2009/10	2010/11	2011/12	2012/13	2013/14
Ekim Alanı (Bin Hektar)	32893	30623	30164	33560	36042	34053	32464
Kütlü Pamuk Üretimi	73487	66093	61313	68710	78724	76540	73053
Kütlü Pamuk Verimi (kg/ha)	2234	2158	2033	2047	2184	2248	2250
Lif Pamuk Verimi (kg/ha)	793	767	738	756	771	784	805
ARZ (Lif Pamuk)							
Üretim	26073	23503	22334	25409	28041	26684	26133
İthalat	8536	6647	7928	7725	9759	9867	8981
Dönem Başı Stok (1 Ağustos)	12806	12257	11755	8569	9465	14618	17753
Toplam Arz	**47415**	**42407**	**42017**	**41703**	**47265**	**51169**	**52867**
KULLANIM (Lif Pamuk)							
Tüketim	26687	23862	25529	24502	22796	23291	23289
İhracat	8465	6609	7798	7686	9870	10078	8981
Toplam Kullanım	**35152**	**30471**	**33327**	**32188**	**32666**	**33369**	**32270**
Dönem Sonu Stok (31 Temmuz)	12258	11942	8569	9465	14618	17800	20598
Stok/Kullanım Oranı (%)	46	50	34	39	64	76	88
Cotlook A Endeksi (USD/kg)	1.40	1.57	1.38	2.28	3.33	1.97	1.99
Cotlook A Endeksi (cent/lb)	74.21	61.14	78.01	165.1	99.82	87.96	90.65

Anonymous (2014a), Anonymous (2014h), Anonymous (2014g), FAOSTAT, NCCA, World Bank Commodity Price Data ve Özüdoğru (2014) verilerinden hareketle elde edilen Çizelge 1.1'de görüldüğü gibi; 2007/08 ve 2013/14 dönemleri

arasında; küresel pamuk arzı ortalaması 46.4 milyon ton, küresel toplam pamuk kullanımı ortalaması 32.8 milyon ton, pamuk ekim alanları ortalaması 32.8 milyon hektar, kütlü pamuk üretimi ortalaması 71.1 milyon ton, lif pamuk üretimi ortalaması 25.5 milyon ton, kütlü pamuk verimi ortalaması 2165 kg/ha, lif pamuk verimi ortalaması 773.4 kg/ha ve stok kullanım (dönem sonu stok/tüketim) oranları ortalaması % 58.7 olarak hesaplanmıştır.

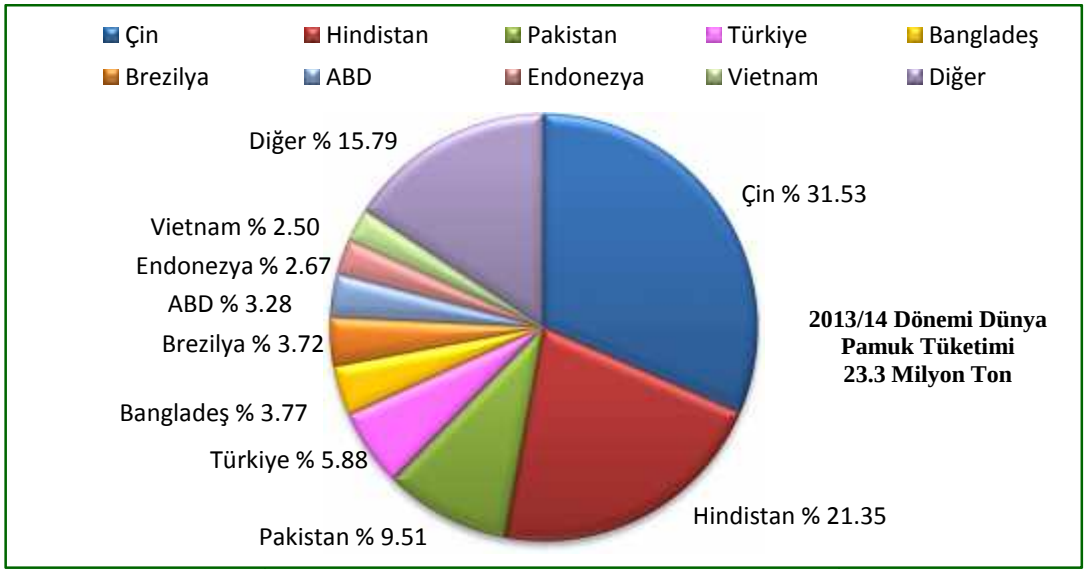
1980'lerin başında 400 kg/ha olan dünya lif pamuk verimi ortalaması 1990'larda hektar başına 600 kg'a yükselmiş ve son on yılda ortalama 750-800 kg/ha olarak gerçekleşmiştir. Ancak dünya ortalama lif pamuk verimindeki artış, 2004/05 dönemindeki önemli sıçramadan itibaren göreceli olarak yavaşlamaya başlamıştır. Lif pamuk verimindeki bu artışın, mevcut teknolojilerle birlikte biyo-teknolojinin artan oranda benimsenmesine ve Xinjiang (Sincan Uygur Özerk Bölgesi), orta Brezilya ve Türkiye'nin güney doğusu gibi yüksek verimli pamuk üretim bölgelerindeki gelişmelere bağlı olduğu değerlendirilmektedir (Gruere ve Plastina, 2010).



Şekil 1.7. Dünya Lif Pamuk Üretimi ve Tüketimi (2000/01-2013/14)

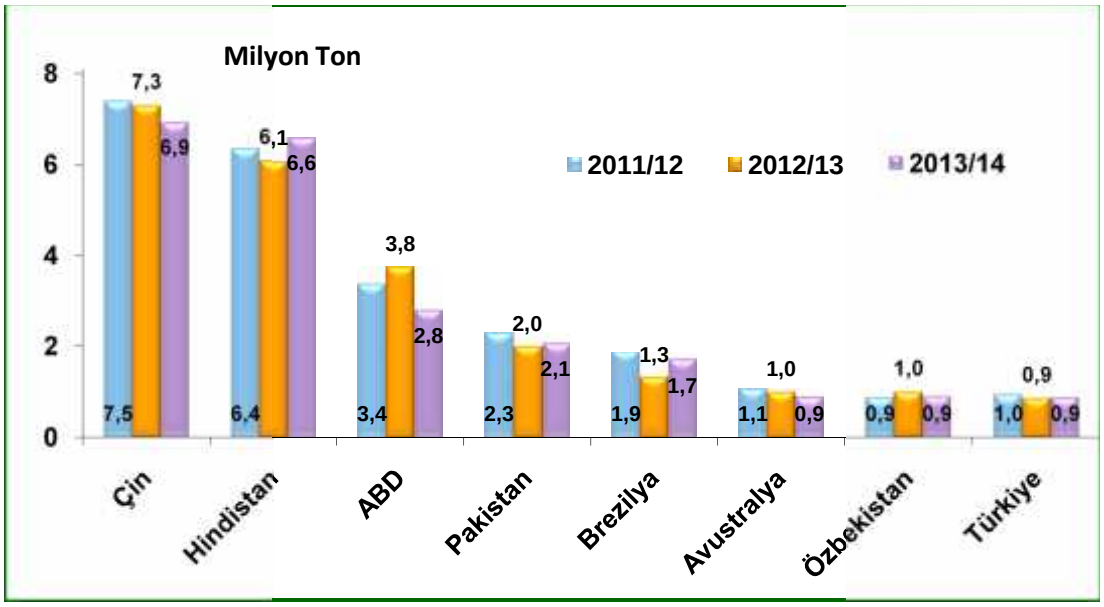
Pamuk çekirdeğini ve liflerini mekanik olarak ayrıştırarak lif üretiminde maliyetleri düşüren çırçır makinelerinin 1793 yılındaki icadı ve tekstil üretiminde maliyetleri azaltan sanayi devriminden sonra pamuk kullanımı önemli ölçüde artmaya başlamıştır (Baffes, 2004). 1950/51 döneminde 6.5 milyon ton olan küresel lif pamuk üretimi 2007/08 döneminde 26 milyon tona ulaşmıştır. Aynı periyotta küresel pamuk ekim alanlarında önemli bir değişiklik olmadığı halde üretim miktarındaki % 400 nispetindeki artış, yükselen ortalama verim oranına atfedilmektedir (Chaudhry, 2010).

Anonymous (2014h), Anonymous (2014g) ve Özüdoğru (2014) verilerinden hareketle elde edilen Şekil 1.7 ve Şekil 1.6'da görüldüğü gibi, 2000/01 döneminde lif pamuk üretimi 19.5 milyon ton, lif pamuk tüketimi ise 20.2 milyon ton olarak gerçekleşmiştir. Benzer durum olarak, 2002/03, 2003/04, 2007/08, 2008/09 ve 2009/10 döneminde de dünya pamuk tüketimi, pamuk üretiminin üzerinde gerçekleşmiştir. 2011 yılındaki hızlı fiyat artışının akabinde pamuk ekim alanlarındaki artışa bağlı olarak 2011/12 döneminde lif pamuk üretimi 28 milyon tona yükselmiş, buna mukabil lif tüketimi 22.8 milyon seviyelerinde kalmıştır. 2012/13 ve 2013/14 dönemlerinde küresel lif pamuk üretimi sırasıyla 26.7 milyon ton ve 26.1 milyon ton olarak gerçekleşirken, aynı dönemlerde dünya lif pamuk tüketimi 23.3 milyon ton seviyelerinde seyretmiştir.



Şekil 1.8. Ülkelere Göre Lif Pamuk Tüketimi (2013/14 Dönemi)

Anonymous (2014g) verilerinden hareketle elde edilen Şekil 1.8'de görüldüğü gibi, Uluslararası Pamuk İstişare Kurulu (ICAC)'nun verilerine göre, 2013/14 Döneminde 23.3 milyon ton olarak hesaplanan dünya lif pamuk tüketiminde; Çin 7.5 milyon tonla ilk sırayı alırken, Hindistan 5.1 milyon tonla ikinci, Pakistan 2.3 milyon tonla üçüncü, Türkiye 1.4 milyon tonla dördüncü ve Bangladeş 0.9 milyon tonla beşinci sırada yer almaktadır.



Şekil 1.9. Ülkelere Göre Lif Pamuk Üretimi

Anonymous (2014a), Anonymous (2014c), Anonymous (2014h) ve Anonymous (2014g) verilerinden hareketle elde edilen Şekil 1.9'da görüldüğü gibi, Dünyadaki en büyük sekiz pamuk üreticisi ülke sırasıyla, Çin, Hindistan, ABD, Pakistan, Brezilya, Avustralya, Özbekistan ve Türkiye'dir. 2013/14 dönemi itibariyle 26.1 milyon ton olarak gerçekleşen lif pamuk üretiminin % 51.7'sini sadece Çin ve Hindistan birlikte karşılamışlardır. Aynı dönemde küresel lif pamuk üretiminde ABD'nin payı % 10.7, Pakistan'ın payı % 10, Brezilya'nın payı % 8.1, Avustralya, Özbekistan ve Türkiye'nin payları yaklaşık % 3.4 olarak hesaplanmıştır. Küresel lif pamuk üretimi sıralamasında ilk sekiz sırayı alan ülkelerin toplam lif pamuk üretimi, 2013/14 dönemi itibariyle dünya lif pamuk üretiminin yaklaşık %87.3'ünü karşılamaktadır.

Esas olarak şiddetini kaybeden fiyat rekabeti, gelişmiş ekonomilerin bir kaçında ortaya çıkan ekonomik faaliyetlerin yavaşlaması ve euro bölgesindeki ekonomik durgunluk gibi faktörler nedeniyle 2011 yılında 23.9 milyon ton olan pamuklu tekstil talebi, 2012 yılında 23.5 milyon tona gerilemiştir. 2012 yılı pamuk talebi, 2007 yılı seviyesinden 3.1 milyon ton daha düşük olarak gerçekleşmiştir. 2012 yılı pamuk ürünleri talebindeki düşüş, 2007 yılı pamuk tüketiminin % 12'sine tekabul etmektedir (Plastina, 2013a).

Tüketicilerin pamuklu tekstil ve giyim talebi, küresel ekonomideki hareketleri izlemektedir. Uluslararası Para Fonu (IMF)'nun 2014 yılı verilerine göre, 2014 yılı küresel ekonomik büyümenin, önceki iki yılda gerçekleşen yaklaşık % 3'lük büyüme oranını aşarak, % 3.7 seviyelerine çıkması beklenmektedir. Bu gelişmenin, pamuklu tekstil ve giyim tüketiminin dünyanın kalan kısmına nazaran daha yüksek olduğu yüksek gelir seviyesine sahip ülkelerde pamuklu tekstil ve giyim ürünlerine olan talebi artırması öngörülmektedir (Johnson ve ark, 2014). Bununla birlikte küresel pamuk arzındaki uzun dönemli büyümenin devam edip etmeyeceği kesin olarak bilinememekte, küresel pamuk arzında gelecekte ortaya çıkacak hareketlerin, değişen iktisadi ve çevresel faktörler tarafından belirleneceği değerlendirilmektedir (Zhao ve Tisdell, 2009).

1.1.3. Dünya Pamuk Fiyatları, Küresel Kriterler ve Üretim Maliyetleri

Uluslararası pamuk fiyatlarının en önemli göstergesi "Cotlook A" endeksidir (Pandolph, 2014a). Liverpool merkezli "Cotton Outlook Ltd" şirketi tarafından 1960 yılından beri derlenmekte olan Cotlook A Endeksi, kuzey Avrupa limanlarına sevk edilen Avustralya, Brezilya, Çin, Frankofon Afrika, Yunanistan, Hindistan, Meksika, Pakistan, Paraguay, İspanya, Suriye, Tanzanya, Türkiye, Özbekistan ve ABD kaynaklı en düşük 5 kotasyona tabi, orta elyaf uzunluğuna sahip 16 tür pamuğun ihraç fiyatlarının ortalaması olarak hesaplanmaktadır. Cotlook B Endeksi ise, Arjantin, Brezilya, Çin, Hindistan Pakistan, Türkiye, ABD ve Özbekistan menşeli, en düşük 3 kotasyona tabi, daha düşük kalitede 8 tür pamuğun ihraç fiyatlarının ortalaması olarak belirlenmektedir. Kotasyonlar, Kuzey Avrupa'daki pamuk

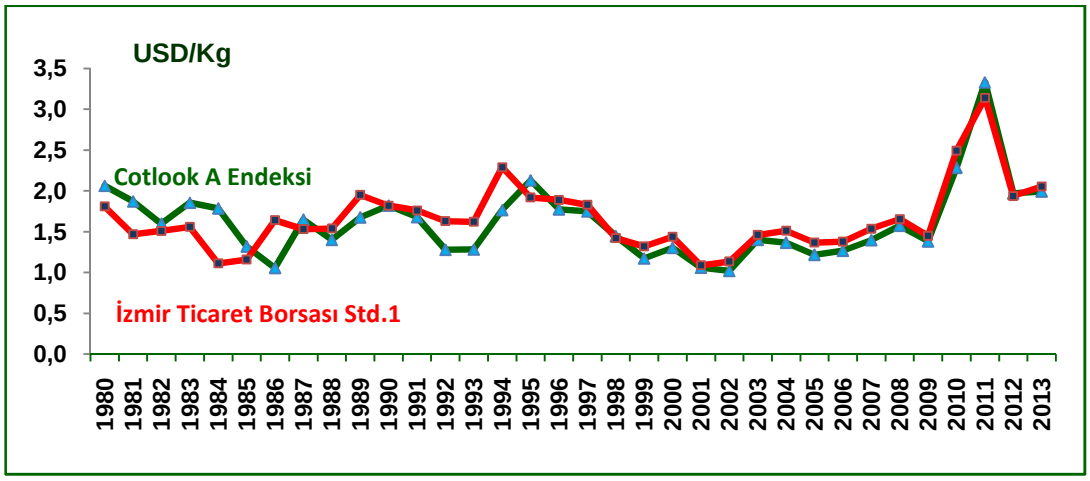
tüccarlarıyla yapılan yüz yüze görüşmeler sonucunda toplanan tekliflerle oluşturulmaktadır (Baffes, 2004).

Pamuk aynı zamanda vadeli işlem borsalarında da alınıp satılan ilk ürünlerden biri olmuştur. 20. yy başlarında aktif faaliyet gösteren 10 vadeli işlem borsası olmasına rağmen, faaliyetlerini küresel etkinlikte sürdüren başlıca vadeli işlem borsası New York Board of Trade (NYBT) olmuştur (Baffes, 2004). Küresel fiyat oluşum merkezi olarak fonksiyon icra eden Intercontinental Exchange (ICE) veya resmi adıyla New York Vadeli İşlem Borsası'nda alınıp satılan pamuk kontratı, 2011 yılında 5.3 milyon adet olarak gerçekleşmiştir. Parasal değeri 362 milyar USD olarak hesaplanan söz konusu işlem hacmi, miktar olarak 119 milyon ton pamuğu temsil etmektedir. 2007-2011 dönemi dünya pamuk üretimi ortalamasının % 14'ünü karşılayan ABD, Çin ve Hindistan'dan sonra dünyanın üçüncü büyük pamuk üreticidir. Çin, Hindistan, ABD ve Pakistan dünya pamuk üretiminin yaklaşık dörtte üçünü sağlamaktadırlar. Kısmen ABD'nin pamuk üretim ve ihracatının küresel tekstil pazarındaki ağırlığından dolayı, Intercontinental Exchange (ICE) vadeli pamuk işlemleri, pamuk fiyatları için küresel bir kriter olarak kabul edilmektedir (Janzen ve ark., 2013).

Cotlook A Endeksi ile vadeli işlem piyasalarında oluşan fiyatlar birlikte hareket etmektedirler ve her iki fiyat arasındaki korelasyon 2008/09 dönemi için %92 olarak bulunmuştur. Vadeli işlem fiyatlarıyla spot pazar fiyatları arasındaki bu yakın ilişki, fiyat oluşumlarında spekülâsyonun oynadığı rolün sorgulanmasına zemin hazırlamaktadır (Gruere ve Plastina, 2010). Uluslararası Pamuk İstişare Kurulu (ICAC)'unun 2008 yılında yürüttüğü bir araştırmaya göre de pamuk fiyatları, 2006 Ocak ayından beri vadeli işlem ve opsiyon piyasalarındaki spekülatif işlemlerden önemli ölçüde etkilenmektedir (Plastina, 2008; Plastina, 2010b). Yapılan ekonometrik analizler sonucunda elde edilen bulgular ise, pamuğa dair düzenleyici poltikaların dışında pamuğun gelecekteki (opsiyonlu) fiyatını etkileyen en önemli faktörlerin, geleceğe dair arz ve talep tahminleriyle birlikte geçmişteki fiyat hareketleri olduğunu göstermektedir (Apperson, 2014).

Uluslararası zirai emtia piyasaları, ulusal piyasalara nazaran daha oynak olma eğilimindedir (Tangermann, 2014). Bununla birlikte uluslararası pamuk fiyatları daha ziyade arz ve talep şoklarına bağlı olarak oynaklık göstermekte (Janzen ve ark., 2012), pamuğun küresel lif pazarındaki payını önemli ölçüde kaybetmesi de pamuk fiyatlarındaki aşırı oynaklığın nedenlerinden biri olarak değerlendirilmektedir (Anonymous, 2013c).

Cotlook A Endeksi, 1973/74 ve 2009/10 periyodunda 42 cent/lb[1] (0.93 USD/kg) ile 94 cent/lb (2.07 USD/kg) arasında dalgalanma göstermiş ve ortalama 69 cent/lb (1.5 USD/kg) olarak gerçekleşmiştir. Endeks, bu zaman aralığının sadece % 35'ine tekabül eden 13 sezonda 75 cent/lb'nin (1.65 USD/kg) üzerine çıkabilmiştir (Gruere ve Plastina, 2010). Pamuk fiyatları 2008 ve 2011 de, temel faktörlere etki eden iki farklı tipte şokun yol açtığı yükselişlere maruz kalmıştır. Pamuk dışındaki emtia fiyatlarının yükseldiği ve pamuk ekim alanlarının azalma eğilimine girdiği 2008 yılında, ihtiyat veya stok tutma sâikiyle ortaya çıkan talep, fiyat artışına yol açmıştır. Oysa 2011 yılında aşırı fiyat artışına yol açan etken arz açığıdır (Janzen ve ark., 2012). 2011 ve 2012 yıllarında yaşanan sıra dışı fiyat hareketliliğinden sonra, Çin'in uyguladığı pamuk politikaları nedeniyle pamuk fiyatları, 2012/13 ve 2013/14 dönemleri boyunca ortalama 90 cent/lb (1.98 USD/kg) etrafında bir seyir izlemiştir (Pandolph, 2014b).



Şekil 1.10. Dünya ve Türkiye Lif Pamuk Fiyatları (1980 – 2013)

[1] Lb (Libre), 1 Libre = 1 Pound = 0.45359237 Kilogram

Pamuk arzının yanı sıra pamuk stok politikalarının da pamuk fiyatlarının oluşumunda önemli bir faktör olduğu değerlendirilmektedir. 2010/11 Döneminde % 39 olan dünya stok/kullanım oranı, Çin'in milli pamuk rezervlerini yenileme politikalarından dolayı 2011/12 döneminde % 64'e yükselmiştir (Özüdoğru, 2014). Anılan dönemde Çin'in uyguladığı stok politikası, pamuk arzındaki açığın şiddetini artırmış, buna bağlı olarak pamuk fiyatları 2011 yılı ortalaması 3.33 USD/kg'a yükselerek tarihi zirvesine yükselmiştir (Anonymous, 2014e).

Özüdoğru (2003), Özüdoğru (2014), Dünya Bankası ve İTB verilerinden hareketle elde edilen Şekil 1.10'da görüldüğü gibi, 1980-2013 periyodunda dünya pamuk fiyatları ile Türkiye pamuk fiyatları genel olarak birlikte hareket etmektedir. Ancak 1997 yılından itibaren her iki fiyat arasındaki ilişkinin çok daha yakınlaştığı, dolayısıyla Türkiye pamuk fiyatlarının değişen dünya fiyatlarına daha hızlı reaksiyon göstermeye başladığı söylenebilmektedir.

Çin, pamuk fiyatlarının daha önce açıkladığı referans fiyatlarının altına düşmesi nedeniyle 2010 Eylül-2011 Mart döneminde yerli lif pamuk alımını taahüt ederek "geçici devlet rezervi" programını başlatmıştır. 2011-2013 Döneminde dünya lif pamuk fiyatları 81-111 US cent/lb aralığında seyrederken, Çin'in aynı dönemde uyguladığı referans fiyatları 141-153 cent/lb (19 800 - 20 400 RMB/ton) aralığında gerçekleşmiştir (MacDonald, 2014).

ABD pamuk stok/kullanım rasyosunun % 50'nin üzerinde ve ABD hükümet politikalarının pamuk stoklarını teşvik ettiği 1980'lerdeki seviyelerinden daha yüksek olduğu 2007/08 döneminde pamuk fiyatları 1.10 USD/kg'dan 2007'in ortalarında 1.98 USD/kg seviyelerine yükselmiş, 2008 Mart ayında eski seviyelerine gerilemiştir. Dünya pamuk ekim alanlarının ortalamanın altında gerçekleştiği 2010/11 döneminde ABD ve Pakistan'daki olumsuz hava şoklarının da etkisiyle pamuk arzı şiddetli bir şekilde düşüş göstermiştir. Pamuk arz açığına tepki olarak dünya pamuk fiyatları 2010 yılı ortalarındaki 1.65 USD/kg seviyelerinden, 4.40 USD/kg ile zirve yaptığı 2011 Mart ayına kadar hızlı bir artış kaydetmiş, 2011 yılı sonlarında 2.20 USD/kg seviyelerine gerilemiştir (Janzen ve ark., 2013). Cotlook A

Endeksi, 2013 takvim yılında 1.83 USD/kg ve 2.18 USD/kg aralığında seyretmiştir (Adams ve ark., 2014).

Pamuk fiyatları, geçtiğimiz on yıllık süre zarfında diğer emtia fiyatlarına nazaran düşük seviyelerde seyretmiştir. 2003-2008 Yılları arasında enerji ve metal fiyatları % 230, gıda ve değerli metal fiyatları iki kat ve gübre fiyatları dört kat artmıştır. Ham petrol fiyatlarının bir önceki yıla nazaran % 94 oranında artarak varil başına ortalama 133 Amerikan Doları'na çıktığı 2008 yılında küresel emtia fiyatlarındaki artış oranları zirveye ulaşırken, dünya pamuk fiyatları bu artışa paralel bir seyir izleyememiştir. 2000 ve 2009 yılları arasında Dünya Bankası nominal gıda fiyatları endeksi iki katına çıkmasına karşılık, küresel arzın yaklaşık % 55'ini sağlayan Çin ve Hindistan'ın biyo-teknoloji kaynaklı muazzam pamuk üretimi nedeniyle pamuk fiyatları neredeyse değişmemiştir. Ekonometrik bulgular da pamuk ve diğer zirai emtia fiyatları arasındaki ayrışmayı güçlü bir şekilde ortaya koymaktadır (Baffes, 2011).

2006/07 Dönemi itibariyle dünyadaki toplam ekim alanının % 88'ini temsil eden 30.1 milyon hektar alanda pamuk üretimi gerçekleştiren Uluslararası Pamuk İstişare Kurulu (ICAC) üyesi 31 ülkenin (2006/07 dönemi) verilerinden hareketle yapılan pamuk üretim maliyetlerine ilişkin bir çalışmaya göre; üye ülkelerin pamuk üretimi için hektar başına çiftçi harcaması (arazi hazırlığı, hasat giderleri ve diğer tüm girdi giderleri dâhil, arazi kira gideri hariç) ortalama 717 USD ve kilogram başına kütlü pamuk üretim maliyeti ortalama 0.34 USD olarak hesaplanmıştır. Ayrıca çırçırlama ve arazi kirası gibi diğer tüm sabit harcamalar da dâhil edildiğinde brüt lif pamuk üretim maliyeti dünya ortalaması 1.64 USD/kg olarak belirlenmiştir. (Chaudhry, 2008).

Çizelge 1.2. Dünya Pamuk Üretim Maliyetleri (2006/07)

MALİYET TÜRLERİ / ÜLKELER	Kütlü Pamuk Üretici Harcamaları (USD/Hektar)	Kütlü Pamuk Üretim Maliyeti (USD/kg)	Lif Pamuk Üretim Maliyeti (USD/kg)
Dünya Ortalaması (Arazi Kira Gideri Hariç)	717	0.34	-.-
Dünya Ortalaması (Çırçırlama Dahil Brüt Maliyetler)	-.-	-.-	1.64
DÜNYA ORTALAMASI (Net Maliyetler= Toplam Maliyetler-Arazi Kirası-Tohum Bedeli)	767	-.-	1.03
Etiyopya (Habeşistan)	-.-	-.-	0.12
Tanzanya	-.-	-.-	0.14
İsrail	-.-	-.-	0.55
Meksika (Sonora)	-.-	-.-	0.55
Myanmar	-.-	-.-	0.55
Sudan (Barakat ve Akala)	-.-	-.-	0.55
Türkiye (GAP, Ege ve Akdeniz)	-.-	-.-	0.55
Nijerya	-.-	-.-	0.76
EN PAHALI BÖLGE VE ÜRETİM SİSTEMİNE SAHİP ÜLKELER			
Türkiye	-.-	0.57	-.-
Suriye	-.-	0.53	-.-
Çin (Anakara)	-.-	0.36	-.-
Pakistan (Pencap)	-.-	0.29	-.-
Hindistan (Kuzey)	-.-	0.25	-.-

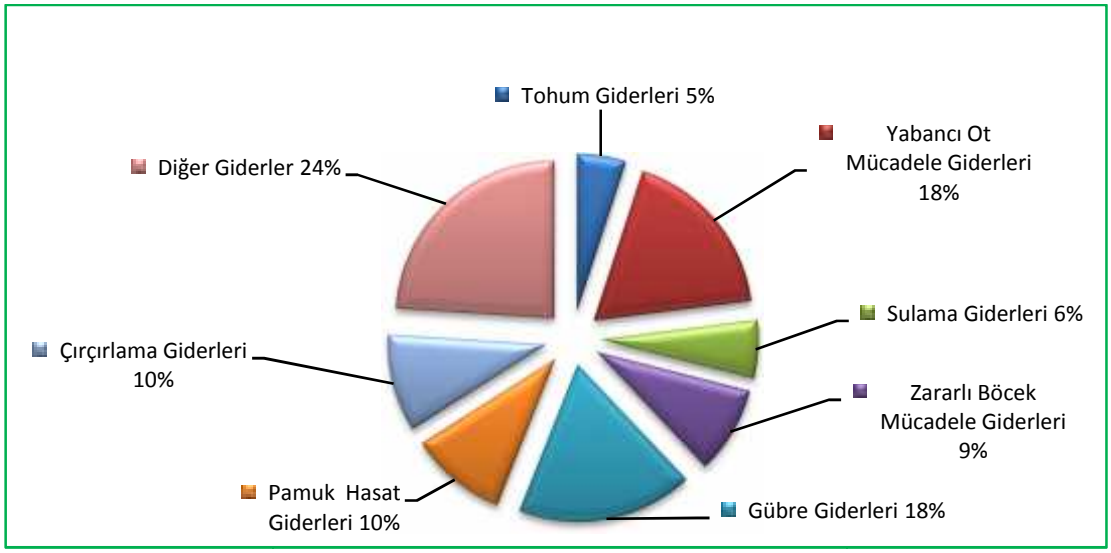
Chaudhry (2008) verilerinden hareketle elde edilen Çizelge 1.2'de görüldüğü gibi, Arazi kirası ve tohum bedeli hariç olarak hesaplanan net lif pamuk üretimi çiftçi harcaması hektar başına ortalama 767 USD ve 1 kilogram lif pamuk üretim maliyeti dünya ortalaması ise 1.04 USD/kg olarak gerçekleşmiştir. Lif pamuk üretim maliyetlerinin en düşük olduğu ülkeler 12 cent/kg ile Habeşistan ve 14 cent/kg ile Tanzanya'dır. Lif pamuk üretim maliyetlerinin en yüksek olduğu ülke 76 cent/kg ile Nijerya olurken bu ülkeyi 55 cent/kg ile İsrail, Meksika (Sonora), Myanmar, Sudan (Barakat ve Akala) ve Türkiye (GAP, Ege ve Akdeniz) izlemektedir.

Başlıca 12 büyük pamuk üreticisi ülkedeki farklı bölge ve üretim sistemleri dikkate alındığında, en pahalı kütlü pamuğu üreten bölge ve sistemin temsil edildiği ülkeler sıralamasında 57 cent/kg ile Türkiye ilk sırada, 53 cent/kg ile Suriye ikinci sırada yer almaktadır. Bu ülkeleri 36 cent/kg ile Çin (anakara), 29 cent/kg ile Pakistan (Pencap) ve 25 cent/kg ile Hindistan (kuzey) takip etmektedir (Chaudhry, 2008).

Uluslararası Pamuk İstişare Kurulu (ICAC)'unun dünya ekim alanlarının %89'una sahip 34 ülkenin 2009/10 dönemi verilerinden hareketle hesapladığı net lif pamuk üretim maliyeti ortalaması, 2006/07 dönemine göre (1.03 USD/kg) % 17 artış göstermiş ve 1.21 USD/kg (55 cent/pound) olarak bulunmuştur. Dünya net lif

pamuk üretim maliyet ortalamasının 1997/98 döneminde 0.77 USD/kg, 2000/01 döneminde 0.84 USD/kg ve 2003/04 döneminde 1.02 USD/kg olduğu dikkate alındığında maliyetlerin artan bir seyir izlediği görülebilmektedir. 2009/10 dönemi verilerine göre dünyadaki en pahalı net lif pamuk üreticisi ülkeler sıralamasında 1.92 USD/kg ile Kuzey Amerika ve 1.41 USD/kg ile Avustralya ilk iki sırada yer almaktadır. Çin, Hindistan ve Pakistan dünya ortalamasına yakın bir maliyetle lif pamuk üretmişlerdir (Anonymous, 2013d). 2005-2008 döneminde direkt enerji kullanım harcamaları, toplam ABD pamuk üretim maliyetlerinin yaklaşık % 6.7'sini oluştururken, gübre harcamalarının toplam üretim maliyetlerine oranı % 6.6 olarak gerçekleşmiştir (Sands ve ark., 2011).

Dönemler itibariyle artan maliyetler, aynı periyottaki (2004/05 dönemine kadar artan ve bu dönemden sonra önemli bir değişiklik göstermeyen) ortalama dünya lif pamuk verim değerleriyle birlikte değerlendirildiğinde; gübre, kimyasal ilaçlar ve işçi ücretleri dâhil üretim girdilerindeki fiyat artışlarının yol açtığı toplam maliyetlerdeki artış hızının, verim artışından kaynaklanan birim üretim maliyetlerinin düşüş hızından bariz bir şekilde daha yüksek olduğu söylenebilmektedir.



Şekil 1.11. Dünya Net Lif Pamuk Üretim Maliyetlerinin Yapısı (2009/10)

2009/10 dönemi itibariyle dünya net lif pamuk üretim maliyetleri ortalama değerinin (1.21 USD/kg = 55 cent/lb) % 18'ini teşkil eden yabancı ot mücadelesi

genellikle emek yoğun harcamayı, gübre giderleri ise sermaye yoğun harcamayı gerektirmektedir (Şekil 1.11; Anonymous, 2013d).

1.1.4. Dünya Pamuk Ticareti, Küresel Aktörler ve Politikalar

Dünyanın en eski ve en büyük ihracat sektörü olan hazır giyim, aynı zamanda çoğu ülkenin uluslararası pazarlar için üretim yapmasından dolayı da en çok küreselleşen sanayi dalıdır. Düşük sabit maliyetler ve emek yoğun girdilerle gerçekleştirilebilen hazır giyim üretimi, ihracata dayalı sanayileşme stratejisine bağlı olarak ulusal kalkınma için bir sıçrama tahtası fonksiyonu icra edebilmektedir (Gereffi ve Frederick, 2010). Ancak, ABD ve AB gibi gelişmiş ülkeler yaklaşık 40 yıldan fazla bir süre kendi tekstil ve hazır giyim sektörlerini, MFA (Multi-Fiber Arrangement - Çok Elyaflılar Anlaşması) ve ATC (Agreement on Textiles and Clothing - Tekstil ve Hazır Giyim Anlaşması) gibi çok taraflı uluslararası anlaşmalar yoluyla gelişmekte olan ülkelerin ihracatından korumaya çalışmışlardır (Platzer, 2014).

1974 Yılında uygulamaya geçen ve (1995 yılında ATC'nin kabulü ile birlikte) 1995-2005 yılları arasında kademeli olarak yürürlükten kaldırılan MFA anlaşmasından sonra WTO üyeleri arasındaki tüm tekstil ve hazır giyim kotaları da kaldırılmış (Gereffi ve Frederick, 2010), ancak ABD'nin ikili anlaşmalara bağlı olarak uyguladığı gümrük tarifeleri, ülkeden ülkeye farklılıklar göstermeye devam etmiştir (Platzer, 2014).

ABD ve AB 2005 yılı itibariyle ATC hükümleri doğrultusunda MFA kotalarını kaldırmak durumunda kalırken, gelişmekte olan ülkeler de ATC ile birlikte, GATT (General Agreement on Tariffs and Trade – Gümrük Tarifeleri ve Ticaret Genel Anlaşması) hükümlerine dayanan gümrük duvarlarını kaldırmak mecburiyetinde kalmışlardır. Böylece gelişmekte olan ülkeler ABD, AB ve Kanada gibi tekstil ve hazır giyim ihraç pazarlarına girme fırsatı yakalarken, kendi tekstil endüstrileri de iç pazarda ithal tekstil ve hazır giyim ürünlerinin rekabetiyle yüzleşmiştir (MacDonald ve ark., 2010).

Küresel hazır giyim ürünleri tüketimi, ABD, AB ve Japonya'nın oluşturduğu başlıca 3 bölgede yoğunlaşmıştır. 2008 Yılı itibariyle toplam 376 milyar dolarlık dünya tekstil ithalatının % 47.3'ünü AB-27, % 22'sini ABD, % 6.9'unu Japonya ve % 5.7'sini Rusya Federasyonu karşılamıştır (Gereffi ve Frederick, 2010). 2008 Yılı itibariyle dünyanın en büyük iki tekstil ihracatçısı olan Çin ve AB'nin toplam hazır giyim ihracatları küresel tekstil ihracatının % 64.3'ünü, Çin, Bangladeş, Hindistan, Türkiye ve Vietnam gibi gelişmekte olan ülkeler ise küresel hazır giyim ihracatının % 45.5'ini karşılamışlardır (Fernandez-Stark ve ark., 2011).

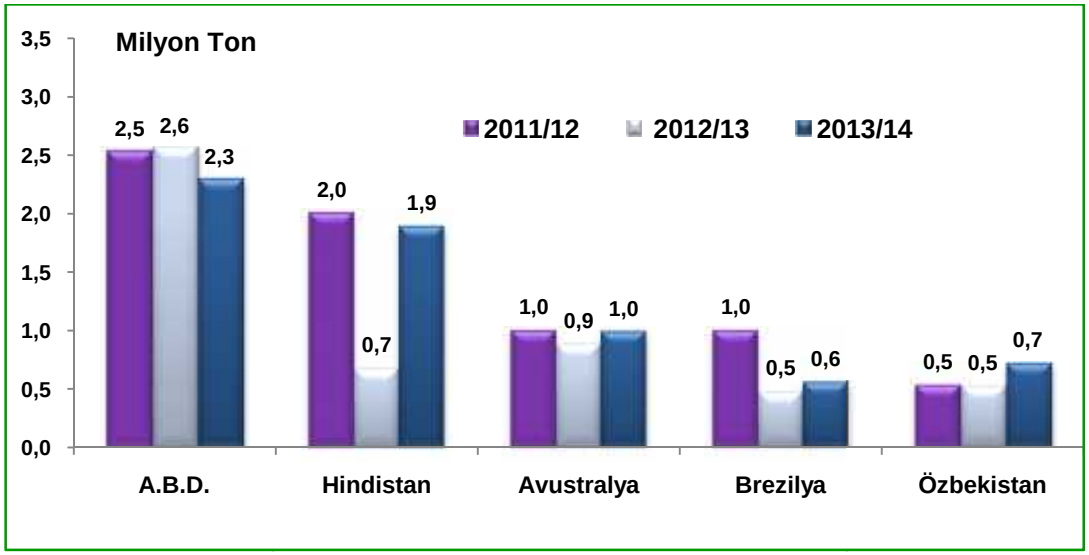
Küresel tekstil ve hazır giyim ihracatı 2001 yılında 362.4 milyar dolar iken 2012 yılında 741 milyar dolar'a çıkmıştır (Anonim, 2014b). Dünya Ticaret Örgütü'nün 2013 yılı verilerine göre, küresel tekstil pazarındaki % 35'lik payı ile Çin, dünyanın en büyük tekstil ihracatçısıdır. Çin'i sırasıyla AB, Hindistan, ABD ve Türkiye takip etmektedir. Çin'in 2001 yılında WTO üyesi olması ve MFA anlaşmasının sona ermesinin akabinde tekstil ihracatındaki büyümesi hız kazanmış, 2000 yılında 16 milyar dolar olan tekstil ihracatı % 550 oranında büyüyerek 2013 yılında 107 milyar dolar'a yükselmiştir. 2013 yılı itibariyle dünyanın en büyük tekstil ithalatçısı ilk beş ülke sırasıyla AB, ABD, Çin, Vietnam ve Hong Kong'dur. İhracata dayalı kalkınma modelini benimseyen pek çok ülkenin büyük miktarda yerli tekstil üretimi olmasa bile ithal dokuma ve kumaşlar hazır giyime dönüştürülerek bu ürünler ihraç edilebilmektedir. Bu nedenle dünya hazır giyim ticareti, dünya tekstil ticaretinden ayrılmaktadır. 2013 Yılı itibariyle dünyanın en büyük hazır giyim ihracatçıları Çin, AB-28, Bangladeş, Hong Kong ve Vietnam olarak sıralanmaktadır. Bu sıralama dışında kalan Orta Amerika, Karaibler, Afrika ve Malezya'nın da dâhil olduğu Asya ülkeleri, önemli miktarda hazır giyim ürünleri ihraç edebilmektedirler (Platzer, 2014).

Küresel tekstil ve giyim ticaretini etkileyen pek çok faktör bulunmakla birlikte, hazır giyim tüketiminin gelir ve fiyata olan duyarlılığı, gıda tüketiminden daha yüksektir. ABD, Japonya ve AB gibi kişi başı gelirin yüksek olduğu ülkelerde yapılan uluslararası bir yatay kesit çalışması neticesinde, giyim harcamaları gelir

esnekliğinin 0.9, gıda harcamaları gelir esnekliğinin 0.1 ile 0.3 arasında olduğu değerlendirilmiştir (Seale ve ark., 2003; MacDonald ve ark., 2010).

Dünyanın en önemli tekstil hammaddesi olarak kabul edilen pamuk lifinin yaklaşık % 30-40'ı işlenmeden uluslararası ticarete konu olmaktadır (Meyer ve ark., 2007). Bütün liflerin en eskisi ve tekstil endüstrisinin vazgeçilmezi olarak değerlendirilen pamuk, insanlar tarafından en temel ihtiyaçları karşılamak üzere şekil verilerek kullanılmakta ve en önemli ticari tarım ürünü olarak küresel ekonomide anahtar bir rol oynamaktadır (Sankar, 2013).

Uluslararası pamuk piyasasındaki aktörler çarpıcı bir şekilde değişmektedir. Hindistan 2002 yılında net pamuk ithalatçısıyken, dünyanın en büyük ikinci pamuk ihracatçısı konumuna gelmiştir. Çin, dünyanın en büyük pamuk ithalatçısı olmaya devam ederken, hem dünyanın en büyük pamuk üreticisi konumuna gelmiş ve hem de uluslararası pamuk pazarındaki fiyat belirleyicisi olma pozisyonunu pekiştirmiştir. ABD, pamuk üretiminde uzun dönemli azalma trendine girmekle birlikte dünyanın en büyük pamuk ihracatçısı konumunu korumaya devam etmektedir. Avrupa Birliği, pamuk üretimi önemsenmeyecek seviyelerde olmasına rağmen birim üretim başına en yüksek sübvansiyonları sağlamaya devam etmektedir (Imboden, 2014).



Şekil 1.12. Ülkelere Göre Pamuk İhracatı

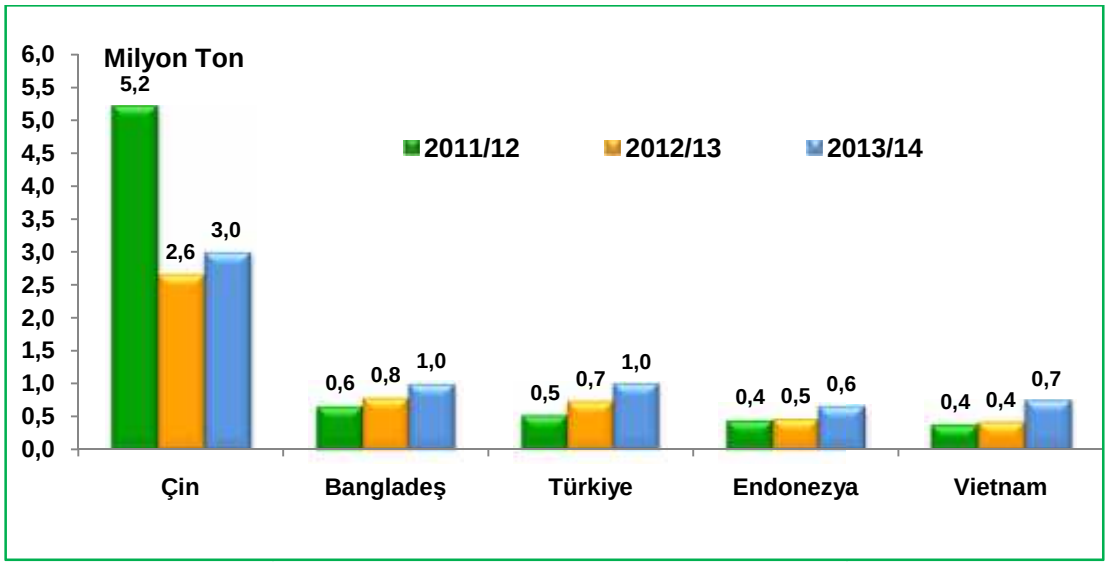
Plastina (2013b), Anonymous (2014g) ve Anonymous (2014h) verileri kullanılarak elde edilen Şekil 1.12'de görüldüğü gibi, 2011/12, 2012/13 ve 2013/14 dönemleri lif pamuk ihracatı ortalamalarına göre; ABD 2.45 milyon ton ile dünyada açık ara birinci sırayı alırken, Hindistan 1.53 milyon ton ile ikinci, Avustralya 0.96 milyon ton ile üçüncü, Brezilya 0.68 milyon ton ile dördüncü ve Özbekistan 0.59 milyon ton ile beşinci sırada yer almaktadır. 2013/14 sezonu itibariyle toplam dünya lif pamuk ihracatı 8.98 milyon ton olarak gerçekleşirken, dünya sıralamasında ilk beş dereceyi paylaşan ülkelerin ihracat toplamı 6.45 milyon ton ile dünya lif pamuk ihracatının %72'sini karşılamaktadır.

2000'lerin başında küresel pamuk üretimi ve ihracatı sıralamasında çok daha gerilerde olan Hindistan ve Avustralya, aktarma genli (GDO'lu) pamuk üretimine başlamalarıyla birlikte pamuk üretim ve ihracat miktarlarını önemli ölçüde artırmışlardır (Anonim, 2014a). Amerikan Ulusal Pamuk Konseyi (National Cotton Council of America)'ne göre, ABD'nin deniz aşırı pamuk satışları ABD ticaret açığının azalmasına önemli katkılar sağlamaktadır. ABD'nin yılık deniz aşırı pamuk satışlarının son dönem ortalaması yaklaşık 7 milyar dolar'a ulaşırken, ABD pamuğunun en büyük alıcıları sırasıyla Asya ülkeleri, Meksika ve Türkiye'dir (Anonymous, 2015a). Pamuğun işlenmesi faaliyetleri büyük ölçüde ABD'den, maliyetlerin daha düşük olduğu Çin gibi bölgelere taşınmaktadır. Bu ndenle ABD pamuk üretiminin büyük bir kısmı, liflerin çiğitten ayrıldığı çırçırlama işleminden sonra ihraç edilmektedir (Janzen ve ark., 2012).

Gelişmekte olan ülkeler, küresel pamuk ihracat pazarı için ABD, Avustralya ve Yunanistan gibi gelişmiş ülkelerle rekabet etmeye çalışmaktadırlar. Ancak gelişmekte olan ülkeler de kendi aralarında homojen bir grubu teşkil etmemektedir. Çin, Hindistan, Brezilya ve Türkiye gibi iktisaden daha güçlü ülkeler, en az gelişmiş ülkeler grubunda yer alan Afrika'lı pamuk üreticisi ülkelere ve birkaçAsya'lı üretici ülkeye nazaran küresel pamuk pazarında çok daha etkin bir rol oynamaktadırlar. Özetle; iktisaden daha zayıf olan ekonomiler, küresel pamuk üretiminin % 5'ini, küresel pamuk ihracatının % 11'ini, küresel pamuk kullanımının % 5'ini ve küresel pamuk ithalatının % 10'unu temsil etmektedirler (Anonymous, 2013a).

Dünya ticaretinin hukuki çerçevesi, ihracat sübvansiyonları konusunda kendine kendine has ilginç bir durum sergilemektedir. Bir çoğu zaten işlenmiş olan zirai ürün ihracatına yönelik sübvansiyonlara GATT Anlaşması hükümleri altında müsaade edilmiş ve akabinde DTÖ Tarım Anlaşması hükümleriyle de ancak kısmen disipline edilebilmişken, DTÖ hükümleri endüstriyel ürün ihracatını sübvanse etmeyi yasaklamaktadır. Bu duruma bağlı olarak 1986 – 1997 periyodunda Avrupa ülkeleri ve ABD'nin ihracat sübvansiyonları toplamı yaklaşık 135 milyar dolara ulaşmıştır. Bu tutar Afrika, Latin Amerika, Asya ve Karaibler'deki gelişmekte olan ülkelerin aynı periyotta gerçekleştirebildikleri zirai ürün ihracat değerleri toplamının % 13'üne tekabül etmektedir (Diaz-Bonilla ve Harris, 2014).

Gelişmiş ülkeler tarafından uygulanan yüksek zirai sübvansiyonlar uluslararası pamuk fiyatlarını baskı altına almakta ve özellikle ağır ekonomik koşullar altında yaşayan Afrika'daki pamuk üreticilerinin durumunu daha da zorlaştırmaktadır. Bunun yanı zirai ürünlere uygulanan ihracat teşvikleri ve ihracat kredileri, gelişmiş ülkelerin uluslararası pazarlara girişini kolaylaştırırken, daha yüksek maliyetli gelişmekte olan ülke ürünlerine karşı adil olmayan bir rekabet oluşmasına neden olmaktadır (Lima-Campos, 2014).



Şekil 1.13. Ülkelere Göre Pamuk İthalatı

Plastina (2013b), Anonymous (2014g) ve Anonymous (2014h) verilerinden hareketle elde edilen Şekil 1.13'te görüldüğü gibi, Dünya lif pamuk ithalatında ilk beş sırada yer alan ülkelerin 2011/12, 2012/13 ve 2013/14 sezonlarını kapsayan son üç dönem ortalamalarına göre, Çin 3.6 milyon ton ile uzak ara ilk sırada yer alırken, Bangladeş 0.81 milyon ton ile ikinci, Türkiye 0.73 milyon ton ile üçüncü, Endonezya 0.51 milyon ton ile dördüncü ve Vietnam 0.29 ton ile beşinci sırada yer almaktadır. Bangladeş, Türkiye, Endonezya ve Vietnam'ın ithalat miktarlarının anılan dönemler itibariyle artan bir seyir izlediği dikkat çekmektedir. 2013/14 dönemi itibariyle dünya lif pamuk ithalatı toplamı 8.98 milyon ton olarak gerçekleşirken, 6.67 milyon ton olarak hesaplanan ithalatçı ilk beş ülkenin pamuk ithalatı toplamı, küresel ithalat toplamının % 74'ünü temsil etmektedir. 2013/14 sezonu itibariyle Çin tek başına toplam dünya lif pamuk ithalatının % 33.4'ünü karşılamıştır.

Çin, son üç sezon (2011/12, 2012/13 ve 2013/14) boyunca asgari destekleme alım fiyatı sistemi uygulayarak üreticilerden doğrudan alım yapmış ve stratejik devlet pamuk rezervlerini yeniden oluşturmuştur (Guitchounts, 2014). Çin'in dünya pamuk piyasasını etkilediği en önemli uygulama, 2011 yılı pamuk sezonu öncesinde açıkladığı yüksek seviyedeki müdahale (referans) fiyatlarıdır. Çin hükümeti 2011 yılında, Çin'de üretilen pamuğun % 42'sine tekabül eden 14.4 milyon balya[2] (3.13 milyon ton) lif pamuğu devlet rezervi oluşturmak amacıyla satın alırken, mevcut rezervlerden herhangi bir satış gerçekleştirmemiştir. Çin hükümetinin net rezerv alımlarının toplam Çin pamuk üretimine oranı 2012 ve 2013 yıllarında sırasıyla % 32 ve % 41 olarak gerçekleşmiştir (MacDonald, 2014).

2005 Yılından beri Çin pamuk ipliği üretimi dünya üretiminin % 50'sinden fazlasını karşılamaktayken, bu oran 2012 yılında % 72 seviyelerine çıkmıştır. 1970-2012 periyodunda ortalama olarak dünya pamuk ipliği üretiminin % 34'ünü ve dünya pamuk kullanımının % 26'sını gerçekleştiren Çin, 2000'li yılların başından itibaren küresel pamuk ipliği üretimine de yön vermeye başlamıştır (Plastina, 2013a). Son yıllarda tekstil ve hazır giyim sektöründe meydana gelen gelişmelere bağlı olarak

[2] ABD Standardı 1 Balya = 480 lb, 1 lb =0.45359237 Kilogram; 1 Balya = 217.72 Kg.

Çin'in pamuk ve pamuk ürünleri talebi de yükselmeye devam etmektedir (Wang ve ark., 2015).

Pamuk meselesi, dünya liderlerinin ve Dünya Ticaret Örgütü (WTO) müzakerecilerinin ilgisini daima cezb etmektedir. Öncelikle fakir ulusların liderleri pamuğu, ülke insanlarının bir kısmı için hayati bir mesele olarak değerlendirmektedirler. Zira pamuk bu ülkeler için çok önemli bir ticari metadır ve Batı Afrika ülkelerinin toplam ihracatının yaklaşık % 30'unu pamuk oluşturmaktadır. Bununla birlikte önemli seviyedeki pamuk destekleme politikaları, sadece birkaç zengin ülkede yoğunlaşmakta, gelişmekte olan ülkeler pamuğa sınırlı destekler sağlayabilmektedirler. Küresel pamuk piyasasında etkin bir role sahip olan ABD, pamuğa çok yüksek destekler sağlayan tek WTO üyesidir (Sumner, 2006). Sadece Yunanistan ve İspanya'nın pamuk üretimi gerçekleştirdiği Avrupa Birliği'nde pamuk önemsiz bir ürün olmasına rağmen birim üretim başına en yüksek destek AB tarafından sağlanmaktadır (Sumner, 2006; Imboden, 2014).

Küresel pamuk üretim değeri ortalama 25 ile 30 milyar ABD doları arasında iken, dünya pamuk ihracatının üçte birini gerçekleştiren ABD'nin pamuk sektörüne sağladığı destekler yıllık ortalama 2 ile 4 milyar dolar arasında değişmektedir. Avrupa Birliği'nin pamuk sektörüne sağladığı desteklerin toplamı ise yıllık yaklaşık 1 milyar dolar'dır. Ancak, AB'nin daha az pamuk üretim miktarı için sağladığı destekler, dünya pamuk fiyatları üzerinde nispeten daha düşük etkilere sahip olmaktadır (Baffes, 2011). Dünya pamuk fiyatlarının düşük olduğu yıllarda pamuğa sağlanan finansal destekler, pamuk üretim değerinin % 70-90 seviyelerine ulaşabilmektedir. Avrupa Birliği'nde pamuğa sağlanan sübvansiyonların parasal değerinin pamuk üretim değerine oranı, 2000-2005 periyodunda ortalama % 71 seviyelerinde seyrederken, bu oran 2003 yılında zirveye ulaşmış ve % 140 olarak gerçekleşmiştir (Jales, 2010).

Çin, dünya pamuk sektörünü uyguladığı ekonomi ve tarım politikalarıyla dolaylı olarak, yüksek kaliteli tohum desteği, pamuk nakliye desteği, kredi desteği, lif denetim hizmetleri, çırçırlama sertifikasyonu, tarımsal araştırmalar ve pazar

bilgilerinin yayımı gibi tamamlayıcı politikalarla da direkt olarak etkilemektedir. Ancak Çin hükümetinin dünya pamuk fiyatları üzerindeki üzerindeki makro kontrolü; devlet stokları oluşturarak gerçekleştirdiği pazar müdahalesi ile birlikte değişen ithalat kotaları ve gümrük tarifeleri gibi araçlarla sağlanmaktadır. (MacDonald, 2014). Son yıllarda az sayıda ülke, tarım politikalarını köklü bir şekilde değiştirmektedir. Özellikle bazı ürünler için destekleme alım fiyatı uygulamaları azaltılırken, doğrudan ödemelerin uygulanması ağırlık kazanmaya başlamıştır (Josling, 2015). Hindistan, Türkiye ve Pakistan gibi diğer başlıca pamuk üreticisi ülkeler de, kendi pamuk üreticilerine sağlanacak destekler için yeni programlar geliştirmeye başlamışlardır (Imboden, 2014).

Hindistan pamuk üretim sistemi, 2002-03 sezonunda biyo-teknolojik pamukla birlikte önemli bir dönüşüm geçirmiş, verimlilikteki artışla birlikte pamuk ekim alanlarında da önemli bir artış yaşanmıştır. Ancak pamuk işleme sektöründeki kapasite artışı, pamuk arzındaki artışa uyum sağlayamadığından arz fazlası pamuk ihraç pazarlarına sevkedilmeye başlamıştır. Böylece net pamuk ithalatçısı olan Hindistan dünyadaki en büyük pamuk ihracatçısı ülkelerden biri haline gelmiştir **(**Sundaramoorthy ve ark., 2014).

Hindistan asgari dstekleme fiyatı sistemine sahip olmasına rağmen, 2013/14 sezonunda piyasa fiyatı, 82 cent/lb olan destekleme fiyatının üzerinde olduğu için devlet doğrudan alım yoluna gitmemiştir. Hindistan pamuk üreticileri, gübre sübvansiyonu ve devlete olan borçların af edilmesinden yararlanmakta, ayrıca devlet tarafından kaliteli tohum üretimi ve dağıtımı gibi programlar uygulanmaktadır. Bunların yanı sıra çırçır-prese tesislerinin modernizasyonu ve tekstil sektörüne sağlanan ucuz krediler de pamuk sektörüne sağlanan dolaylı destekler arasında yer almaktadır (Guitchounts, 2014).

Dünyada pamuk üretimine sağlanan doğrudan destekler, ürün sigorta destekleri, gümrük korumaları ve asgari alım fiyat mekanizması dâhil, küresel pamuk sektörüne sağlanan sübvansiyonların toplam tutarının, rekor seviyede gerçekleştiği 2012/13 sezonunda 7.4 milyar USD'den düşerek, 2013/14 sezonunda 6.5 milyar

USD olarak gerçekleştiği tahmin edilmektedir. 2013/14 sezonunda Çin, Türkiye, ABD, Yunanistan, İspanya, Mali, Burkina Faso, Kolombiya, Fildişi Sahili ve Senegal'in oluşturduğu 10 ülke pamuk sektörüne sübvansiyonlar sağlamış ve bu dönemde desteklerin tutarı ortalama 26 cent/lb olarak, bir önceki 2012/13 sezonuyla aynı seviyede gerçekleşmiştir (Anonymous, 2014c; Guitchounts, 2014).

1.2. Türkiye'de Pamuk ve Dünyadaki Konumu

Pamuk ilk kez 1. Asırda Anadolu topraklarına getirilmiş, zamanla üretimi yaygınlaşarak 11. Asırda ihracat pazarlarına arz edilebilen bir emtia haline gelmiştir (Anonim, 2014a). Ham pamuk asırlar boyunca Osmanlı Devleti için önemli bir ticari ürün olagelmiştir. Pamuk, 16. Asrın sonlarından 18. Asrın başlarına kadar sadece iç piyasada kullanılan bir ürün olarak değil, aynı zamanda başta İzmir olmak üzere Batı Anadolu limanlarında Avrupa'ya büyük miktarlarda ihraç edilen bir emtia olarak ta Osmanlı ekonomisinin önde gelen zirai ürünlerinden biri olmuştur. Amerikan iç savaşı (1861-1865) süresince yaklaşık 2.1 milyon İngiliz Sterlini'ne (toplam dünya pamuk ihracatının yaklaşık % 2.5'u) ulaşan pamuk ihracat tutarı, 1866 yılında (Amerikan iç savaşından sonra) köle emeğiyle üretilen ucuz Amerikan pamuğunun Avrupa'ya girmesiyle birlikte sert bir düşüş yaşayarak 500 bin Sterline gerilemiş, ihracattaki bu azalma artarak devam etmiş ve 1910 yılına gelindiğinde 250 bin Sterlin seviyelerine gerilemiştir (Panza, 2013).

Pamuk çeşitlerinin geliştirilmesi amacıyla 1924 yılında kurulan Adana ve Nazilli araştırma istasyonlarında ABD'den sağlanan 40'a yakın genotiple çalışmalara başlanmıştır. Halen Nazilli Pamuk Araştırma Enstitüsü, Akdeniz ve Çukurova Tarımsal Araştırma Enstitüleri genetik stoklarında hem Anadolu dışından getirilmiş ve hem de yapılan ıslah çalışmaları neticesinde ülke içerisinde elde edilmiş toplam 321 pamuk çeşidi bulunmaktadır (Anonim, 2014a). Türkiye'de en çok rağbet gören pamuk çeşitleri; Ege Bölgesinde "Carmen", "White Gold", "Claudia" ve "Gloria", Çukurova Bölgesinde "Delta Pine-SG125" ve "BA 119", GAP Bölgesinde ise "Stone

Mill ST 468", "Candia" ve "Diyarbakır Gold" çeşitleridir (Paggi, 2014; Sirtioglu ve Paulson, 2015).

Lif uzunluğu itibariyle Ege yöresi pamuğu (1 5/32"), Çukurova (1 3/32") ve GAP (1 1/8") pamuğu ile kıyaslandığında daha uzun lifli pamuk olarak tekstil üreticileri tarafından tercih edilmekte ve en kaliteli pamuk olduğu değerlendirilmektedir. Bununla birlikte geliştirilen tohum kalitesine bağlı olarak GAP bölgesi pamuğunun kalitesinde de önemli gelişmeler görülmektedir. Türkiye'de son dönemde setifikalı tohum kullanıcılarına ödenen prim miktarının % 10 artırılmasının da etkisiyle sertifikalı tohum kullanımı % 95 seviyelerine yükselmiştir (Sirtioglu ve Paulson, 2015).

Türkiye'de ekimi yapılan pamuk tohumunun büyük çoğunluğu yerli üretimle sağlanmakta, ithal pamuk tohumu toplam arzın % 3'ünü oluşturmaktadır. Pamuk tohumunun % 99'u yağ endüstrisinde ve %1'i çiğit olarak doğrudan yem endüstrisinde işlenmektedir. Üretilen çiğit yağının %84'ü gıda sektöründe kullanılmakta, çiğit küspesi de besicilikte yem olarak değerlendirilmektedir (Brookes, 2012). Dünyanın en önemli ikinci yağlı tohum kaynağı olan pamuktan (Surgun ve ark., 2012) elde edilen yağın, Türkiye'nin toplam yağ tüketimi içerisindeki payı % 16.6 ile ayçiçeği yağından (% 26.8) sonra ikinci sırada yer almaktadır. Türkiye'de 2002-2010 periyodunda yerli yağlı tohumların işlenmesiyle ortalama 519 bin ton ham yağ üretilmiş, ham yağın % 61'i ayçiçeğinden ve % 31'i çiğitten elde edilmiştir. Türkiye'nin yağ tüketimi devamlı artarken, üretimin yeterli olmamasına bağlı olarak giderek artan ham yağ açığı ithalatla karşılanmaktadır (Taşkaya Top ve Uçum, 2012).

Türkiye'deki yeni tohum çeşitlerinin geliştirilmesi için sürdürülebilir gelişmeler, 1980'lerin başında tohumculuk sektöründeki serbestleşme ile başlamıştır. Türkiye'de pamuk tohumu geliştiren birçok özel sektör firması, aynı zamanda verim potansiyeli yüksek yeni çeşitlerin ekimini de teşvik ederek pamuk tohumu çeşitlendirilmesine katkı sağlamaktadırlar. Bununla birlikte Türkiye'de genetiği değiştirilmiş (GDO'lu) pamuk ekimi (mevzuat gereği) yapılmamaktadır. Türkiye'de

ekimi yapılan pamuğun neredeyse tamamı, elyaf özellikleri itibariyle birçok tekstil uygulamasına uygunluğu ispatlanmış olan "Gossypium hirsutum" (upland) tipi pamuktur (Anonymous, 2014d).

Pamuk bitkisi, yetiştirilen yörelerin ve ülkelerin hem tarımının hem de sanayisinin gelişmesine olumlu katkılar sağlamaktadır. Pamuk sahip olduğu bu özellikleriyle Türkiye'nin stratejik bir ürünüdür ve dünya ticaretinde önemli bir yere sahiptir (Gençer ve ark., 2005). Pamuk, lifi sayesinde giyinme gibi zorunlu bir ihtiyacı karşıladığı gibi tekstil üretim zincirinde önemli istihdam imkanları ve katma değer sağlayan bir emtiadır (Telatar ve ark., 2002; Sayın ve Taşçıoğlu, 2003). Birleşmiş Milletler Sınai Kalkınma Örgütü (UNIDO) tarafından Gherzi Research (2005)'a yaptırılan bir araştırmaya göre, ham pamuk maliyet değer endeksi 100 olmak üzere, pamuklu tekstil üretim zincirinde meydana gelen katma değer artışı; lif pamuk aşamasında 115, iplik aşamasında 200, ham dokuma aşamasında 260, işlenmiş dokuma aşamasında 400 ve konfeksiyon imalatı aşamasındaki değer endeksi basit giysiler ile sofistike giysiler arasında kademeli olarak 900'den 1300'e kadar artabilmektedir (Anonymous, 2009).

Tekstil ve hazır giyim endüstrisi, Türkiye ekonomisi için kritik önem arz etmektedir. Çin'den sonra Avrupa Birliği'nin en büyük ikinci tekstil tedarikçisi olan Türkiye, aynı zamanda dünyanın en büyük tekstil ihracatçısı ülkeler arasında beşinci sırada yer almaktadır. Çin ve Hindistan gibi ülkelerin artan iç tüketimi ve üretim maliyetlerine bağlı olarak Türk tekstil ve hazır giyim ürünleri, ihraç pazarlarında daha rekabetçi bir konuma gelmektedir (Adams ve ark., 2014).

Çizelge 1.3. Tekstil ve Hazır Giyim Endüstrisi 2010 Yılı Temel Göstergeler

	Girişim Sayısı	Çalışan Sayısı	Üretim Değeri (Milyar TL)	Katma Değer (Milyar TL)
Tekstil Endüstrisi	19836	311644	44.7	8.9
Giyim Endüstrisi	50120	361923	33.6	6.5
İmalat Sanayindeki Payı (%)	23.3	26.3	14.9	15.5

TÜİK verilerine göre, tekstil ve giyim endüstrisinde toplam yaklaşık toplam 673.6 bin olan 2010 yılı istihdam sayısı (Çizelge 1.3; Anonim, 2014b), Sosyal Güvenlik Kurumu (SGK) verilerine göre, 2012 yılı sonu itibariyle tekstil endüstrisinde 430 bin ve giyim endüstrisinde 455 bin olmak üzere toplam 785 bin'e yükselmiştir (Anonymous, 2014b). Tekstil sektörünün GSMH içindeki payı yaklaşık % 10'dur (Anonim, 2014a). 2013 Yılı itibariyle 25.8 milyar dolan olan Türkiye'nin toplam tekstil ve hazır giyim ihracatı, 2014 yılında % 8 artış kaydetmiş ve 27.6 milyar dolar olarak toplam ihracatın % 17.5'ini karşılamıştır (Sirtioglu ve Paulson, 2015). Pamuklu hazır giyim ürünlerinin, 25.8 milyar dolarlık toplam tekstil ve hazır giyim ihracatı içersindeki payı 10.1 milyar dolar ile % 39'dur (Anonymous, 2014d).

Ülkemizdeki tekstil endüstrisi ürettiği yüksek katma değerli ürünler için yüksek kaliteli pamuk talebinde bulunmaktadır. Toplam pamuk üretimi bu talebi karşılayamamakta ve Türkiye yıllık ortalama 500 bin ton lif pamuk ithalatıyla giderek net ithalatçı konumuna gelmektedir (Anonim, 2014a). 2012 yılında Türkiye'de 542 bin hektar alanda pamuk ekimi yapılmış ve 955 bin ton lif pamuk elde edilmiştir. Buna karşılık, pamuk ithalatında Türkiye, Çin ve Bangladeş'ten sonra üçüncü sırada yer almaktadır (Özüdoğru, 2014).

Küresel tekstil lifi pazarında ağırlıklı bir paya sahip olan sentetik liflerin özellikle teknik tekstil ürünlerinde kullanılması neredeyse bir mecburiyet haline gelmektedir. Ülkemizde sınırlı bir sentetik elyaf üretim kapasitesi olmasına karşılık, iç talep karşılanamamaktadır. Zira Gümrük Birliği'nin getirdiği yükümlülükler nedeniyle, AB ülkeleri gibi Türkiye'de de sentetik elyaf ve iplik yatırımları desteklenmemektedir. Kısıtlı üretime bağlı olarak 1.1 milyar dolarlık sentetik ve suni elyaf ithalatı, Türkiye'nin toplam tekstil ithalatı içerisinde % 12'lik bir paya sahiptir (Anonim, 2014b).

Çin'in uygulamakta olan politikaların yol açtığı düşük seviyelerdeki pamuk fiyatları nedeniyle, Türkiye'de pamuk ekiminden beklenen seviyede kazanç elde edemeyen çiftçiler, şartlar elverdiği ölçüde pamuk yerine buğday ekimini tercih etmeye başlamışlardır (Sirtioglu ve Paulson, 2015). Türkiye'de pamuk ekim alanları,

dünya pamuk fiyatlarının yüksek olduğu 2011/12 döneminden beri azalmaktadır. Pamuk üretim maliyetlerindeki artışla birlikte pamuktan sağlanan gelirdeki azalma, birçok çiftçiyi, üretimlerini dönüştürmeye ve pamuk yerine buğday ve mısır gibi alternatif ürünlerin ekimine sevk etmektedir (Pandolph, 2014b).

WTO ve ICAC gibi uluslararası kuruluşların pamuk sektörünü olumsuz etkileyen devlet müdahalelerinin önlenmesine dair iradesine karşılık, ABD ve AB gibi gelişmiş ülkeler pamuk üretimine muazzam destekler sağlamayı sürdürmektedirler. ABD Tarım Bakanlığı tarafından sağlanan fonlarla Türkiye'deki bankalarca, ABD'den tarım ürünü ithal etmek koşuluyla kullandırılan GSM-102 kredileri toplamının % 30'u lif pamuk ithalatında kullanılmaktadır. Ülkemizde pamuğun herhangi bir dış ticaret aracı ile korunmaması (Anonim, 2014a), yerli pamuk üretimiyle birlikte çırçır-prese işletmelerini de tehdit etmektedir.

Türkiye'de verimdeki artışa rağmen ekim alanlarının buğday ve mısır gibi alternatif alanlara tahsis edilmesine bağlı olarak pamuk üretimi genel olarak azalmaktadır (Anonim, 2014a). Zira çiftçiler açısından üretim kararlarında en fazla belirleyici olan faktörün bir önceki dönemin fiyatları olduğu değerlendirilmektedir (Erdal ve Erdal, 2008).

Türkiye'de pamuk üretimindeki artışı canladırabilecek yegâne faktörün Güneydoğu Anadolu Projesi (GAP) olduğu düşünülmektedir. Hükümet 2008 yılında, ilave 780 bin hektar alanının sulanmasını sağlayacak GAP projesinin hızlandırılması ve beş yılda tamamlanması için 12 milyar dolar kaynak tahsis edildiğini açıklamıştır. Ancak Suriye'deki gelişmelerle birlikte sınıra yakın bölgelerde meydana gelen çatışmalar projenin yürütülmesini olumsuz etkilemektedir (Sirtioglu ve Paulson, 2015).

Süregelen iklim değişikliğine bağlı olarak, sulama suyunun azalması, özellikle Xinjiang (Sincan Uygur Özerk Bölgesi-Çin), Pakistan, Avustralya ve ABD'nin batı bölgelerinde pamuk üretimini, ısı artışı ise özellikle Pakistan'da pamuk verimini baskı altına alarak olumsuz etkilemektedir. Sıcaklık artışının sınırlı kaldığı diğer

bölgelerde ise pamuk ekim mevsiminin uzaması ve bitki gelişiminin hızlanması gibi olumlu yansımalar olacağı değerlendirilmektedir. Keza iklim değişikliğinin, Sarı Nehir bölgesi (Çin), Hindistan, güneydoğu ABD ve Türkiye'nin güneydoğusunda yağış miktarlarını olumlu yönde etkilemesi beklenmektedir (Anonymous, 2011; Ton, 2011).

1.2.1. Türkiye Pamuk Arzı, Kullanımı ve Ekim Alanları

Uluslararası Pamuk İstişare Kurulu (ICAC)'ın "2014 Yılı Türkiye Ülke Raporu" na göre, Türkiye'deki toplam iş gücünün %23-26'sı halen tarım veya tarımla ilgili alanlarda istihdam edilmektedir. Ortalama büyüklüğü 6 hektar olan 4 milyon çiftlik birimi tarım sektöründe faaliyet göstermektedir. Doğrudan ve dolaylı istihdam alanları da dikkate alındığında Türkiye'de pamuk, halen birçok insanın temel gelir kaynaklarından birini teşkil etmektedir (Anonymous, 2014d).

Pamuk tarımına elverişli ekolojik şartlara sahip ülkelerden biri Türkiye'dir. Özellikle Ege, Güneydoğu, Akdeniz ve bir kısım Doğu ve Orta Anadolu illerinde pamuk yetiştirilmektedir (Miran, 2005). Ancak Türkiye'de genetik olarak zararlılara karşı toleransı geliştirilmiş veya korunması sağlanmış aktarma genli (GDO) pamuk çeşitlerinin ekimine izin verilmemektedir. Bununla birlikte 2006 yılında havadan ilaçlamanın yasaklanması nedeniyle pamuk zararlıları özellikle Ege ve Çukurova bölgelerinde üreticileri olumsuz etkilemektedir (Sirtioglu ve Paulson, 2015).

Türkiye'nin birçok bölgesinde pamuk ekimi 15 Mart ortası – 15 Mayıs arasında yapılmakta, Ağustos ortalarında başlayan hasat mevsimi kasım ayı boyunca sürebilmektedir (Sirtioglu ve Paulson, 2015). Türkiyede pamuk çiftlik birimi ortalama arazi büyüklüğünün yaklaşık 9.5 hektar olduğu ve pamuk hasadının %75'inin makineyle, % 25'inin ise el ile yapıldığı değerlendirilmektedir (Paggi, 2014).

Ege bölgesinde pamuğun % 90'ı, Çukurova bölgesinde % 70'i ve Güney Doğu Anadolu bölgesinde % 45'i makineyle toplanmaktadır. Pamuk hasadında işçi

teminindeki güçlük, artan işçilik maliyetleri, el ile toplamanın neden olduğu gecikme ve kayıplar pamuk hasat makinelerinin talebinin yükselmesine yol açmaktadır. Türkiye'de kütlü pamuğun tohumundan ayrıştırılarak lif pamuğa dönüştürüldüğü roller-gin ve saw-gin tipi tesislerin sayısının 500 civarında ve ortalama lif randımanının Ege bölgesinde % 41, GAP bölgesinde % 39 ve Çukurova bölgesinde % 38 olduğu değerlendirilmektedir. Çırçırlama işleminden sonra elde edilen lifler, eksper tarafından sınıflandırılmakta ve sertifikalandırılmaktadır (Sirtioglu ve Paulson, 2015).

Türkiye'de preslenerek balya haline getirilen lif pamuklar ortalama 210-215 kg. ağırlığındadır. Pamuk balyalarının ambalajlanmasında çember, paslanmaz tel, kanaviçe veya pamuklu bez kullanılmaktadır (Anonim, 2015a). Türkiye'de üretilen pamuğun sınıflandırılması ve standardizasyonu, 2001 yılında yayınlanan ve 2009 yılında güncellenen "Preslenmiş Pamukların Standardizasyonuna İlişkin Tebliğ" ile düzenlenmektedir (Sabır ve Güzel, 2010). Standartları belirlenen pamuğun emniyetli ve sağlıklı koşullarda depolanmasını ve ürün senetleri vasıtasıyla ticaretinin kolaylaştırılmasını sağlamak amacıyla 10.02.2005 tarihli "Tarım Ürünleri Lisanslı Depoculuk" kanunu ve bu kanuna dayanan 12.04.2013 tarihli "Pamuk Lisanslı Depo Tebliği" yürürlüğe girmiştir.

Gıda Tarım ve Hayvancılık Bakanlığı ile TÜİK verilerine göre, Türkiye'nin pamuk ekim alanları, lif pamuk üretimi ve lif pamuk verimi sırasıyla; 1930 yılında 275 bin hektar, 51.4 bin ton, 187 kg/ha, 1940 yılında 325 bin hektar, 77 bin ton, 238 kg/ha, 1950 yılında 448.5 bin hektar, 118 bin ton, 264 kg/ha, 1960 yılında 621 bin hektar, 175.5 bin ton, 283 kg/ha ve 1970 yılında 527.6 bin hektar, 400 bin ton ve 758 kg/ha olarak gerçekleşmiştir. 1925-2013 periyodunda, pamuk verimindeki önemli artışa karşılık pamuk ekim alanları 757.4 bin hektara çıktığı 1995 yılı ve 760 bin hektarla zirve yaptığı 1998 yılından sonra düşüş trendine girmiştir.

Çizelge 1.4. Türkiye Pamuk Ekim Alanları, Üretim ve Verim (1980-2013)

Yıllar	Pamuk Ekim Alanı (Bin Hektar)	Kütlü Pamuk Üretimi (Bin Ton)	Kütlü Pamuk Verimi (Kg/ha)	Lif Pamuk Üretimi (Bin Ton)	Lif Pamuk Verimi (Kg/ha)
1980	672	1300	1935	500	744
1985	660	1347	2041	660	785
1990	641	1702	2654	641	1021
1995	757	2224	2938	851	1125
2000	654	2261	3456	880	1345
2005	547	2240	4096	864	1580
2006	591	2550	4317	977	1654
2007	530	2275	4290	868	1637
2008	495	1820	3677	673	1360
2009	420	1725	4107	638	1519
2010	481	2150	4473	817	1700
2011	542	2580	4760	955	1762
2012	488	2320	4749	858	1756
2013	451	2250	4990	878	1947

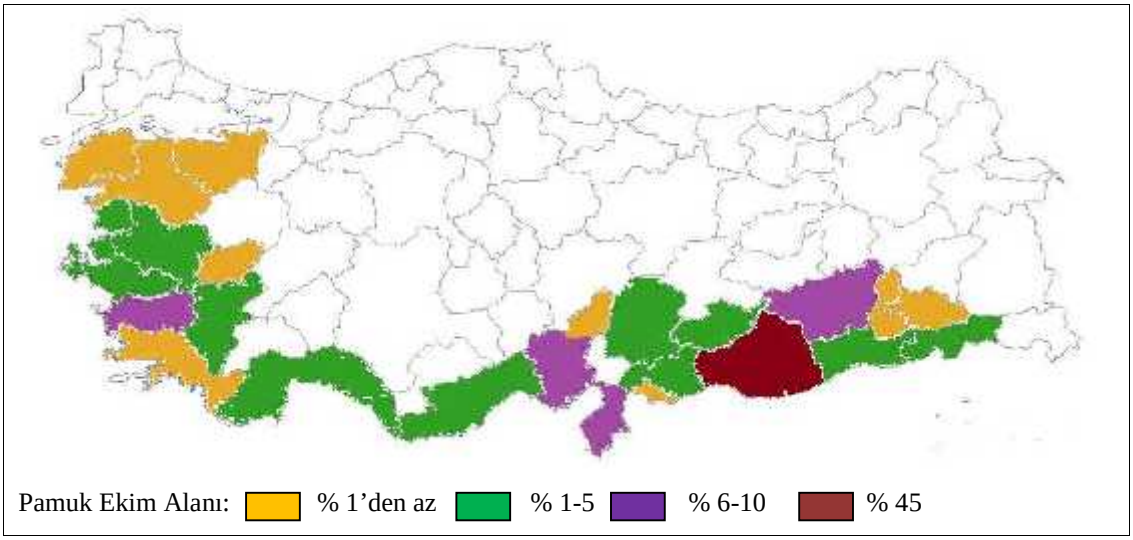
TÜİK ve Özüdoğru (2014) verileri kullanılarak elde edilen Çizelge 1.4'de görüldüğü gibi, 1980-2013 periyodunda pamuk ekim alanları pamuk fiyatlarının mısır ve buğday gibi alternatif ürünlerin fiyatlarına göre düşük seviyede kalmasının etkisiyle azalan dalgalı bir seyir izlerken, aynı periyotta kütlü pamuk üretim miktarı % 73, lif pamuk üretimi % 75.6, kütlü pamuk verimi % 157.9 ve lif pamuk verimi %161.7 nispetinde artış göstermiştir. Anılan dönemde lif pamuk üretiminin ve lif pamuk veriminin kütlü pamuk üretim ve verimine nazaran daha yüksek hızda artış kaydetmesinin, genel olarak lif pamuk randımanındaki (lif pamuk/kütlü pamuk-fire) olumlu gelişmelerden kaynaklandığı değerlendirilmektedir.

Türkiye'de pamuk verimindeki olumlu gelişmeler, çiftçilerin artan deneyimine bağlı olarak daha rasyonel teknikler uygulaması, daha geniş tarlalarda ekim yapılması ve makine-teçhizat kullanımının artması gibi faktörlerin etkisiyle devam etmektedir. Türkiye Hükümeti bölünmüş arazilerin toplulaştırılması yönünde çabalarını artırmakta, böylece ölçek ekonomisinin getirisinden daha fazla istifade edilirken, daha iyi tarım teknikleri de uygulanabilmektedir. Bununla birlikte sertifikalı tohum kullanımının artması verimdeki artışı olumlu yönde etkilemektedir (Sirtioglu ve Paulson, 2015). 2013/14 dönemi dâhil son yedi sezon ortalamalarına göre Türkiye, dünya pamuk verimi sıralamasında altıncı, önemli pamuk üreticisi

ülkeler arasında Çin ve Brezilya'dan sonra en yüksek pamuk verimine sahip üçüncü ülke konumdadır (Anonymous, 2014a).

Türkiye'de pamuk, Güneydoğu Anadolu (GAP), Ege ve Çukurova bölgeleri olmak üzere başlıca 3 bölgede üretilmekte, bunun yanı sıra az da olsa Antalya civarında pamuk ekimi yapılmaktadır. Bu bölgelerde en çok pamuk ekimi yapılan iller arasında Şanlıurfa, Aydın, Adana, Hatay ve İzmir ilk sıralarda yer almaktadır. 2010/11 dönemi itibariyle bu illerde üretilen 638 bin ton lif pamuk, Türkiye'nin toplam lif pamuk üretiminin (817 bin ton) % 78'ini karşılamıştır (Başal ve Sezener, 2012).

GAP Bölgesindeki pamuk ekim alanları, 1980-2010 periyodunda sulamaya açılan alanların artmasına bağlı olarak % 8'den % 60'a yükselmiştir. 32 milyar dolarlık kamu harcamasıyla yatırımına devam edilen GAP Projesi, Fırat ve Dicle nehirleri arasında yer alan verimli toprakları kademeli olarak sulanabilir hale getirmektedir. Projenin tamamlanmasıyla birlikte 1.7 milyon hektar tarım alanının sulamaya açılması planlanmaktadır (Başal ve Sezener, 2012).



Şekil 1.14. Türkiye'de Pamuk Ekim Alanlarının İllere Göre Dağılımı (2013/14)

Şekil 1.14'de görüldüğü gibi 2013/14 dönemi itibariyle Türkiye'deki pamuk ekim alanlarının % 45'i Şanlıurfa'da yer almaktadır. Aynı dönem itibariyle Türkiye'deki 451 bin hektarlık toplam pamuk ekim alanların % 63'ü GAP Bölgesinde, % 18'i Çukurova Bölgesinde, % 18'i Ege Bölgesinde ve % 1'i Antalya'da yer almaktadır (Özüdoğru, 2014).

Pamuk üretim maliyetlerindeki artışla birlikte pamukla rekabet halindeki buğday ve mısırın nispi fiyat/maliyet oranınındaki artış, Çukurova bölgesindeki pamuk ekim alanlarının 1980'lerin başından itibaren kademeli olarak 350 bin hektardan 103 bin hektara gerilemesine yol açmıştır. Antalya'da artan turizm yatırımları ve konut alanlarının yanı sıra bahçe bitkilerine ilginin artması, pamuk ekim alanları üzerinde baskı oluşturmaktadır. Ege bölgesinde ise rakip ürünlerin getirisindeki nispi artışa bağlı olarak pamuk ekim alanları son 30 yılda, 80 bin hektar ile 250 bin hektar arasında dalgalanma göstermektedir (Başal ve Sezener, 2012).

Gıda Tarım ve Hayvancılık Bakanlığı ile TÜİK verilerine göre, 2013/14 sezonunda elde edilen toplam 878 bin ton lif pamuğun % 58'i Güneydoğu Anadolu Bölgesinde, % 20'si Çukurova Bölgesinde, % 20'si Ege Bölgesinde ve % 2'si Antalya'da üretilmiştir. Pamuk ekim bölgelerine göre lif pamuk üretim veriminde Antalya 2130 kg/ha ile ilk sırada yer alırken, Çukurova 2000 kg/ha ile ikinci, GAP 1840 kg/ha ile üçüncü ve Ege 1730 kg/ha ile son sırada yer almaktadır. 2013/14 sezonu itibariyle 203 bin hektar pamuk ekim alanına sahip olan Şanlıurfa, Türkiye'nin toplam 451 bin hektarlık pamuk ekim alanının %45'ini tek başına karşılamaktadır. Aynı dönem itibariyle Şanlıurfa 948.5 bin ton kütlü pamuk ve 369.7 bin ton lif pamuk üretimiyle, Türkiyenin toplam kütlü ve toplam lif pamuk üretiminin % 42'sini yine tek başına karşılamıştır. Şanlıurfa'nın kütlü pamuk verimi 4660 kg/ha ve lif pamuk verimi 1820 kg/ha ile Türkiye ortalamasının altında bulunmaktadır.

Şanlıurfa, organik pamuk üretimi itibariyle de Türkiye'nin en önemli ilidir. 2005 ve 2012 yılları arası 8 dönem ortalamasına göre Türkiye'nin toplam organik lif pamuk üretimi 40.4 bin tondur. Bu periyotta en yüksek ekim alanı ve üretim miktarı

sırasıyla 13 bin hektar ve 68.3 bin ton ile 2008 yılında gerçekleşirken 2012 yılı itibariyle toplam ekim alanı 6.9 bin hektar ve üretim miktarı da 31 bin tona gerilemiştir. 2012 yılı itibariyle toplam organik lif pamuk üretiminin % 69'unu Şanlıurfa karşılamıştır. Bu dönem itbariyle Türkiye'deki sertifikalı organik pamuk çiftçisi sayısı 311 olarak gerçekleşmiştir (Özüdoğru, 2014). "Bereketli Hilal", "Yukarı Mezopotamya" ve "Medeniyetler Beşiği" olarak ta zikredilen Şanlıurfa'nın yer aldığı bölge, tarih boyunca Anadolu'yu Mezopotamya'ya bağlayan bir köprü rolü üstlenmiştir (Paggi, 2014).

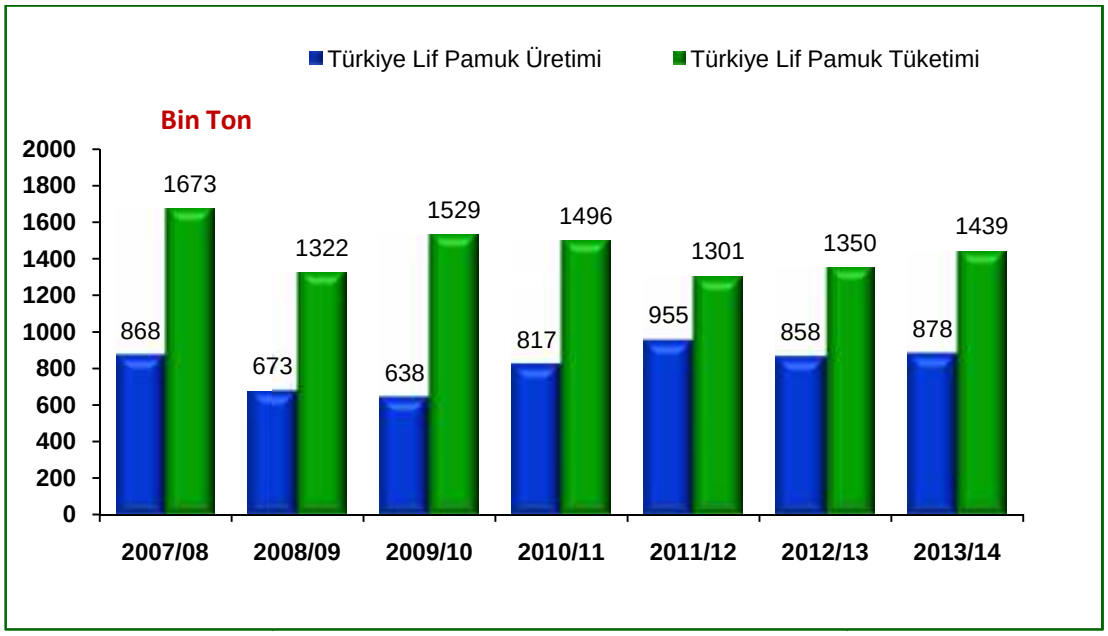
140 bin hektar sulanabilir araziye sahip Harran Ovası, GAP Bölgesindeki pamuk ekim alanlarının kalbi konumundadır. Harran Ovası'ndaki tahminen 15 bin hektar alan hatalı sulama uygulamaları nedeniyle tuzlanmadan etkilenmiş ve çoraklaşma riskiyle karşı karşıya kalmıştır. Bununla birlikte, aşırı sulamanın yol açtığı yer altı su seviyesindeki artışın pamuk ekim alanlarına fazla zarar vermesine mani olmak için drenaj kanalları inşa edilmiştir. Hükümet, su kaybının ve çevre problemlerin önlenmesi amacıyla yöre çiftçilerinin modern damla sulama sistemi kurmalarını teşvik etmekte, bu yönde mali ve teknik destekler sağlamaktadır. Yine su kaybını asgari seviyeye indirmek için açık sulama kanallarının yerine, yer altı kapalı sulama sistemi inşa çalışmaları da sürmektedir (Sirtioglu ve Paulson, 2015).

Çizelge 1.5. Türkiye Pamuk Arzı ve Kullanımı (Bin Ton)

	2007/08	2008/09	2009/10	2010/11	2011/12	2012/13	2013/14
Ekim Alanı (Bin Hektar)	530	495	420	481	542	488	451
Kütlü Pamuk Üretimi	2275	1820	1725	2150	2580	2320	2250
Kütlü Pamuk Verimi (kg/ha)	4290	3677	4107	4473	4760	4749	4990
Lif Pamuk Verimi (kg/ha)	1637	1360	1519	1700	1762	1756	1947
ARZ (Lif Pamuk)							
Üretim	868	673	638	817	955	858	878
İthalat	711	635	956	729	519	804	973
Dönem Başı Stok (1 Ağustos)	550	375	331	363	381	520	785
Toplam Arz	**2129**	**1683**	**1925**	**1909**	**1855**	**2182**	**2636**
KULLANIM (Lif Pamuk)							
Yurt İçi Tüketim	1673	1322	1529	1496	1301	1350	1439
İhracat	81	30	33	32	65	47	46
Toplam Kullanım	**1754**	**1353**	**1563**	**1528**	**1366**	**1397**	**1450**
Dönem Sonu Stok (31 Temmuz)	375	331	363	381	489	785	1151
Stok/Kullanım Oranı (%)	22	25	24	25	38	58	82
Cotlook A Endeksi (USD/kg)	1.40	1.57	1.38	2.28	3.33	1.97	1.99
İTB Standart-1 (TL/kg)	2.01	2.15	2.25	3.76	5.27	3.49	3,91

Özüdoğru (2014), Anonymous (2014a), Anonymous (2014d), Anonymous, (2014g), Anonymous (2014h), TÜİK, Dünya Bankası ve İzmir Ticaret Borsası verilerinden hareketle elde edilen Çizelge 1.5'de Türkiye pamuk arzı ve kullanımı bilgileri dışında kütlü pamuk üretimleri ve verimleri de gösterilmektedir. 2007/08 ve 2013/14 arası 7 dönem ortalamalarına göre; Türkiye lif pamuk arzı ortalaması 2.05 milyon ton olarak, aynı dönem dünya lif pamuk arzı ortalamasının (46.41 milyon ton) % 4.41'ine, lif pamuk kullanımı ortalaması 1.49 milyon ton olarak, dünya lif pamuk kullanımı ortalamasının (32.78 milyon ton) % 4.54'üne tekabül etmektedir.

Çizelge 1.5.'de yer alan diğer verilerin son 7 dönem ortalamasının, dünyanın son 7 dönem ortalaması içersindeki payı itibariyle; pamuk ekim alanları % 1.48, kütlü pamuk üretimi % 3.04, kütlü pamuk verimi % 205, lif pamuk verimi % 216, lif pamuk üretimi % 3.20, lif pamuk tüketimi % 5.95, lif pamuk ihracatı % 0.56, lif pamuk ithalatı % 8.9, dönem başı stok % 3.8 ve dönem sonu stok % 4.07 olarak hesaplanmaktadır.



Şekil 1.15. Türkiye Lif Pamuk Üretimi ve Tüketimi (Bin Ton)

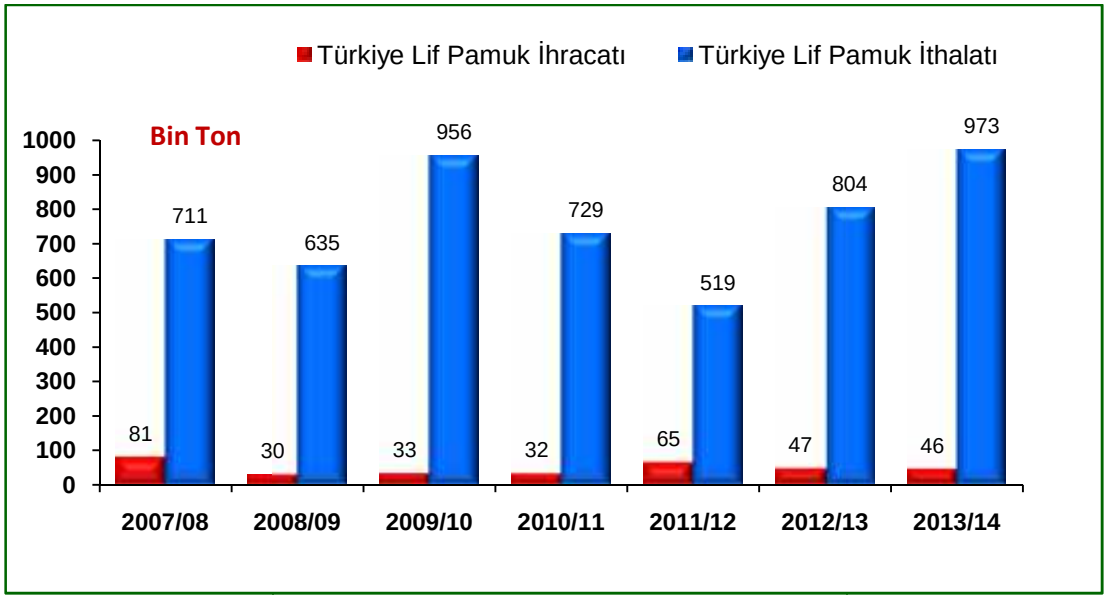
Anonymous (2014a), Anonymous (2014d), Anonymous (2014g), Anonymous (2014h) ve Özüdoğru (2014) verilerinden hareketle elde edilen Şekil 1.15'de

görüldüğü gibi, pamuk üretiminin pamuk tüketimini karşılama oranı, 2012/13 sezonunda % 63.5 ve 2013/14 sezonunda % 61 olarak gerçekleşmiştir.

2010/11 Sezonu itibariyle Türkiye pamuk üretiminin tüketimi karşılama oranı %54 iken 2011/12 sezonunda üretimde meydana gelen %17 oranındaki artış sonucu %73'e yükselmiştir. Bu dönemde iç talebi karşılamak amacıyla 519 bin ton lif pamuk ithal edilmiştir. 2011 Yılı lif pamuk ithalatında ABD % 69 ile ilk sırayı alırken, Brezilya % 8'lik payla ikinci, Yunanistan % 7 ile üçüncü sırada yer almaktadır (Özüdoğru, 2014). Türkiye'nin 2013/14 sezonunda ithal ettiği 973 bin ton lif pamuğun % 52.2'si ABD, % 16.2'si Türkmenistan ve % 11'i Yunanistan'dan tedarik edilmiş, anılan sezon itibariyle lif pamuk ithalatının parasal değeri 1.8 milyar USD olarak gerçekleşmiştir (Anonim, 2015a).

Türkiye pamuk üretimi, dünyadaki başlıca pamuk üreticisi diğer ülkelere kıyasla daha fazla oynaklık göstermektedir. 1980 yılında 500 bin ton olan lif pamuk üretimi, 2000'lerin başında 900 bin tona yükselmiş, 2009 yılında 638 bin tona düşmüş, akabinde 2011 yılında 955 bin tona yükselen üretim takip eden dönemlerde bir kez daha azalmaya başlamıştır. Üretimdeki bu oynaklığın, pamukla rekabet halindeki zirai ürünlerin fiyatlarıyla birlikte pamuk sektörüne sağlanan sübvansiyonlardaki değişimden kaynaklandığı değerlendirilmektedir (Anonymous, 2014b).

Lif pamuk üretimi itibariyle dünyada sekizinci sırada yer alan Türkiye için pamuk, yerli sanayi sektörü kadar iç ve dış ticaret için de önem arz etmektedir. Bununla birlikte azalan pamuk üretimine bağlı olarak iç talebi karşılayamayan Türkiye, Çin'den sonraki en önemli pamuk ithalatçısı ülke konumuna gelmektedir (Anonymous, 2014d).



Şekil 1.16. Türkiye Lif Pamuk İhracatı ve İthalatı (Bin Ton)

Anonymous (2014a), Anonymous (2014d), Anonymous (2014g), Anonymous (2014h) ve Özüdoğru (2014) verilerinden hareketle elde edilen Şekil 1.16'da görüldüğü gibi, 2007/08 ve 2013/14 arası son 7 dönem ortalamalarına göre Türkiye'nin lif pamuk ihracatı 47.7 bin ton, lif pamuk ithalatı ise 761 bin ton olarak hesaplanmaktadır.

2013/14 sezonu itibariyle Türkiye 973 bin ton lif pamuk ithalatıyla dünyadaki toplam lif pamuk ithalatının (8.98 milyon ton) % 10.8'ini gerçekleştirerek, Çin (2.98 milyon ton) ve Bangladeş (987 bin ton)'ten sonra üçüncü sırada yer almıştır. Aynı dönem itibariyle Türkiye 46 bin ton lif pamuk ihracatı ile dünya toplam lif pamuk ihracatının (8.98 milyon ton) % 0.5'ini karşılamıştır (Anonymous, 2014g).

Türkiye'nin lif pamuk ithalatında önemli yer tutan ABD ve Yunanistan gibi tedarikçilerin pamuk üretimleri önemli ölçüde sübvansiyonlarla desteklenmekte, ayrıca ABD'den yapılan lif pamuk ithalatında GSM-102 kredileri oldukça etkili olmaktadır (Anonim, 2014a). Ortalama dünya pamuk fiyatları üzerinden hesaplandığında GSM-102 kredileri, ABD'nin yıllık lif pamuk ithalatının % 5'ine tekabül eden 100-200 bin ton pamuğun ihracatını teşvik etmektedir. GSM-102 kredilerini ABD menşeli lif pamuk ithalatında kullanan ülkeler arasında Türkiye ve

G.Kore ilk sıralarda yer almaktadır. 2011/12 ve 2012/13 sezonlarında Türkiye'nin ABD'den ithal ettiği ortalama lif pamuk miktarı sezon başına 373 bin ton olarak gerçekleşmiştir (Anonymous, 2014b). Türkiye Ekonomi Bakanlığı, ABD'den ithal edilen pamuk fiyatlarının gümrük vergilerini kapsamadığı gerekçesiyle 2014 Ekim ayında anti-damping soruşturması başlatmıştır (Adams ve ark., 2014; Anonymous, 2015a).

Ulusal para birimleri ABD Doları karşısında değer kaybetmeye başlayan ülkelerden 11'i net pamuk ihracatçısı ve 12'si ise net pamuk ithalatçısı ülkelerdir. İthalatçı ülkelerin ulusal para birimlerindeki kayıpları o ülkeler için, ABD para birimi cinsinden işlem gören Cotlook A endeksinin yükselmesi anlamına gelmektedir. Net pamuk ithalatçısı olan Türkiye, Türk Lirası'nın değer kaybını önlemek amacıyla 2014 Ocak ayında faiz oranlarını yükseltmiş ancak TL'nin değeri azalmaya devam etmiştir. 2013 Mart ayından itibaren Türk Lirası % 22 oranında değer kaybederken ithal pamuk fiyatları % 25 oranında yükselmiştir (Pandolph, 2014a).

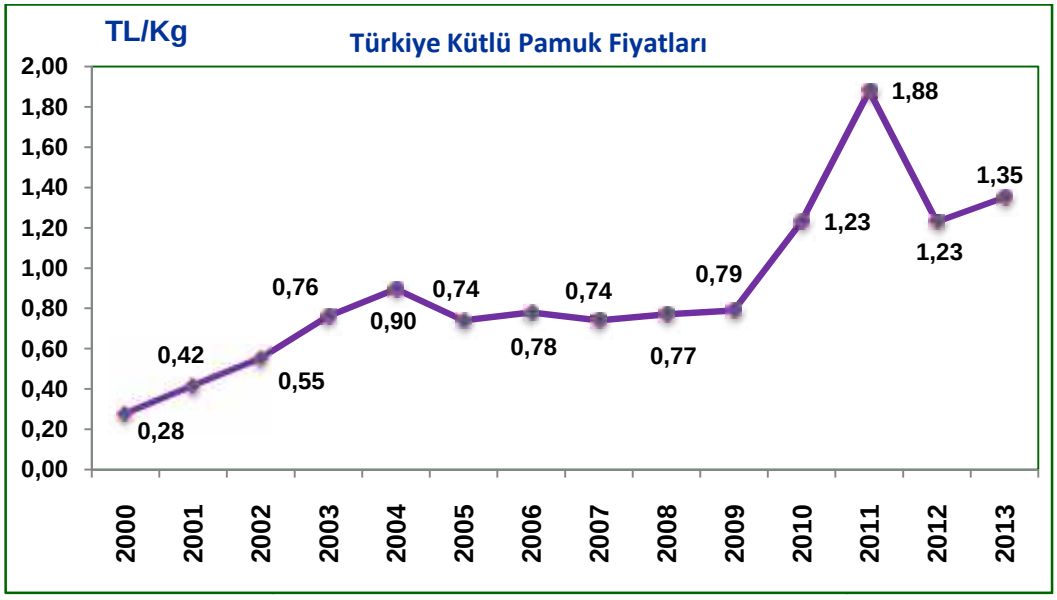
1.2.2. Türkiye Pamuk Fiyatları, Üretim Maliyetleri ve Pamuk Politikası

Dünyadaki pamuk ihracatına dair muameleler, uluslararası pamuk fiyatlarının göstergesi olarak kabul edilen ve Liverpool endeksi olarak da ifade edilen Cotlook endeksi baz alınarak düzenlenmektedir (Pandolph, 2014a). Liverpool'daki borsada Güneydoğu Anadolu Std.1 pamuğu "A" endeksine, Ege ve Çukurova Standart-1 pamukları ise "B" endeksine göre değerlendirilmektedir (Anonim, 2015a).

Türkiye'de ise pamuk fiyatları kütlü pamuk ve lif pamuk olarak iki kategoride belirlenmektedir. Çiftçi eline geçen kütlü pamuk fiyatlarının belirlenmesinde daha çok lif randımanı ve kontaminasyon (kirlenme) dikkate alınırken, lif pamuğun değerlendirilmesinde kontaminasyon ile birlikte liflerin inceliği, uzunluğu, mukavemet değerleri vs. gibi lifin toplam kalitesini oluşturan nitelikler göz önüne alınmaktadır (Anonim, 2014a). Türkiye'de dünyadaki pek çok uygulamadan farklı olarak kütlü pamuk piyasasında çırçır-prese işletmeleri daha etkin bir rol oynamaktadır. Örneğin ABD'de pamuk çiftçisi, çırçırlamayı bir maliyet unsuru

olarak kendi adına üstlenmekte ve pamuğunu lif olarak pazarlamaktadır. Oysa Türkiye'de üreticinin pamuğu çiğiti ile birlikte (kütlü pamuk olarak) daha çok çırçır-prese işletmelerince satın alınmaktadır (Hudson, 2010).

Çiftçilerin pamuk üretimi yönündeki kararlarını etkileyen temel faktörler, nispi rakip emtia fiyatlarıyla birlikte nispi üretim maliyetlerinin seviyesidir. Pamuk üretiminde girdi fiyatlarındaki artış, toplam maliyetlerin yüksekliği anlamına gelmekte ve bu durum pamuk üreticilerinin rekabet gücünü zayıflatmaktadır. Türkiye'de pamuk girdi fiyatları/ürün fiyatı rasyosunun üretici aleyhine artmasının yanı sıra sübvanse edilmiş pamuk ithalatındaki artış, pamuk fiyatlarının üretim maliyetlerini karşılamada yetersiz kalmasına yol açmaktadır. Pamuk fiyatlarının nispeten daha düşük olduğu dönemlerde artırılan, fiyatların yüksek olduğu dönemlerde ise azaltılan sübvansiyonlarla fiyat-maliyet farkı karşılanmaya çalışılmaktadır (Anonim, 2015a).



Şekil 1.17. Türkiye Kütlü Pamuk Fiyatları (TÜİK, 2014)

Gıda Tarım ve Hayvancılık Bakanlığı, 2000/01 sezonundaki kütlü pamuk alım fiyatlarını, Ege Standart-1 422 TL/kg, Çukurova Standart-1 400 TL/kg ve Güneydoğu Standart-1 410 TL/kg olarak açıklamıştır (Özüdoğru, 2003). TÜİK verilerinden hareketle elde edilen Şekil 1.17'de görüldüğü gibi, 2001 yılı itibariyle

ortalama kütlü pamuk fiyatları 420 TL/kg olarak gerçekleşmiştir. Türkiye'de kütlü pamuk fiyatları 2004 yılına kadar nispeten hızlı bir artış göstermiş, bu tarihten 2009 yılına kadar ise neredeyse yatay bir seyir izlemiştir. Küresel pamuk arz açığı ve Çin'in uyguladığı politikaların etkisiyle pamuk fiyatlarının dünya genelindeki ani artışına paralel olarak pamuk fiyatları Türkiye'de de 2011 yılında tarihi zirvesine ulaşmıştır.

Türkiye'de kütlü pamuk fiyatlarının belirlenmesinde destekleme alım fiyatları önemli bir rol oynamaktadır. Pamuk destekleme fiyatları 1986/87 sezonunda 5 kademeli olarak belirlenmiş, akabinde tek aşamada tespit edilmeye başlanmıştır. 1988 sonrası pamuk alımları birliklere bırakılmış, 1991 yılında yeniden destekleme kapsamına alınmıştır. 1994 yılında ise farklı bir destekleme aracı kullanılmaya başlanarak, pamukta ilk kez prim sistemi uygulanmıştır. 1993/94 döneminde uygulanan ve ara verilen prim sistemine 1998 yılında yeniden başlanmıştır. Ticaret Borsaları ve Tarım Satış Kooperatifleri Birliklerince (Tariş Pamuk Birliği, Çukobirlik ve Antbirlik) belirlenen değer üzerinden yapılan pamuk alımlarında baz alınan fiyatlar, uluslararası fiyatlar, borsa fiyatları, ihracat fiyatları ve fiyatlar genel seviyesindeki sürekli artış oranı göz önüne alınarak ve ayrıca üretim maliyet bedeline çiftçi kârı eklenerek Çukurova, Ege, Antalya Bölge ve yörelerinde farklı olarak belirlenmektedir (Anonim, 2014a).

Çizelge 1.6. Tarım Satış Kooperatifleri Birlikleri Pamuk Alım Miktarları ve Alım Fiyatları

	TARİŞ		ÇUKOBİRLİK		ANTBİRLİK	
DÖNEMLER	Miktar (Bin Ton)	Fiyat (TL/Kg)	Miktar (Bin Ton)	Fiyat (TL/Kg)	Miktar (Bin Ton)	Fiyat (TL/Kg)
2000/01	194.6	0.400	123.6	0.400	35.7	0.390
2001/02	257.2	0.680	153.3	0.565	28.5	0.680
2002/03	306.5	0.800	122.8	0.655	31.5	0.800
2003/04	249.4	1.010	65.0	0.900	28.0	1.000
2004/05	272.3	0.900	117.1	0.830	15.6	0.900
2005/06	160.4	0.830	74.8	0.740	10.0	0.950
2006/07	166.1	0.920	87.0	0.840	11.6	1.000
2007/08	117.5	1.000	82.8	0.830	10.1	1.110
2008/09	92.3	0.980	65.3	0.820	8.7	1.430
2009/10	28.9	1.018	8.8	0.880	10.0	1.540
2010/11	51.6	2.220	12.2	1.530	21.8	1.920
2011/12	43.8	1.440	35.9	1.590	28.2	1.510
2012/13	11.8	1.490	22.0	1.390	23.6	1.600
2013/14	22.8	1.900	20.6	1.770	18.0	2.050

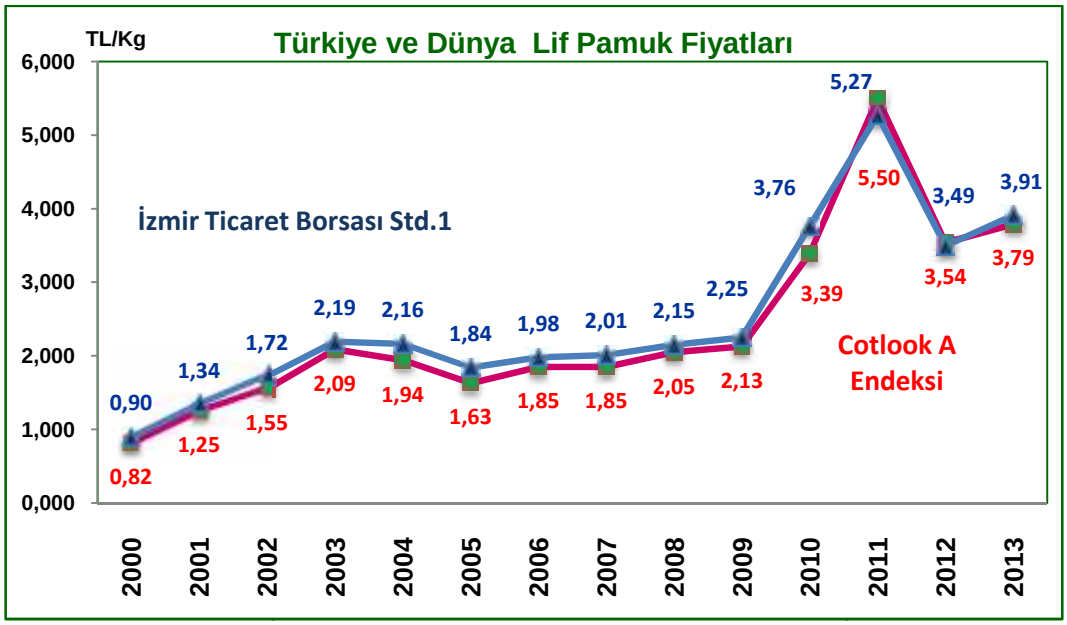
2000/01-2013/14 sezonları arasında Tarım Satış Kooperatifleri Birliklerince satın alınan lif pamuk miktarlarındaki ciddi düşüşler dikkat çekmektedir. Birliklerce satın alınan en yüksek lif pamuk miktarları 2000/01 ve 2004/05 dönemleri arasında gerçekleşmiş, 2004/05 döneminden itibaren alım miktarlarında ciddi azalışlar meydana gelmiştir. Birliklerce uygulanan alım fiyatları bölgeler arasında farklılıklar arz etmekte, Çukobirlik tarafından uygulanan alım fiyatlarının, diğer Birliklerce uygulanan fiyatlara nazaran daha düşük olduğu görülmektedir (Çizelge 1.6; Anonim, 2015a).

Dünyada olduğu gibi Türkiye'de pamuğa ilişkin problemlerin başında fiyat oluşumu gelmektedir. Zira pamuk fiyatlarının belirlenmesi hem üretici açısından ve hem de pamuğu girdi olarak kullanan sanayici açısından önem arz etmektedir. Uluslararası pazarda diğer ülkelerin ürünleriyle rekabet eden Türkiye tekstil ve hazır giyim endüstrisi dünya fiyatlarından girdi temin etmek istemekte, pamuk üreticisi de ürününü dünya fiyatlarından satmak istemektedir (Anonim, 2015a).

Türkiye'de zirai ürünlerin spot olarak işlem gördüğü ticaret borsaları (Anonim, 2015b) arasında spot pamuk fiyatlarının düzenli olarak oluştuğu tek borsa İzmir Ticaret Borsası (İTB)'dır. İzmir Ticaret Borsası pamuk korbeyinde her gün pamuk arz ve talebi piyasa koşullarında karşı karşıya gelmekte, oluşan cari piyasa fiyatı kamuoyuna ilan edilmektedir (Anonim, 2015a). Finansal ve tarımsal sözleşmelerin işlem gördüğü İzmir Ticaret Borsası bünyesindeki VOBAŞ (Vadeli İşlemler ve Opsiyon Borsası A.Ş.) ise Türkiye ekonomisinin küresel ekonomi ile bütünleşmesini (Anonim, 2015b) ve dolayısıyla pamuk fiyatlarının küresel pazar koşullarında oluşmasını sağlamak amacıyla kurulmuş (Anonim, 2015a) ve Şubat 2005'te faaliyete başlamıştır (Anonim, 2015b).

İTB'de Türkiye dışında üretilen pamukların ticareti de gerçekleştirilmekte, İTB'de oluşan pamuk ve üzüm fiyatları diğer borsalarca referans alınmaktadır. Dünya pamuk fiyatlarının temel göstergesi kabul edilen Cotlook A (Liverpool A) Endeksinin oluşumunda dikkate alınan fiyatlardan biri de İTB tarafından belirlenen Ege Std.1 pamuk fiyatıdır. Dünyanın az sayıdaki pamuk endekslerinden biri İzmir

Ticaret Borsası'nda kote edilen Ege Std.1 fiyatı baz alınarak oluşturulan ve 1996 yılından itibaren düzenli olarak yayımlanan İTB Std.1 pamuk endeksidir (Anonim, 2015b).



Şekil 1.18. Türkiye ve Dünya Lif Pamuk Fiyatları

Özüdoğru (2014), İTB ve TCMB (Hareketli Döviz Kurları Ortalamaları USD Satış Kuru) verilerinden hareketle elde edilen Şekil 1.18'de, 2000-2013 yılları arasında İzmir Ticaret Borsasında oluşan İTB Std.1 pamuk fiyatlarıyla, uluslararası pamuk fiyatlarının göstergesi olarak kabul edilen Cotllok A Endeksinin belirgin bir şekilde birlikte hareket etme eğiliminde olduğu görülmektedir. 2011, 2012 ve 2013 yılları dışında her iki fiyat arasındaki farkın az da olsa Türkiye pamuk fiyatları lehine oluştuğu, anılan son üç dönemde ise İTB Std.1 endeksinin, Cotlook A Endeksinin nispeten altında kalmasına rağmen küresel entegrasyonun artan etkisiyle dünya fiyatlarına daha yakınlaştığı gözlenmektedir.

2009/10 sezonuna 1.42 USD/kg ile başlayan uluslararası pamuk fiyatları (Cotlook A Endeksi) bu tarihten itibaren yükselmeye başlamış ve sezonu 1.89 USD/kg'dan kapatmıştır. 2010/11 sezonunun başında 1.71 USD/kg ile başlayan pamuk fiyatları, 2011 Mart ayında 5.06 USD/kg ile tarihi zirvesine yükselmiştir. Akabinde fiyatlar gevşemeye başlamış ve 2012 Temmuz ayında 1.85 USD/kg ve

2013 Aralık ayı itibariyle de 1.93 USD/kg olarak gerçekleşmiştir (Anonim, 2014a). Türkiye lif pamuk fiyatları 2013/14 döneminde de dünya pamuk fiyatlarıyla birlikte hareket etmeye devam etmiş, Ege Std.1 pamuk fiyatları 2013 Eylül ayında 2.23 USD/kg olarak gerçekleşmiş ve Aralık ayında 1.90 USD/kg fiyatına gerilemiştir (Sirtioglu ve Paulson, 2015).

Türkiye'nin iç pazarda oluşan lif pamuk fiyatları, uluslararası lif pamuk fiyatlarıyla mukayese edilebilmektedir. Ancak çiftçi eline geçen fiyatların kıyaslanabileceği uluslararası herhangi bir gösterge fiyatı oluşmamaktadır. Ayrıca iç piyasa yapılarının ülkeden ülkeye farklılık arz etmesi nedeniyle Türkiye'de kütlü pamuk satışlarında baz alınan fiyatların, ulaşılabilen veriler itibariyle pamuk üreticisi başlıca ülkelerden birindeki çiftçi eline geçen fiyatlarla doğrudan mukayesesi yapılamamaktadır. Örneğin, Türkiye'de çiftçi pamuğunu kütlü haliyle genellikle çırçır-prese işletmelerine satarken, ABD'deki üretici çırçırlama giderlerine de katlanmak suretiyle pamuğunu lif olarak pazarlamakta, yan ürün olarak elde edilen çiğiti de ayrıca satarak gelire dönüştürmektedir. Dolayısıyla ABD pamuk çiftçisinin eline geçen ve USD/kg olarak ifade edilen fiyat lif pamuğu, Türkiye'deki çiftçi eline geçen fiyat ise kütlü pamuğu temsil etmektedir. Bu nedenle Türkiye'de pamuk fiyatlarının yanı sıra üretim miktarlarının, veriminin ve üretim maliyetlerinin kütlü pamuk - lif pamuk ayırımı gözetilerek ifade edilmesi gerekmektedir.

Pamuk üretiminde ve girdi arz sistemlerindeki farklılıklar, çiftçilere sağlanan bedelsiz tohum dağıtımı, teknik danışmanlık hizmetleri, mali yardımlar gibi dolaylı ve dolaysız desteklerin çeşitliliği, pamuk üretim maliyetleri açısından da uluslararası bir mukayeseyi zorlaştırmaktadır (Chaudhry, 2001). Bununla birlikte pamuk üretimindeki temel harcamalar, ülkeler, bölgeler ve zaman belirtilmek suretiyle hesaplanabilmektedir. Zira konjonktürel dalgalanmalar, iklim koşulları, döviz kurları, arazi ölçeği, üretim tekniği, verim oranı ve uygulanan destek politikaları maliyetler üzerinde önemli etkilere sahip bulunmaktadır. Türkiye'de pamuk fiyatlarının oluşmasında belirleyici olan uluslararası pamuk fiyatlarıyla, ülkemizdeki pamuk üretim maliyetleri mukayese edildiğinde; birim maliyet/birim fiyat rasyosunun üreticiler için tatminkâr bir seviyede olmadığı değerlendirilmektedir.

Üretici açısından bakıldığında; pamuk üretimi, buğday ve mısır gibi alternatif ürünlerin üretimine kıyasla daha fazla harcama, bilgi ve çaba gerektirmektedir (Pandolph, 2014b). Pamuk üretiminde ihtiyaç duyulan gübre, pestisit ve akaryakıt miktarları dikkate alındığında pamuk üretim maliyetlerinin, buğday, mısır ve soya gibi alternatif ürünlere nazaran daha yüksek olduğu değerlendirilmektedir. Bunun yanı sıra ülkeler arasında değişmekle birlikte, tohum, sulama ve işçilik maliyetleri de pamuk üretimini etkileyen önemli faktörler arasında sayılmaktadır (Pandolph, 2013).

Yılmaz ve ark. (2005)'ın Antalya (Serik) bölgesi için 2001 yılında topladıkları verilerle yaptıkları bir çalışmaya göre; pamuk üretim maliyeti 1952.6 USD/ha'dır. Toplam maliyetin %61.74'ü değişken, % 38.26'sı sabit giderlerden teşekkül etmiştir. Hektar başına hesaplanan pamuk üretim maliyetinin % 20.26'sı işçilik giderleri, % 21.67'si ilaçlama gideri, % 19.49'u arazi kirası, % 11.52'si finansman gideri, % 9.91'i mazot gideri, % 5.53'ü gübreleme gideri, % 5.95'i amortisman gideri ve % 5.68'i diğer giderlerdir.

Ege Bölgesi'ni temsil etmek üzere en fazla pamuk üretiminin gerçekleştirildiği Aydın, İzmir ve Denizli illerindeki TARİŞ ortağı pamuk üreticilerinden 2011 yılı Temmuz-Ağustos döneminde toplanan verilerden hareketle Çobanoğlu ve ark. (2011) tarafından yapılan çalışmaya göre; pamuk üretimi için dekar başına çiftçi harcaması 718.21 TL/da olarak ve kütlü pamuk üretim maliyeti, % 60.75'i değişken ve % 36.21'i sabit giderlerler olmak üzere 1.59 TL/kg olarak hesaplanmıştır. Kütlü pamuk toplam üretim maliyetinin %26.72'si arazi kirası, %15.30'u işçilik giderleri, %13.68'i akaryakıt gideri, %9.15'i hasat makinesi ücreti, %8.61'i gübreleme giderleri, %5.65'i sabit kıymet amortismanı, %4.59'u ilaçlama giderleri, %4.16'sı sulama gideri, %2.95'i tohum giderleri ve % 9.19'u diğer giderlerden teşekkül etmiştir.

Tarımsal Ekonomi ve Politika Geliştirme Enstitüsü (TEPGE) tarafından 2010, 2011, 2012 ve 2013 yılları için hesaplanan Türkiye kütlü pamuk üretim ortalama maliyetleri detaylı bir şekilde Çizelge 1.7'de gösterilmektedir. Buna göre pamuk üretiminde dekar başına çiftçi harcamaları anılan yıllar itibariyle sırasıyla 487.8

TL/da, 596.6 TL/da, 666.8 TL/da ve 668.3 TL/da olarak, 1 Kg. kütlü pamuk üretim maliyeti ise yine anılan yıllar itibariyle sırasıyla 1.09 TL/kg, 1.25 TL/kg, 1.40 TL/kg ve 1.34 TL/kg olarak hesaplanmaktadır.

Çizelge 1.7. Türkiye'de Kütlü Pamuk Üretim Maliyeti (TL/da)

	2010	2011	2012	2013
A) Toprak Hazırlığı Giderleri	43,8	83,1	61,4	41,9
B) Ekim Giderleri	17,7	24,5	27,0	24,4
C) Gübreleme Giderleri	69,1	88,7	99,0	87,1
D) İlaçlama Giderleri	44,9	47,9	59,0	46,0
E) Sulama Giderleri	68,6	105,5	95,4	66,1
F) Bakım Giderleri	39,9	49,8	57,8	43,6
G) Hasat Harman Giderleri	106,6	103,0	131,1	121,1
H) Diğer Değişen Masraflar	0,8	2,8	1,2	1,0
I) Değişken Masraflar Toplamı	391,4	505,3	531,9	431,2
I.1) Sermaye Faizi Giderleri	25,4	12,6	37,2	34,5
J) Toplam Değişken Masraflar (I+I.1)	**416,8**	**517,9**	**569,1**	**465,7**
K) Toplam Sabit Masraflar (K1+K2+K3)	71,0	78,7	97,7	202,6
K.1) Tarla Kirası Giderleri	58,5	63,0	80,0	188,2
K.2) Genel İdari Giderler	12,5	15,5	17,1	14,0
K.3) Ürün Sigortası Giderleri	0,0	0,2	0,6	0,4
L) Toplam Üretim Masrafları (J+K)	**487,8**	**596,6**	**666,8**	**668,3**
M) Verim (Kg/da)	448,0	476,0	474,0	499,0
N) Satış Fiyatı (TL/kg)	**1,23**	**1,88**	**1,23**	**1,35**
O) Yan Ürün Verimi (Kg/da)	0,0	0,0	12,7	5,0
P) Yan Ürün Satış Fiyatı (TL/kg)	0,0	0,0	0,0	0,2
R) Ana Ürün Geliri (MxN)	551,0	894,9	583,0	674,7
S) Yan Ürün Geliri	0,0	0,0	0,2	0,1
T) Gayri Safi Üretim Değeri (R+S)	551,0	894,9	583,2	674,8
U) Ana Ürün İçin Yapılan Masraflar Toplamı (L)	487,8	596,6	666,8	668,3
V) Kütlü Pamuk Maliyeti (U/M) (TL/kg)	**1,089**	**1,253**	**1,407**	**1,339**

Aynı dönemler için kilogram başına kütlü pamuk üretim maliyetleri ve kütlü pamuk satış (çiftçi) fiyatı mukayese edildiğinde; birim maliyet/birim satış fiyatı rasyosu 2010 yılında 0.89, 2011 yılında 0.67, 2012 yılında 1.14 ve 2013 yılında 0.99 olarak hesaplanmaktadır. Uluslararası fiyatlarla birlikte artan iç piyasa fiyatlarına bağlı olarak 2011 yılında çiftçi kârı maksimum seviyeye çıkarken, aksine fiyatların

düştüğü ve maliyetlerin yükseldiği 2012 yılında satış fiyatları maliyetlerin çok altında kalmıştır. 2013 Yılı itibariyle kütlü pamuk fiyatları başa baş noktasına yakın seviyelerde gerçekleşmiştir.

Hükümet tarafından 2011 yılında pamuk üreticilerine ödenen fark ödemesi (prim), sertifikasız tohum kullananlar için 0.35 TL/kg, sertifikalı tohum kullananlar için ise 0.42TL/kg olarak belirlenmiştir. 2012 Yılından itibaren sadece sertifikalı tohum kullanan pamuk üreticilerine fark ödemesi yapılmaya başlanmıştır. Sertifikalı tohum kullanan çiftçilere verilen pamuk primi 2012 yılında 0.460 TL/kg (Özüdoğru, 2014) ve 2013 yılında 0.550 TL/kg olarak uygulanmıştır (Anonim, 2015c). Uluslararası Pamuk İstişare Kurulu (ICAC)'nun verilerine göre, Türkiye'deki pamuk üretiminin yaklaşık % 90'ı sertifikalı tohumla yapılmaktadır. Türkiye'de pamuk üreticilerine ödenen desteklerin toplamı 2012 yılında 488 milyon USD olarak gerçekleşmiş, 2013 yılında ekim alanlarındaki azalmaya bağlı olarak 454 milyon USD seviyesine gerilemiştir (Guitchounts, 2014).

2013 Yılında kütlü pamuk verimi 499 Kg/da, üretim maliyeti 1.34 TL/kg ve satış fiyatı 1.35 TL/kg olarak hesaplanmıştır. 2013 yılında hükümetin pamuğa sağladığı desteklerin toplamı, 0.550 TL/kg'ı fark ödemesi (prim), 0.005 TL/kg'ı toprak analiz desteği, 0.015 TL/kg'ı gübre ve 0.015 TL/kg'ı mazot desteği olmak üzere 0.585 TL/kg olarak gerçekleşmiştir. Dolayısıyla kütlü pamuk üretimi için 2013 yılı Destek Maliyet Oranı % 43.6 olarak hesaplanmaktadır. Bu oran 2013 yılı buğday üretimi için % 23.58 ve mısır üretimi için % 12.15 olarak hesaplanmaktadır (Anonim, 2015c).

Türkiye'de pamuk fiyatları, buğday fiyatlarına nazaran düşmeye devam etmekte, girdi fiyatları ile pamuk satış fiyatı mukayese edildiğinde birim pamuk miktarı ile satın alınabilen girdi miktarında azalma olduğu gözlenmektedir. Diğer taraftan stratejik önemi bulunan pamuk kullanımında ithalata bağımlı hale gelen Türkiye, pamuk üretiminin sürdürülebilirliğini sağlamak için prim ödemesi uygulamasına başlamıştır (Yavuz, 2005). Fark ödemesi olarak da ifade edilen prim sistemi uygulamasının asıl amacı, arz açığı olan ürünleri yetiştiren çiftçileri

desteklemektir (Erdal ve Erdal, 2008). Prim uygulamasında, üretim ve pazarlama maliyetlerini kapsayan hedef fiyat ile uluslararası dünya fiyatlarını temsil eden İzmir Ticaret Borsası Ege Std 1 pamuğu fiyatı arasındaki fark çiftçiye prim (fark ödemesi) olarak ödenmektedir (Yavuz, 2005; Erdal ve Erdal, 2008).

Zirai üretime yönelik girişimler, gerek üretim ve gerekse fiyat oluşumunda tabiatı gereği ciddi belirsizlikler barındırmaktadır. Yine tarım ürünleri, nispeten daha düşük arz ve talep esnekliklerine sahiptir. Bununla birlikte üretim periyodunun diğer ürünlere nazaran daha uzun olması, sermaye devir oranının düşüklüğü ve düzenli bir piyasanın olmayışı; zirai üretimin, faaliyetlerin sürdürülebilirliği açısından desteklenmesini mecburi kılmaktadır (Dellal ve ark., 2007; Erdal ve Erdal, 2008). Diğer sektörlere nazaran daha fazla risk barındıran zirai faaliyetler, gelişmiş ülkeler başta olmak üzere bütün ülkelerde muhtelif politika araçlarıyla üretim-tüketim zinciri kapsamında desteklenmekte ve tarım sektörüne destek anlamında müdahale edilmektedir (Yavuz, 2005; Dellal ve ark., 2007; Erdal ve Erdal, 2008).

Dünyadaki pamuk üreticisi ülkelerin, sadece fiyat ve gelir destek araçlarını kapsayan (krediler ve diğer destekler hariç) üretim programları vasıtasıyla pamuk sektörüne sağladıkları doğrudan desteklerin toplamı 2012 yılında 7.35 milyar USD ve 2013 yılında 6.50 milyar USD olarak gerçekleşmiştir. 2012 yılında pamuk üreticilerine sağlanan doğrudan desteklerin % 78.8'i (5.794 milyar USD) Çin, %7.66'sı ABD (563 milyon USD), % 6.63'ü (488 milyon USD) Türkiye, % 3.56'sı (262 milyon USD) Yunanistan ve % 1.18'i (87 milyon USD) İspanya hükümetleri tarafından kendi pamuk üreticilerine ödenmiştir. 2013 yılında dünyadaki pamuk üreticilerine ödenen 6.50 milyar USD tutarındaki doğrudan desteklerin % 78.9'u Çin, % 6.7'si ABD, % 6.7'si Türkiye, % 4.2'si Yunanistan ve % 1.4'ü İspanya pamuk üreticilerine sağlanmıştır. Bu ülkelerin toplam pamuk üretim kapasiteleri göz önüne alındığında pound (libre) başına sağlanan doğrudan destekler; Çin'de 34 cent/lb, ABD'de 7 cent/lb, Türkiye'de 24 cent/lb, Yunanistan'da 44 cent/lb ve İspanya'da 84 cent/lb olarak uygulanmıştır (Anonymous, 2014c; Guitchounts, 2014; Pandolph, 2014).

Gelişmiş ülkelerin GSYH içerisindeki payı giderek azalmasına rağmen tarım sektörüne sağlamayı sürdürdükleri sübvansiyonlar uluslararası ticarette haksız rekabete neden olmaktadır. Türkiye'nin de üyesi bulunduğu DTÖ ve tam üyelik için aday olduğu AB mevzuatı, haksız rekabete yol açabilecek politika araçlarının kapsamını daraltmaktadır. Üretim artışını hedefleyen destekler yerine, alan destekleri veya kırsal kalkınmayı hedefleyen araçların tercih edilmesi öngörülmektedir. Girdi destekleri özellikle haksız rekabet koşullarının ortaya çıkmasına neden olan araçlar olarak değerlendirilmekte ve men edilmektedir. Bu gelişmelerle birlikte Türkiye'nin zirai faaliyetleri destekleme araçlarının bütüncül bir yaklaşımla yapısal değişime maruz kalması kaçınılmaz olmuştur (Dellal ve ark., 2007).

Ülkeler açısından sahip olduğu stratejik öneme biaen, tarım sektörünün gelişmesini ve özellikle belirli zirai faaliyetlerin devamını sağlamak amacıyla dünyadaki tüm ülkeler kapsamlı tarım politikaları uygulamaktadır. Tarım politikaları içerisinde destekleme politikalarının ayrı bir öneme sahip olduğu değerlendirilmektedir. Tarım sektörü Türkiye'de 1990'ların sonuna kadar yapısal tedbirleri kapsamayan, uzun vadeli bir vizyon oluşturmadan fiyatlara müdahale olarak değerlendirilebilecek destekleme politikası araçlarıyla yönlendirilmeye çalışılmıştır. Kullanılan destekleme araçlarının çerçevesiyle birlikte belirlenen fiyatlar çoğunlukla ulusal ve küresel piyasalardaki gelişmeler göz ardı edilerek ve genellikle siyasi hedefler gözetilerek belirlenmiştir (Abay ve ark., 2005; Erdal ve ark., 2013).

Hızlı bir değişime uğrayan ulusal ve uluslararası koşullar, Türkiye'de de tarım sektöründe yeni politika yaklaşımlarını ve reform ihtiyacını gündeme getirmiştir. 2000'lerin başına kadar uygulananan zirai destekleme politikaları; sunulan desteklerin hedef kitleye yeteri kadar yansımaması ve öngörülen hedeflere ulaşılamaması nedeniyle etkinliği sağlanamayan kaynakların bütçe üzerindeki ağırlığı artmış ve kalkınma çabalarına zarar veren faktörler olarak değerlendirilmeye başlanmıştır (Ören ve Binici, 2004; Erdal ve ark., 2013).

Türkiye'de tarım sektörüne sağlanan destek araçlarını kapsayan tarım politikaları, belirlenen taban fiyat üzerinden destekleme alımları yapılarak başlamıştır. Takip eden dönemlerde uygulanan politika araçları çeşitlendirilmiş, doğrudan gelir desteği, prim (fark ödemesi) desteği, hayvancılığı geliştirme teşvikleri, girdi destekleri, düşük faizli kredi desteği ve bazı ürünlerde ekim alanlarını sınırlandırarak alternatif ürünler üretilmesine dönük telafi edici ödemeler gibi araçlar kullanılmaya başlamıştır (Erdal ve Erdal, 2008).

Türkiye'de 1980 sonrası uygulanan liberal iktisat politikaları, tekstil ve hazır giyim endüstrisine sağlanan teşvikler ve etkisini artıran küreselleşme süreciyle birlikte pamuk politikasında radikal bir değişim görülmeye başlamıştır. Yaşanan bu süreç pamuk piyasasında önemli bir fonksiyon icra eden tarım satış kooperatif ve birliklerini de etkilemiştir. 2000 yılında uygulanmaya başlanan "Tarım Reformu ve Tarım Satış Kooperatif ve Birliklerinin Yeniden Yapılandırılması" çalışmaları, Türkiye'de zirai destekleme politikalarının yapısını değişime uğratmış, anılan kuruluşlar vasıtasıyla icra edilen görevler kademeli olarak kaldırılmıştır. Uygulamasından vazgeçilen politika araçları yerine üreticilerin doğrudan desteklenmesine yönelik politikalar benimsenmiş, dolayısıyla kooperatif ve birliklerin piyasaları düzenleme ve stoklama gibi fonksiyonları icra etmesi yerine rekabetçi yapılar olarak ortaya çıkması sağlanmıştır (Sönmez, 2003).

Türkiye'de pamuk destekleme politikaları, Kalkınma Planları çerçevesinde, pamuk üretiminin iç piyasa talebini karşılayabilecek seviyeye yükseltilmesi ve pamuk ihracatının geliştirilmesi hedeflerine matuf olarak belirlenmektedir (Anonim, 2014a). Türkiye'de 2000'li yıllara kadar uygulanan destek alımları, girdi destekleri gibi politika araçları yerine, Doğrudan Gelir Desteği gibi alan üzerinden sağlanan destekler kullanılmaya başlamıştır (Dellal ve ark., 2007). Destekleme alımları kapsamında olan pamuk, 1994 yılı ekonomik kararlarından sonra bu kapsamdan çıkarılmıştır. 2001 yılında Pilot Proje çerçevesinde uygulamaya konulan Doğrudan Gelir Desteği sistemi, 2002 yılında Türkiye genelinde uygulanmış, ancak etkinliğini yitiren bu destek 2008 yılı itibariyle kaldırılmıştır (Anonim, 2014a).

Türkiye'nin değişen destekleme sistemi 2007–2013 döneminde tarıma ilişkin hedeflerin belirtildiği Tarım Stratejisi Belgesi ve ilk kez tarım politikasının sınırlarının ifade edildiği Tarım Kanunu'nun muhtevasında açıklanmıştır (Dellal ve ark., 2007). 18.4.2006 tarih ve 5488 sayılı Tarım Kanunu'nun 4. Maddesine göre tarım politikalarının amaçları; "*tarımsal üretimin iç ve dış talebe uygun bir şekilde geliştirilmesi, verimliliğin artırılması, gıda güvencesi ve güvenliğinin güçlendirilmesi, üretici örgütlerinin geliştirilmesi, tarımsal piyasaların güçlendirilmesi, kırsal kalkınmanın sağlanması suretiyle tarım sektöründeki refah düzeyini yükseltmektir*" şeklinde ifade edilmiştir.

5488 Sayılı Tarım Kanunu'nun 19. maddesinde, 4. maddede sayılan amaçlara ulaşmak için kullanılacak tarımsal destekleme araçları: *"a) Doğrudan gelir desteği, b) Fark ödemesi, c) Telafi edici ödemeler, ç) Hayvancılık destekleri, d) Tarım sigortası ödemeleri, e) Kırsal kalkınma destekleri, f) Çevre amaçlı tarım arazilerini koruma programı destekleri, g) Diğer destekleme ödemeleri"* olarak belirtilmekte, girdi destekleri ise "Diğer destekleme ödemeleri"nin altında "gerektiğinde bazı girdi destekleri" olarak zikredilmektedir (Dellal ve ark., 2007).

2. ÖNCEKİ ÇALIŞMALAR

Türkiye'de pamuk üretimini etkileyen faktörlerin belirlenmesine yönelik araştırmalar mevcuttur. Günümüze kadar konu ile ilgili çeşitli ekonometrik çalışmalar da yapılmıştır. Ancak pamuk arzını etkileyen fiyat ve diğer ekonomik faktörlerin pamuk arzı üzerindeki etkilerini zaman serisi modellerinin uygulanması suretiyle araştıran az sayıda çalışma bulunmaktadır. Bununla birlikte zaman serileri analizi kullanılarak gelecek on yılın (2014-2023) önemli politika değişikliklerinin, ekonomik gelişmelerin ve krizlerin şok etkileri de dikkate alınarak pamuk arzı tahminlerinin hesaplandığı çalışmalara rastlanılmamıştır.

Bu bilgiler ışığında, tez konusu ile ilgili dünyada ve Türkiye'de yapılmış bazı araştırmalar kronolojik sıraya göre aşağıda verilmiştir.

Zhang ve ark. (1991), çalışmada, geçmiş yıllarda pamuk spot fiyatlarında meydana gelen istikrarsızlık nedeniyle karar vericiler için geleceğe yönelik fiyat tahmin çalışmalarının öneminin arttığı vurgulanmış, Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama (ARIMA) modeli kullanılarak haftalık, aylık ve üç aylık fiyat serileri analiz edilmiş ve tahminler yapılmıştır. ARIMA modelinin tahmin performansı, Tesadüfi Yürüyüş (Random Walk) Metodu, Basit Üssel Düzeltme (Simple Exponential Smoothing) Metodu ve Hareketli Ortalama (Moving Average) yöntemi gibi daha az karmaşık modellerle karşılaştırılmıştır. Elde edilen sonuçlar, aylık ve üç aylık fiyat serilerinde diğer tahmin tekniklerine nazaran ARIMA modelinin üstünlüğünü ortaya koyarken, istikrarsız ve olasılıklı bir yapı arz eden haftalık fiyat serilerinde Random Walk tekniğinin tahmin yöntemi olarak tercih edilebileceğini göstermiştir.

Yurdakul (1998), çalışmada, Koyck ve Almon modellerine uygulanan pamuk fiyatı ile birlikte fiyatın gecikmeli değerlerinin, bu iki modelden hangisiyle açıklanabildiği araştırılmıştır. Pamuk, buğday, arpa, fındık, tütün, şeker pancarı gibi ürünlerin üretimi ile fiyatları arasındaki korelasyon katsayıları incelenmiş, korelasyon katsayısının en yüksek olduğu ürün pamuk olarak belirlenmiştir. Gecikme sayıları Schwarz Bilgi Kriteri kullanılarak belirlenmiştir. Akabinde Koyck

ve Almon modelleri tahmin edilmiş ve tahmin edilen paremetrelerden yararlanılarak iki ayrı gecikmesi dağıtılmış model elde edilmiştir. Bunlardan pamuk üretimi ile pamuk fiyatları arasındaki ilişkiyi en iyi açıklayan modelin, Almon modeli olduğu değerlendirilmiştir. Almon modeline göre, t zamanında pamuk fiyatında meydana gelen 1TL/kg'lık artış, t dönemindeki pamuk üretimini 12.6 ton yükseltmektedir. Bir dönem önceki pamuk fiyatındaki 1 TL/kg'lık artış, t dönemindeki pamuk üretiminin 2.1 ton düşmesine yol açmakta, iki dönem önceki pamuk fiyatında ortaya çıkan 1 TL/kg'lık artış, pamuk üretiminde 13.1 ton azalmaya neden olmaktadır.

Houston ve ark. (1999), çalışmaya göre; pamuk üretiminin yeniden rağbet görmesi nedeniyle, tohum, kimyasal mücadele ilaçları ve ihtiyaç duyulan diğer girdilerin planlaması için daha iyi bir ekim alanı tahmini zorunlu hale gelmektedir. Elde edilen sonuçlara göre, zaman serileri modellerine kıyasla yapısal model, ekim alanı değişmelerini daha iyi tahminleyebilmektedir. Pamuk fiyatları, kredi faiz oranları, fark ödemeleri, gecikmeli mısır ekim alanları ve önceki pamuk üretimleri önemli ölçüde pamuk ekim alanlarını etkilemektedir.

Koç ve ark. (2001), "Türkiye Tarımsal Ürün Projeksiyonları 2000-2010" isimli proje çalışmasında, hayvansal ürünler, pamuk, buğday, arpa, mısır, şeker pancarı, soya, ayçiçeği, tütün ve bal için "çok ürünlü kısmi denge modeli" kullanılarak projeksiyonlar hesaplanmıştır. Çalışmada, dünya pamuk fiyatlarının 2000/01 döneminde tekrar yükselişe geçeceği, ancak projeksiyon dönemi boyunca geçmiş yıllardaki en düşük seviyesinin etrafında seyredeceği belirtilmiştir. Gelecek on yıllık dönem için Türkiye'nin pamuk arz ve kullanımına dair projeksiyonlara göre; 2000 yılında 400 bin tonu aşan yıllık pamuk ithalatı 2001 yılında 255 bin ton seviyelerine düşecektir. Çiftçilerin 2000 yılı pamuk fiyatlarını yeterli bulmasına bağlı olarak 2001 yılında pamuk ekim alanlarının ve üretimin artacağı öngörülmüştür. Ayrıca 1999 yılında 1165 USD/Ton düzeyine düşen uluslararası pamuk fiyatlarının, 2000 yılında 1435 USD/Ton'a yükseldiği ve gelecek on yılda yükselme eğilimini devam ettirerek 1700 USD/Ton'a kadar artacağı belirtilmektedir. Gelecek on yıldaki uluslararası pamuk fiyatlarındaki yükseliş, Türkiye pamuk fiyatlarını da olumlu etkileyerek pamuk üretimi 950 bin tonu aşacaktır. Üretimdeki artış eğilimine karşılık,

Türkiye'nin pamuk üretimi pamuk talebini karşılayamayacak ve dolayısıyla ithalata devam edilecektir. Pamuk ithalat miktarı projeksiyon dönemi sonunda yıllık 500 bin tona yaklaşacak ve üretimin %35'ine tekabül edecektir.

Miran ve ark. (2002), çalışmada, pamukta girdi ve ürün arasındaki fiyat paritesinin girdi lehine değişmesiyle üreticilerin pamuk yerine ikame ürünleri yetiştirdiği, bu nedenle pamukla ilgili politikaların başarılı olabilmesinin büyük ölçüde çiftçi veya işletme düzeyindeki tepkilerin bilinmesine bağlı olduğu vurgulanmıştır. Çalışmada pay eşitlikleri translog maliyet fonksiyonu kullanılarak, girdi politikalarında anahtar rol teşkil eden, işgücü, çekigücü, gübre ve ilaç için, fiyat, çapraz ve Morishima teknik ikame esneklikleri elde edilmiştir. Model çözümleri Görünüşte İlgisiz Regresyon (SUR) ile gerçekleştirilmiştir. Araştırma yöresinde pamuk tarımında üreticilerin tüm girdi fiyatlarına gösterdiği duyarlılığın inelastik olduğu belirlenmiştir.

Telatar ve ark. (2002), çalışmada, Türkiye'deki pamuk borsalarında oluşan fiyatların etkinliği, Türkiye pamuk fiyatları ile uluslararası fiyatlar arasındaki ilişkilerde kısa vadeli fiyat dalgalanmalarının mevcut olduğu varsayımı altında araştırılmıştır. Bu varsayımın, zirai ürün fiyatlarının her zaman doğrusal olarak oluşmadığının bilinmesi nedeniyle dikkate alındığı vurgulanmıştır. Çalışmada hem doğrusal (lineer) ve hem de doğrusal olmayan (non-lineer) koentegrasyon analizi yapılmıştır. Analiz neticeleri, Türkiye'de teşekkül eden pamuk fiyatlarıyla uluslararası borsalarda oluşan fiyatlar arasında bir ilişki bulunduğunu ortaya koymuştur. Araştırma bulguları, politika seçimi bakımından değerlendirildiğinde; fiyatların serbest olarak borsalarda oluşmasının, müdahale fiyatlarından daha fazla etkinlik sağlayacağı söylenebilmektedir.

Shepherd (2006), çalışmada 30 ülke ve 16 kümelenmiş bölgenin pamuk arzının tahmini için, yapısal zaman serileri analizinde Kalman Filtresi kullanılmıştır. Toplam 46 ülke ve bölge için verilen dünya pamuk fiyatlarına bağlı olarak kısa dönem arz elastikiyeti tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlar, ülkelerin pamuk üretimlerinin fiyat değişikliklerine karşı farklı şiddette tepki verdiğini göstermektedir. Modelleme

çalışmasında kullanılan parametrelerin düzeltme ihtiyacıyla birlikte bu ülkeler için öneriler getirilmiştir. Bunun dışında, bazen tahmin edilen parametrelerin belirsizlik derecesinin, farklı politika senaryolarına bağlı olarak kesin uygulama sonuçlarına neden olabilecek kadar önemli olduğu ortaya konulmuştur.

Aktaş (2006), çalışmada, 1980-2002 dönemi Çukurova bölgesine ait pamuk verileri incelenmiş ve bu bölge için pamuk arz modeli oluşturulmuştur. Bölge için tahmin edilen pamuk arz modelinde, pamuğun elastikiyeti 0.56, mısırın kısa dönem GSÜD çapraz elastikiyeti -0.49, su fiyatlarının kısa dönem elastikiyeti -0.30 ve motorin fiyatlarının kısa dönem esnekliği -0.95 olarak bulunmuştur. Çalışmada elde edilen verim modeline göre, verimin büyüme hızı yıllık %1.4 olarak tahmin edilmiştir. Çalışma sonucunda, bölgede pamuk arzını en fazla akaryakıt fiyatlarının etkilediği değerlendirilmiştir. Elde edilen neticelerin bölgede pamuk ekim alanlarındaki azalmayı açıkladığı belirtilmiştir. Çalışmaya göre; Pamuğun kendi fiyatlarındaki reel azalma, mısır ve girdi (su ve mazot) fiyatlarındaki reel artış pamuk ekim alanlarındaki azalmaya sebep olan faktörlerin başında gelmektedir. Yine çalışmada elde edilen pamuk arz modellerinde, pamuktaki GSÜD artış oranına karşılık, pamuk ekim alanlarının daha düşük oranda artacağı öngörülmüştür.

Glynn ve ark (2007), bu çalışmada, olası yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleriyle ilgili mevcut literatür yeniden gözden geçirilmiş, yapısal kırılmaların ekzojen (dış kaynaklı) olduğu veya kırılma döneminin bilindiği durum ile kırılma döneminin endojen (iç kaynaklı) olduğu durum arasındaki önemli bir fark açıklanmıştır. Çalışmada ayrıca, tekli ve çoklu kırılmalara ilişkin testler tanımlanmıştır. Bunlara ilaveten, yapısal kırılmaların ortaya çıktığı zaman serilerinin altında yatan problemlerinin daha iyi anlaşılabilmesi için bir uygulama da yapılarak neticeler incelenmiştir.

Erdal ve Erdal (2008), bu çalışmada, Türkiye'de zirai destekleme politikaları çerçevesinde uygulanan fark ödemelerinin pamuk, ayçiçeği, soya, kanola, mısır ve aspir ürünleri üzerindeki etkisi araştırılmıştır. 1980-2006 dönemini kapsayan çalışmada, farklı yıllarda prim ödenmesine başlanan bu ürünlerin ekim alanı, fiyatları

ve fark ödemeleri arasındaki ilişkiyi test etmek için Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Elde edilen neticelere göre, pamuk, ayçiçeği ve soya ürünlerinde ekim alanları ile fark ödemeleri arasında nedensellik ilişkisi bulunamazken, kanola ekim alanları ve fark ödemeleri arasında tek yönlü, mısır ekim alanları ve fark ödemeleri arasında ise çift yönlü bir ilişki belirlenmiştir. Kanola ve mısır ekim alanlarında doğrudan etkili olan fark ödemeleri ayçiçeği ve soya için üreticiye destek niteliğindedir. 1998 yılından itibaren pamuk üretimi için uygulanan fark ödemelerinin ne ekim alanlarının yükselmesinde ve ne de çiftçiye önemli bir destek sağlamada etkili olmadığı belirtilmiştir.

Uzmay (2009), bu araştırmada, Türkiye'de pamuk ekim alanlarında yaşanan azalmaya ilişkin olarak, 1990-2006 dönemi itibariyle fark ödeme sistemi (prim) ve destekleme alımlarının (fiyat desteği) refah analizleri yapılmıştır. Bu kapsamda, kısmi denge analizi (klasik refah analizi) yapılmış, yapılan değerlendirmeler sonucunda müdahalenin yapılmadığı koşullara göre iki destekleme aracının kullanılmasının pamuk üretiminde artışa neden olduğu belirlenmiştir. Ayrıca, pamukta prim sistemi ve destekleme alımlarının araştırmada belirtilen haliyle uygulanması durumunda bütçeye yük açısından fiyat desteğinin, tüketici refahı açısından değerlendirme yapıldığında prim sisteminin tercih edilmesinin uygun olduğu görülmektedir. Konuya net toplumsal kayıp bakımından bakılması durumunda ise, prim sisteminin uygulanmasının uygun olduğu değerlendirilmiştir.

Isengildina-Massa ve MacDonald (2009), çalışmada, küresel pamuk endüstrisinde meydana gelen yapısal değişim analiz edilmiş ve ABD pamuk fiyatlarının oluşmasında etkin olan faktörleri yansıtan istatistikî bir model geliştirilmiştir. Yapılan analizlere göre, 1999 yılında ABD pamuk sektöründe yapısal bir kırılma ortaya çıkmış, Çin'in üretim ve ticaret politikalarıyla birlikte dünya pamuk arzı, ABD pamuk fiyatları üzerinde belirleyici faktörler olmaya başlamıştır. ABD upland tipi pamuk üretici fiyatlarını tahmin etmek üzere geliştirilen modelde, ABD pamuk arzındaki değişim, ABD stok/kullanım oranı, küresel pamuk tüketimindeki payı itibariyle Çin'in net ithalatı, ABD hariç dünya pamuk arzı ve seçilen tarım politikaları parametreleri kullanılmıştır. Ekonometrik analizler için

kullanılan model; 1974/75 ve 2006/07 dönemleri boyunca ABD upland tipi pamuk fiyatlarında meydana gelen değişimi % 68 oranında açıklamaktadır. Elde edilen neticeler, bir önceki dönem pamuk arzında meydana gelen % 1'lik bir artışın, cari dönem pamuk fiyatlarının % 0.9 nispetinde düşmesine yol açtığını göstermektedir. ABD hariç dünya pamuk arzındaki değişim ABD pamuk fiyatlarını neredeyse bire bir temelinde etkilemektedir. ABD dışı pamuk arzı artarken ABD pamuk fiyatları düşmektedir. Çalışmaya göre, dünyada genelinde cereyan eden iklim koşullarından kaynaklanan şoklar, piyasaları etkileyen müdahaleci hükümet politikaları ve değişen teknoloji ile birlikte değişen zevk ve tercihler nedeniyle tarım ürünleri fiyatlarını tahmin etmek hakikaten zor olmaktadır. Bunun yanı sıra zirai ürün fiyatları, enerji piyasalarındaki hareketlerden ve makroekonomik şoklardan önemli oranda etkilenmektedir. Sayılan tüm bu olumsuzluklara rağmen zirai ürün fiyatlarını tahmin çalışmaları, üretici ve tüketiciler için olduğu kadar ilgili endüstride faaliyet gösteren özel sektör firmaları ve politika belirleyiciler için son derece önemlidir ve bu nedenle yaygın bir faaliyet olarak icra edilmektedir.

Işgın ve ark. (2010), çalışmada, Harran Ovası pamuk üreticilerinin brüt üretim miktarının işgücü, sermaye ve arazi faktörlerinden ne şekilde etkilendiği ve bu ilişkinin, ölçeğe-getiri parametresinin tahmininde nasıl kullanılacağı araştırılmıştır. Regresyon analizi neticeleri değerlendirildiğinde, pamuk üretiminde en etkili faktörlerin sırasıyla arazi ölçeği, sermaye ve işgücü olduğu belirlenmiştir. Çalışmada, örnek işletmeler için hesaplanan ölçeğe getiri parametresinin l'den büyük olduğu, lineer ilişki varsayımı altında bölgedeki pamuk üretim teknolojisinin ölçeğe artan getiri özelliği taşıdığı ortaya konulmuştur.

Mutuc ve ark (2011), çalışmada, petrol fiyatlarında meydana gelen şokların pamuk fiyatları üzerindeki etkileri ekonometrik analizlerle test edilmiştir. Pamuk fiyatlarıyla ham petrol fiyatlarının zaman serisi özellikleri arasındaki farklar ve sabit değerler test edilmiş, ham petrol fiyatlarıyla pamuk gibi emtia fiyatları arasında uzun dönem itibariyle anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Ancak küresel petrol talebinde meydana gelen şokların % 3 seviyelerinde ABD'deki reel pamuk fiyatları üzerinde değişim meydana getirdiği belirlenmiştir. Elde edilen bu bilgi, pamuk üreticileri için

gerçekleştirilecek çeşitli simülasyonlar, gelecekteki gelir istikrarı politikaları ve refah analizleri konusunda önem arz etmektedir.

Janzen ve ark. (2012), çalışmada, 2007-2008 dönemi emtia fiyatlarındaki ani yükseliş ve düşüşler esnasında yüksek stok seviyelerine rağmen vadeli işlem borsalarındaki pamuk fiyatlarının çarpıcı bir şekilde inip çıktığı, pamuk ve emtia fiyatları arasındaki korelasyon katsayısının da tarihi seviyelere çıktığı belirtilmiştir. Pamuk fiyatlarıyla diğer emtia fiyatları arasındaki eş hareketliliğin nedenleri irdelenmiş, makroekonomik faktörlerle borsa yatırımcılarının rolü araştırılmıştır. Çalışmada, yapısal vektör otoregresyon modeli (SVAR) geliştirildiği, buna dayalı olarak bahsi geçen faktörlerin gözlemlenen pamuk fiyatları üzerindeki göreceli etkilerinin tahmin edildiği ve sonuç olarak; pamuk fiyatlarındaki değişimin asıl kaynağının kendine has arz ve talep şokları olduğu ortaya konulmuştur.

Panza (2013), bu çalışmada, 19. Asrın ikinci yarısında Osmanlı İmparatorluğu'nun küresel ekonomiyle entegrasyonu sürecinde pamuk sektörüyle ilgili olarak maruz kaldığı etkiler araştırılmıştır. Küreselleşmenin ilk dalgası olduğu söylenen 1850-1914 döneminde, Osmanlı Devleti'nin parçası olarak dikkate alınan Batı Anadolu ve Mısır'daki pamuk endüstrisi ile uluslararası pamuk piyasaları arasında kurulan bağlantılar incelemenin esas cihedini teşkil etmiştir. Osmanlı Devleti pamuk endüstrisi ile 19. Asır uluslararası piyasaları arasındaki entegrasyona ve fiyat geçişkenliğine dair ilk ciddi ekonometrik analizleri ihtiva etmekte olduğu belirtilen araştırma, dönemin başlıca ekonomik ve politik gelişmeleri ışığında değerlendirilmiştir. Dünya çapında gelişmeye başlayan taşımacılık ve haberleşmeyle bağlantılı olarak düşen işlem maliyetleri, Uzak Doğu ve Liverpool pazarları arasındaki entegrasyonu hızlandırmıştır. 20. Asrın hemen başında, Anadolu ile Amerikan pazarları ve Mısır ile Hindistan pazarları arasındaki entegrasyon, bölgeler arasındaki mevcut nispi fiyat ilişkisi değişmeye başladığından gerilemeye başlamıştır.

Yavuz ve ark. (2013), bu çalışmada, son 26 yılın (1987-2012) kırmızı et sektörüne ilişkin çeşitli temel değişkenleri kapsayan yıllık zaman serisi verileri

kullanılarak, gelecek 12 yıl (2013-2024) için parametreler tahmin edilmiştir. Gelecek 12 yılın tahmini sektör değişkenleri, yüksek ekonomik büyümenin, olası krizlerin ve önemli politika değişikliklerinin etkilerini dikkate alan politika ihtiyaçlarını belirlemede kullanılmıştır. Yine 2023 yılı için tahmin edilen sektör değişkenleri, güncel ulusal ve uluslararası değerlerle kıyaslanmıştır. Analiz sonuçları, ekonomik büyümenin kişi başı geliri artırdığını bu artışın da et talebini artırarak et sektörünün büyümesine katkı sağladığını göstermiştir. Bu durumda, et tüketiminde hedeflenen seviyelere ulaşabilmek için rekabetçi bir et sektörünü oluşturmanın yanında çalışmada analize konu edilen makroekonomik göstergelerin de iyileştirilmesi gerektiği ortaya konmuştur.

Jebabli ve ark. (2014), bu araştırmada, uluslararası gıda, enerji ve finansal pazarlar arasındaki şok geçişgenliği analiz edilerek, neticelerinin portföy yönetimi üzerindeki etkileri tartışılmıştır. Analizde, zaman değişimli parametre VAR (TVP-VAR) modeli, stokastik oynaklık yaklaşımıyla birlikte kullanılmıştır. Ayrıca varyans ayrıştırmasının sabit olduğu genelleştirilmiş VAR metodundan da istifade edilmiştir. Analiz neticesinde elde edilen bulgular, 2008 yılı ortalarından sonraki kriz döneminde hisse senedi piyasalarından kaynaklanan oynaklık şoklarının ciddi bir şekilde ham petrol piyasalarına geçiş yaptığını ve ham petrol piyasalarını vuran şokların ani ve kısa vadeli etkilerinin, kriz dönemi boyunca gıda ürünleri piyasalarına da sirayet ettiğini göstermiştir.

Sundaramoorthy ve ark. (2014), bu çalışmada, Johansen çok değişkenli koentegrasyon ve hata düzeltme modeli (ECM) kullanılarak, pamuğa dayalı tekstil değer zincirindeki entegrasyon ve fiyat geçişkenliği incelenmiştir. Fiyat düzeltme mekanizmasının düşük hızda seyretmesine rağmen elde edilen bulgular, tekstil değer zinciri boyunca zaten mevcut olan uzun dönem denge ilişkisinin yanı sıra fiyat geçişkenliğine dair kesin kanıtlar sunmaktadır. Ham (lif) pamuk fiyatlarının dışsal (ekzojen) bulunmasına karşılık, pamuk ipliği ve pamuklu kumaş fiyatları üzerinde önemli etkiye sahip olduğu görülmektedir. Pamuğa dayalı tekstil değer zincirinin etkin bir şekilde entegre olduğu ve bu nedenle pamuk üreticilerinin, sağlanan katma değerden daha fazla istifade etmelerine imkân tanımak için tüm değer zinciri

boyunca sahip oldukları etkilerinin de seçilecek politikalarda göz önüne alınması gerektiği belirtilmiştir.

3. MATERYAL ve YÖNTEM

3.1. Materyal

Araştırmanın ana materyalini, 1980 - 2013 dönemi Türkiye pamuk sektörüne ilişkin ekonomik faktörlerin 34 yıllık zaman serisi verileri oluşturmaktadır. Ayrıca konuya ilişkin ulusal ve uluslararası araştırma kuruluşlarından elde edilen veriler ile birlikte, konuyla ilgili daha önce yapılmış olan çalışmalardan da yararlanılmıştır.

Zaman serisi analizlerinde, pamuk ekim alanları, pamuk üretim miktarları, pamuk verimi, pamuk üretici fiyatları, alternatif ürün olarak mısır ve buğday üretim miktarları, mısır ve buğday üretici fiyatları, 11 Nisan 1995 sonrası GAP etkisi, yıllık yağış miktarları ile pamuk desteklerine ilişkin zaman serisi verileri kullanılmıştır. 1980-2013 dönemi Türkiye genelini kapsayan 34 yıllık zaman serisi verileri; Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK), Gıda, Tarım ve Hayvancılık Bakanlığı Bitkisel Üretim Genel Müdürlüğü (BÜGEM), T.C. Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (TCMB) ile Meteoroloji Genel Müdürlüğü'nden (MGM) temin edilmiştir.

Yıllık pamuk ekim alanı (da), kütlü pamuk üretim miktarı (ton), pamuk verimi (Kg/da) ile mısır ve buğday üretim miktarları (ton) doğal logaritmaya dönüştürülmüş, tüm fiyat değişkenleri (TL), Toptan Eşya Fiyatları Endeksi (İşlenmemiş Maddeler: İTO TEFE, 1968=100) kullanılarak reel değere indirgenmiştir.

3.2. Yöntem

İktisadi olaylara ilişkin verilen kararlar genellikle nicel (kantitatif) bilginin kullanılmasıyla desteklenir. Bununla birlikte iktisat teorisi, hükümetlerin ve işletmelerin, kısa ve uzun dönemli kararları için ihtiyaç duyduğu nicel bilgileri her zaman sağlayamaz (Heij ve ark., 2004). Politika yapıcıların ve iktisatçıların stratejik kararları, genellikle ekonometrik analizlerden elde edilen tahmin neticelerine dayanır (Kirchgässner ve Wolters, 2007). Bu amaçla gözlem serilerinin ihtiva ettiği bilgilerle, gelecekteki olayların öngörülebilmesi için çoğunlukla zaman serileri analizi kullanılır (Adhikari ve Agrawal, 2013).

Zaman serileri, belli bir dönemde elde edilen değişkenlerin gözlemlenen ardışık değerleridir. Zaman içinde doğal bir sıralamaya sahip olan gözlem serileri, genellikle aylık, mevsimlik, yıllık gibi düzenli zaman aralıklarına sahip olması durumunda zaman serisi olarak adlandırılmaktadır (Lütkepohl, 2004a). Başka bir tanımlamayla zaman serisi, genellikle eşit aralıklı zaman dilimlerinde meydana gelen ve bir dönemden diğer döneme belirli bir sırayı takip eden veri noktalarının ardışık sayısal ifadesidir (Allende ve ark., 2014).

Zaman serileri, ekonomi, işletme, mühendislik, jeofizik, tıp ve tarım gibi çok çeşitli alanlardan elde edilebilmektedir. Örneğin tarımda, yıllık ürün miktarları, ürün fiyatları gibi değişkenler gözlemlenebilmektedir (Wei, 2006). Zaman serilerinde açıklayıcı değişkenlere dair gözlemler, bazen doğası gereği nitel (kalitatif) olabilmektedir. Örneğin, belli bir olayın vuku bulduğu döneme karşı olayın vuku bulmadığı dönemin, açıklanan değişken üzerindeki etkisi istatistikî olarak test edilmek istendiğinde, bu nitel durumu temsil etmek üzere kukla değişkenler kullanılır (Kennedy, 2008).

Zaman serileri analizi ise, eldeki bir zaman serisinin uygun bir modele uyarlanması ve geçmişteki gözlem değerlerine uyan parametrelerin tahmin edilmesi sürecidir. Serinin doğasının anlaşılmasına yönelik faaliyetleri de kapsayan zaman serileri analizi, geleceğin tahmin edilebilmesini ve belirli olayların simüle edilmesini

sağlayan bir yöntemdir (Adhikari ve Agrawal, 2013). Ardışık bir tek veri setinin analizi, tek değişkenli zaman serisi analizi, aynı zaman periyoduna ait birden fazla ardışık veri setinin analizi ise, çok değişkenli zaman serisi veya çoklu zaman serisi analizi olarak adlandırılır (Maddala, 1992).

Box ve Jenkins (1976)'in bu konuda yayınladıkları kitapla birlikte zaman serileri analizi, teori ve uygulama alanlarında çok hızlı bir gelişme göstermeye başlamıştır (Fontanella ve Ippoliti, 2012). Zaman serileri analizinin en önemli hedefi, bir zaman serisinin gelecekteki değerlerini tahmin etmektir. Zaman serisi modelleme sürecinde nihai aşama, bir sistemin kontrolü olsa da tüm faaliyetler genellikle tahmin üzerine odaklanır (Wei, 2006).

Bir zaman serisinin başka bir seriye göre regresyonu hesaplanırken, iki seri arasında anlamlı bir ilişkinin olmadığı durumlarda bile yüksek bir R^2 (determinasyon katsayısı) bulunabilir (Wooldridge, 2013; Yavuz ve ark., 2013). Bu problemin ortaya çıkışı, iki seri arasında anlamlı bir iktisadi ilişki bulunmamasına karşılık, her iki serinin trend eğilimi göstermesinden dolayıdır. Sahte regresyon olarak ifade edilen bu durum, durağan olduğu varsayılan ancak aslında durağan olmayan zaman serisinin stokastik özelliğinden kaynaklanır. Tahmin neticelerinin çarpık olduğu durumda bile tutarlı gibi görünen sahte regresyon, araştırmacıları yanıltabilmektedir (Granger ve Newbold, 1974). Böyle bir tehlikeden sakınmak için her bir zaman serisindeki verinin durağan olup olmadığının peşinen test edilmesi gerekir (Hayashi, 2005).

Zaman serileri, genellikle stokastik süreç tarafından oluşturuldukları için zaman serisinin her bir gözleminin, stokastik sürecin farklı bir elemanı tarafından meydana getirildiği ve stokastik sürecin de, tesadüfi değişkenlerin bir derlemesi olduğu kabul edilir (Lütkepohl, 2004a). Şayet gözlem dönemi boyunca bir zaman serisinin ortalaması ve varyansı sabit ve serinin iki değeri arasındaki kovaryansı da gözlemlendikleri zamana değil de, sadece iki değer arasındaki zamanın uzunluğuna bağlı olarak değişiyorsa, bu zaman serisi durağan olarak değerlendirilir (Hill ve ark., 2011). Başka bir ifadeyle durağan bir stokastik sürecin tüm elemanları aynı sabit

ortalamaya sahip olur ve seri sabit bir ortalamanın etrafında dalgalanma gösterirken, varyans zamana karşı değişim göstermez. Durağan zaman serisi, bir nevi zamana karşı değişimi engellenmiş bir ortalama değerdir (Lawrance ve ark, 2014).

Zaman serisi analizlerinde kullanılmak üzere elde edilen gözlem verileri genellikle herhangi bir dönüşüm işlemine tabi tutulmamış orijinal verilerdir. Bu gözlem verilerinin doğal logaritmaya dönüştürüldükten sonra analizlerde kullanılması da hayli yaygın bir uygulamadır. Çünkü logaritmik dönüşüm işleminin uygulandığı verilerdeki üstel bir trend, doğrusal bir trend haline gelmektedir. Ayrıca eğer zaman serisi, zaman boyunca artan oranda bir değişim gösteriyorsa logaritmik dönüşüm trendin şiddetini azaltarak seriyi ortalamaya yaklaştırmaktadır (Brockwell ve Davis, 2002; Franses ve ark., 2014). İstatistikî açıdan genel olarak bakıldığında; orijinal bir zaman serisinin varyansı serinin düzeyi ile birlikte artış gösteriyorsa logaritmik dönüştürme işlemi varyansı daha istikrarlı hale getirebilmektedir (Lütkepohl, 2004a).

Belirli zaman aralığında gözlemlenen verilerin değerlerinden hareketle geleceğe yönelik geçerli tahminlerin yapılabilmesi veya değişkenler arasında anlamlı istatistikî ilişkiler elde edilebilmesi için analize konu serilerin durağan olması öncelikli koşuldur. Dolayısıyla zaman serileri analizinde ilk adım serinin durağan hale getirilmesi olup, seriler durağan hale getirildikten sonra kullanılacak analizin uygulamasına geçilebilmektedir (Kennedy, 2008). Bu nedenle durağanlık meselesi, yıllardır zaman serileri analizinin temel uğraş alanlarından biri olmaya devam etmektedir. Zira, durağan olmayan bir süreçten sağlanacak gelecekteki gözlem değerleri, eldeki mevcut sürecin olasılıklı yapısı hakkında anlamlı hiç bir bilgi ihtiva etmeyebilmektedir (Dahlhaus, 2012).

Bu çalışmada da, öncelikle eldeki değişkenlere ait bütün zaman serilerinin durağan hale gelmeleri sağlanmıştır. Kullanılan tüm ekonomik değişkenlerin yapısal kırılmaları göz önünde bulundurularak değişkenlere Zivot-Andrew (ZA) ile Lumsdaine-Papell (LP) birim kök testleri uygulanmıştır. Testler sonucu değişkenlerin durağan olmadığı gözlemlenmiş, durağan olmayan değişkenler,

serilerin birinci farkları alınarak durağan hale getirilmiştir. Bu farkların da durağan olup olmadığı aynı şekilde ADF (Augmented Dickey-Fuller-Genişletilmiş Dickey-Fuller) birim kök testleri yardımı ile kontrol edilmiştir. Durağan serilere ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Averages) modelleri uyarlanmıştır. ARIMA modellerinin yeterliliklerinin ölçülmesinde ve gecikme uzunluklarının belirlenmesinde Akaike (AIC) ve Schwarz Bayesian (SBC) bilgi kriterlerinden istifade edilmiştir. Pamuk, mısır ve buğday arz miktarlarının analizleri için VAR (Vector Autoregressive) modelleri tercih edilmiş, pamuk arz miktarının kendi başına modellenmesi ve mısır ile buğday arz miktarlarının VAR sistemi içinde çözülmesi için Granger Nedensellik testleri kullanılmıştır.

3.2.1. Durağanlık Analizi: Birim Kök Testleri

Regresyon teorisi, değişkenlerin ortalamalarının ve varyanslarının zaman içerisinde sabit kaldığı varsayımına dayalıdır. Ortalamaları ve varyansları zamana göre değişen ekonomik serilerin durağan olmadığı ve genellikle birim kök içerdikleri kabul edilir (Glynn ve ark., 2007). Birim kök ihtiva eden ekonomik değişkenler arasında zamana göre değişen bir otokorelasyon da ortaya çıkmaktadır (Anemiya, 1994). Oysa durağanlık, makroekonomik serilerin ardışık değerleri arasındaki muhtemel bir korelasyonun yapısal özelliklerinin zamanla değişmemesini gerektirir (Wooldridge, 2013).

Gözlem zamanı boyunca artış gösteren bir zaman serisi, sabit bir ortalamaya sahip olmadığı için durağan-dışıdır. Böyle bir serinin bir birim köke sahip olma veya olmama ihtimalleri birlikte değerlendirilir. Trend durağan zaman serisi olarak ifade edilen bu tür bir seri, trendden arındırılarak durağan bir seriye dönüştürülebilir (Kennedy, 2008). Birçok ekonomik ve finansal zaman serisi, sıklıkla durağan-dışı tesadüfî davranışlar sergilerler. Fark alma işlemiyle kolayca durağan hale getirilebilen bu tip zaman serilerine de mütecanis (homojen) durağan-dışı veya fark durağan seriler denir. Fark durağan seriler, bir birim kök ihtiva ederler (McLeod ve ark., 2012).

Durağanlığın bir anlamı da değişkenlerin zaman içinde belli bir değere doğru yaklaşmaları ve zaman serisinin sabit bir ortalama, sabit varyans ve gecikme seviyesine bağlı kovaryansa sahip olmasıdır (Franses ve ark., 2014). Oysa ekonomik zaman serilerine ilişkin çalışmalarda, birçok serinin varyans ve kovaryanslarının zaman içinde artma eğiliminde olduğu görülmüştür (Nelson, Plosser 1982). Bu yüzden makro ekonomik zaman serilerinin durağanlık testlerine tabi tutulmaları ampirik çalışmalarda standart bir süreç haline gelmiştir. Zira yapılan çok sayıdaki araştırmanın sonuçları makroekonomik zaman serilerinin çoğunun birim kök içerdiklerini ve durağan olmadıklarını teyit etmektedir (Perron, 1989).

Zaman serilerinin durağan olup olmadıklarını belirleyebilmek için birim kök testleri kullanılmaktadır (Dickey ve Fuller, 1979; Dickey ve Fuller, 1981). Birim kök testi ifadesiyle neyin kastedildiğini göstermek için; Hata terimi ε_t I(0) durağan olan $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$ gibi bir zaman serisinde <1 ise Y I(0)'dır yani durağandır denir. Şayet $=1$ ise Y durağan değildir ve Y I(1) olarak gösterilir. Bu yüzden durağanlık testlerinin çoğu, aslında durağan-dışılık testleridir ve $=1$ varsayımına dayanırlar. İşte bunun için bu tür testler birim kök testleri olarak adlandırılırlar (Kennedy, 2008).

Zaman serileri genellikle stokastik özellikler taşıdığından, başka bir ifadeyle tesadüfî değişkenlerin ortak dağılım sergileyen olasılıklı yapıları nedeniyle geleceğin kesin bir şekilde tahmini de mümkün olmamaktadır (Adhikari ve Agrawal, 2013). İşte birim kök testleri de, birçok makroekonomik verinin sergilediği durağan-dışılığın doğasını ölçmeye yardımcı oldukları için rağbet görmektedirler. Özellikle serilerdeki trendin stokastik mi, deterministik mi veya her ikisinin kombinasyonu olup olmadığının belirlenebilmesi de yine birim kök testleri yardımıyla ortaya konulabilmektedir (Xiao ve Phillips, 1998).

3.2.1.1. Dickey-Fuller (DF) Birim Kök Testi

Bir zaman serisinin farkının alınıp alınmayacağına karar vermek üzere otoregresif (AR) polinomunun birim kök testine tabi tutulması yaklaşımı Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilmiştir (Brockwell ve Davis, 2002). Bir zaman serisi,

geçmişteki değerlerine bağımlı olarak açıklanabiliyorsa bir otoregresif süreç olarak kabul edilir. Otoregresif süreç, gözlem zamanı boyunca deterministik olarak artış veya azalış gösteriyorsa seri trendlidir ve genel olarak $Y_t = Y_{t-1} + \varphi t + \varepsilon_t$ şeklinde ifade edilir. Seriyi trendli hale getiren ve φ katsayılarıdır. Şayet eşitliğin her iki tarafından φt çıkartılırsa trendden arındırılmış bir seri elde edilir (Mahadeva ve Robinson, 2004).

Trendden arındırılmış seriyi temsil eden $Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_t$ regresyonu, temel hipotezi üzerine kurulu Dickey ve Fuller (1979) testinin en basit veri üretim sürecidir. Aşağıdaki denklem (3.1) de $Y_0 = 0$, gerçek bir sayı ve $\varepsilon_t(0, \pm^2)$ ortalaması sıfır, varyansı sabit, ardışık bağımlı olmayan olasılıklı bir hata terimidir (Banarjee ve ark., 1993).

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

Denklem (3.1) de; <1 durumunda ($t \to \infty$ iken) Y_t zaman serisi durağanlığa yaklaşır. $=1$ ise zaman serisi durağan değildir, varyans zamana bağımlıdır ve seri, bazen tesadüfi yürüyüş (random walk) olarak ta adlandırılır. >1 durumunda seri durağan olmadığı gibi, zaman artarken varyans üstel olarak büyür (Dickey ve Fuller, 1979).

Denklem (3.1)'deki veri üretim sürecini durağanlık testine tabi tutmanın tek yolu H_0: $=1$ temel hipotezini, H_1: <1 alternatif hipotezine karşı test etmektir. Temel hipotezi H_0, $=1$ olarak test edildiğinde bu test, durağanlık için birim kök testi olarak bilinir ($=1$ durumunda sürecin birim çember dışına uzanan köklere sahip olduğu varsayılır (Wei, 2006)). H_0 temel hipotezini test etmek için denklem (3.1)'in her iki tarafından Y_{t-1} çıkartılarak, $¢ = (\beta - 1)$ olmak üzere denklem (3.2) elde edilir (Hill ve Campbell, 2012);

$$(Y_t - Y_{t-1}) = (\beta Y_{t-1} - Y_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = (\beta - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\Delta Y_t = ¢ Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (3.2)$$

Denklem (3.2) de Δ fark işlemcisi $¢ = (\beta - 1)$ ve $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$ iken; $H_0 : ¢ = 0$ (seride birim kök vardır ve seri durağan değildir) temel hipotezi, $H_1 : ¢ < 0$ (seride birim kök yoktur ve seri durağandır) alternatif hipotezine karşı test edilir. Bu testin üç versiyonu bulunmaktadır, başka bir ifadeyle, $H_0 : ¢ = 0$ temel hipotezi ile $H_1 : ¢ < 0$ alternatif hipotezi, aşağıda gösterilen üç farklı Dickey-Fuller regresyon modeliyle (3.2, 3.3 ve 3.4) ayrı ayrı test edilir (Hill ve ark., 2011).

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (3.2)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (3.3)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (3.4)$$

Regresyon (3.2), sabit terimsiz ve trendsiz, ortalaması sıfır saf tesadüfi yürüyüş modelidir. Regresyon (3.3), ortalaması sıfırdan farklı, trendsiz ancak, sabit terim ilaveli tesadüfi yürüyüş modelidir. Bu regresyona bir zaman trendinin ilave edilmesiyle regresyon (3.4) elde edilir. Regresyon (3.4), genellikle örneklem ortalamasından bir sapma olarak da ifade edilir (Keneddy, 2008).

Regresyon (3.2) da $¢ = (\beta - 1)$ olmak üzere; $\beta > 1$ iken gecikmeli bağımsız değişkenin katsayısı pozitif olacaktır. $\beta = 1$ durumunda $(\beta - 1)$ sıfır olacaktır. Her iki durumda da Y_t zaman serisi durağan-dışıdır, zira Dickey-Fuller testinin temel hipotezi, $\beta = 1$ varsayımına dayanmaktadır. $\beta < 1$ (alternatif hipotez) durumunda, $(\beta - 1)$ bu kez serinin durağanlığını yansıtacak şekilde negatif olacaktır (Mahadeva ve Robinson, 2004).

Dickey ve Fuller (1979), zaman serilerindeki durağanlığı sınamak üzere geliştirdikleri birim kök testleriyle oldukça geniş bir literatüre de öncülük etmişlerdir (Haldrup ve ark, 2012). H_0 hipotezi altında, zaman serisinin birim kök ihtiva ettiğini gösteren kritik değerler, Monte-Carlo simülasyonuyla Dickey ve Fuller (1979) tarafından tablolaştırılmıştır. Bu istatistikler Dickey-Fuller τ (tau) kritik değerleri olarak ifade edilirler ve Mackinnon (1991) çalışmalarıyla genişletilmiştir (Banarjee, 1993; Stock, 1994; Lütkepohl, 2004). Dickey ve Fuller (1979)'in sıradan en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilen eğim (slope) katsayılarını, tahmin edilen kendi standart hatasına bölerek hesapladığı t-istatistikleri, H_0 hipotezinin red edilip red edilemeyeceği kararının ölçüsü olarak değerlendirilir (Brockwell ve Davis, 2002).

Genel olarak H_0 hipotezine dayanan Dickey-Fuller (1979 ve 1981) regresyonları (3.2, 3.3 ve 3.4) için geliştirilmiş üç farklı istatistik (τ, τ_μ ve τ_T) vardır. Her bir regresyon sonucu, farklı kritik değerlerle mukayese edilir (Maddala, 1992).

Tahmin edilen katsayı üzerinde hesaplanan t-istatistiği (τ), belirlenen önem seviyelerine göre tablolaştırılmış Dickey-Fuller kritik değerleriyle mukayese edilir. t-istatistiği, Dickey-Fuller tablo değerine göre daha büyük bir negatif değeri ifade ediyorsa, H_0 temel hipotezi red edilir (Wei, 2006). Başka bir ifadeyle, t-istatistiği negatif değer olarak, Dickey-Fuller negatif tablo değerinden büyük ise seride birim kök olduğunu ve dolayısıyla durağan olmadığını öne süren H_0 hipotezi red edilir. Dolayısıyla seride birim kök olmadığını (durağan olduğunu) öne süren H_1 hipotezi kabul edilir (Hill ve Campbell, 2012).

Çok kısa bir şekilde özetlemek gerekirse, gözlemlenen bir zaman serisi Y_t için yapılacak Dickey-Fuller (DF) birim kök testi, Y_t zaman serisinin, üç farklı model (3.2, 3.3 ve 3.4) vasıtasıyla, bir dönem önceki gecikmeli Y_{t-1} değeri üzerine regrese edilmesi temeline dayanmaktadır (Agiakloglou, 1999).

3.2.1.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Dickey ve Fuller (1979) birim kök testi, yalnızca bir birim kökü, yani birinci dereceden bir otoregressif sürecin en basit halini AR(1) dikkate almakta ve kalıntıların otokorelasyonsuz olduğu (tesadüfî şokların bulunmadığı) varsayımı altında geçerli olabilmektedir. Ancak, bu varsayım genellikle ihtiyaca cevap vermekten uzak olmaktadır (Hayashi, 2005). Dickey ve Fuller (1979, 1981), Said ve Dickey (1984), Phillips (1987) ve Perron (1988), ε_t hata teriminin otokorelasyon ihtiva ettiği veya başka bir ifadeyle temiz dizi olmadığı süreçler için Dickey-Fuller (1979) testlerini değiştirerek geliştirmişlerdir. Bu testlere Genişletilmiş (Augmented) Dickey-Fuller (ADF) birim kök testleri denilmektedir (Maddala, 1992).

Ekonomik zaman serileri analizinde oldukça önemli bir yere sahip olan otoregresif birim kök modelleri, fark alma işlemiyle durağan hale gelebilmektedir (Xiao, 2012). Bazı ekonomik zaman serilerinin otoregresif derecesi birden yüksek olabilmektedir (Kutlar, 2012). Veri üretim sürecinin birden fazla gecikmeli değere sahip olduğu, yani otoregresif derecesinin birden yüksek olduğu otoregresyonlar AR(p) için ADF testi uygulanmaktadır (Kennedy, 2008). Zaten, Dickey-Fuller (1979) testlerinin değiştirilerek genişletilmesindeki amaç, göz ardı edilen hata terimindeki otokorelasyonlu değişkenleri kontrol altına almak üzere, bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini kullanmaktır. Sürece gecikmeli değerlerin katılmasıyla, ε_t hata teriminin otokorelasyonsuz hale getirilmesi mümkün olabilmektedir (Banarjee ve ark., 1993).

Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testleri, ΔY 'nin uygun sayıdaki gecikmelerinin ilave edildiği regresyonun (Denklem 3.5) tahmin edilmesini kapsamaktadır. Regresyondaki bir *p* dereceli otokorelasyonlu hata terimi, Y 'nin regresör fonksiyonu icra eden *p* sayıdaki gecikmeli değerlerinin de eşitliğe dâhil edilmesini gerektirmektedir. Regresyon (3.5)'in, Y 'nin uygun sayıdaki gecikmeli değerleriyle birlikte tahmin edilmesi, kalıntıların otokorelasyondan arındırılmasını sağlamaktadır (Kennedy, 2008);

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + (\beta\text{-}1)Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (3.5)$$

Denklem (3.5) de $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$,…,vb olduğundan, Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testinde en önemli husus, gecikme farklarının toplamını ifade eden $\sum_{i=1}^{k} \lambda_i \Delta Y_{t-i}$ 'nin gecikme sayısının (*k*) seçimidir. Gecikme sayısı (*k*) tam olarak, kalıntıları otokorelasyonsuz hale getirebilecek seviyede belirlenmelidir (Hill ve ark., 2011).

Gecikme sayısının çok büyük olması serbestlik derecesini düşürerek regresyonun etkinliğini azaltabilmekte, gereğinden daha küçük belirlemek te hata teriminin otokorelasyondan tam olarak arındırılmasına engel olabilmektedir. Bu nedenle tam bir AR(*p*) sürecinde, *k* gecikme sayısını büyükçe belirlemek genellikle daha güvenli tahmin neticeleri vermektedir (Banarjee ve ark., 1993). Farklı bir ifadeyle, bir otoregresif hareketli ortalama (ARMA) sürecinin hareketli ortalama (MA) parametresi büyük ise, otoregresif (AR) sürecin küçük sayıdaki *k* gecikmeyle tahmin edilmesi tatminkâr bir netice vermemektedir (Maddala, 1992).

Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testinin uygulandığı denklem (3.5)'de gecikme sayısı (*k*)'nın seçilmesi için genellikle Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Schwarz Bayesian Bilgi Kriteri (SBC) gibi model seçme kriterleri kullanılmaktadır (Lütkepohl, 2004a).

Denklem (3.5)'de görüldüğü gibi, ADF testleri, hem sabit terim (β_1) ve hem de zaman trendi ($\beta_2 t$) ilaveli bir modeli birlikte dikkate alabilmektedir (Hayashi, 2005). Genişletilmiş regresyon (3.5)'in tahmininden sonraki test süreci, Dickey-Fuller (DF) testindeki süreçle aynıdır. ADF test sonuçlarından elde edilen istatistikler de benzer şekilde örneklem hacmine bağlı olarak belirlenecek önem seviyelerine göre Dickey-Fuller kritik tablo değerleriyle mukayese edilir (Maddala, 1992). Ancak, DF I(1) otoregresyonlarından farklı olarak, birden fazla gecikmeli değerlerin ilave edildiği

ADF otoregresyonları bazen I(2) şeklini alabilmekte ve AR polinomu, bütün kökleri birim çemberin dışında kalan iki birim kök ihtiva edebilmektedir (Franses ve ark, 2014).

Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testinde de; eşitlikteki $(\beta_1 - 1)$ parametresinin (OEKK yöntemiyle tahmin edilen değerinin kendi standart hatasına bölünerek) hesaplanan *t* istatistiğiyle, negatiflik derecesi ölçülmektedir (Cheung ve Lai, 1995). Dolayısyla $(\beta_1 - 1)$ parametresinin değerine göre kurulacak durağanlık ve durağan-dışılık hipotezleri de Dickey-Fuller (DF) testindekiyle aynı yol izlenerek değerlendirilmektedir (Hill ve Campbell, 2012). ADF birim kök testine konu zaman serisinin durağan olmadığını öne süren H_0 hipotezinin, serinin durağan olduğunu öne süren H_1 hipotezine karşı test edilmesi için, modelin parametrelerinin uygun sayıdaki gecikme farklarının ilavesiyle yeniden belirlenmesi oldukça yararlı sonuçlar vermektedir (Lütkepohl, 2004a).

3.2.2. Durağanlık Analizi: Yapısal Kırılma Altında Birim Kök Testleri

Makroekonomik şartları oluşturan konjonktür devreleri, durgunluk ve büyüme dönemlerinin izlerini taşırlar. Ekonomideki yapısal kırılmalara veya yapısal değişimlere yol açan her bir konjonktür devresi, diğerinden farklı olarak gerçekleşir (Gujarati ve Porter, 2008). Savaşlar, doğal afetler, sosyal olaylar ve politik tercihler gibi, ortaya çıktığı dönemi takip eden zaman periyodunda ekonominin rutin işleyişini etkileyen tesadüfi şoklar, zaman serisi verilerinde yapısal kırılmalara neden olmaktadır (Kennedy, 2008). Makroekonomik zaman serileri, çoğunlukla deterministik özelliklerinden ziyade taşıdıkları stokastik özellikleri nedeniyle durağan dışı olmakta ve geçmişte maruz kaldıkları geçici ve/veya kalıcı tesadüfi şoklardan etkilenmektedirler. Bu şokların etkileri geçici olabildikleri gibi, 1929 Büyük Buhranı ve 1973 petrol krizi gibi ciddi olayların etkileri kalıcı olabilmekte ve çok uzun süre hissedilebilmektedir (Perron, 1989).

Şayet zaman serisi, düzeyde veya trendde bir yapısal kırılmaya sahip ise standart birim kök testleriyle trend durağan alternatif hipotezine karşı, durağan-

dışılığı temsil eden birim kök hipotezi red edilememektedir (Perron, 1989). Bu da yapısal kırılmanın bulunduğu trend durağan zaman serisinde sahte birim kök problemine yol açmaktadır (Hayashi, 2005). Çünkü bir otoregresif sürecin birim kök içerip içermediğini belirlemek için kullanılan testler, zaman trendlerine, serilerdeki yapısal kırılma sayısına ve sabit değere karşı oldukça duyarlı neticeler vermektedir (Lumsdaine and Papell, 1997). Dolayısıyla uzun dönem zaman serisi analizlerinde, serilerde ortaya çıkabilecek bu tür yapısal kırılmaların da göz önünde bulundurulması gerekmektedir (Maddala, 1992).

Birim kök ile ilgili çalışmalarda asıl mesele, bir zaman serisinin fark durağan mı yoksa trend durağan mı olduğunun anlaşılabilmesidir. Bu tesbit de ancak, olayların vuku bulduğu bütün zaman periyodunun analiz edilmesi suretiyle yapılabilmektedir. Şayet geçmişteki hadiselerden dolayı trendde bir kırılma meydana gelmişse, bir parametrenin bütün dönem boyunca istikrarlı olduğu varsayımı altında elde edilen neticeler de şüpheli olacaktır (Maddala, 1992). Bu nedenle yapısal kırılmalara ilişkin problemin odağında parametrelerin istikrarlı olup olmadığına yönelik testler bulunmakta ve serilerdeki yapısal kırılmalar, genellikle parametre katsayılarının istikrarı test edilerek incelenmektedir (Stock, 1994).

Perron (1989), gerçekleşme tarihi bilinen veya dışsal kabul edilen bir yapısal kırılmanın ADF testlerinde dikkate alınmasını önermiştir. Bu gelişmenin akabinde Zivot ve Andrews (1992) gibi birçok araştırıcı kırılma noktasını serilerden hareketle içsel (endogenous) olarak tahmin etmeyi tercih etmiş, Lumsdaine ve Papell (1997) de Zivot ve Andrews (1992) modelini geliştirerek, iki yapısal kırılmanın sisteme entegre edilebildiği yapıya uygun hale getirmişlerdir (Kapetanios, 2002).

3.2.2.1. Zivot-Andrews (ZA) Yaklaşımı

Zivot ve Andrews (1992), Perron (1989)'un zaman serilerindeki yapısal kırılma tarihinin veriden bağımsız (a priori) olarak bilindiği varsayamının makroekonomik uygulamalarda geçerli olamayacağını ileri sürmüşlerdir (Stock, 1994). Bu nedenle Perron (1989)'un kırılma tarihinin modele dışsal olarak dâhil edildiği varsayımı,

Zivot ve Andrews (1992) tarafından değiştirilerek kırılma tarihinin içsel olarak veri üzerinden tahmin edilebildiği yaklaşım geliştirilmiştir (Narayan ve Popp, 2013).

Yapısal kırılmanın ortaya çıktığı zaman serilerinde, bu kırılmaların yol açtığı şoklar seride kalıcı etkilere sahip olabilmektedir. Serinin durağan olması durumunda bu şoklar başlangıçta geçici etkilere sahip olsalar bile, yapısal kırılmaların varlığı, şokların etkilerini daha sonra kalıcı hale getirebilmektedir. Bu durum, birim kök hipotezinin red edilememesine yol açabilmektedir (Ling ve ark., 2013). Zivot ve Andrews (1992), temel hipotezi, sabit teriminde herhangi bir kırılmanın ortaya çıkmadığı bir birim kök süreci olan ve tek yapısal kırılmalı trend durağan süreci de alternatif hipotez olan bir test önermişlerdir (Hayashi, 2005).

Zivot ve Andrews (1992)'in geliştirdiği birim kök testleri, yapısal kırılmanın içsel olduğu ve tarihinin bilinmediği varsayımına dayanmaktadır (Ewing ve Wunnava, 2001). Zivot ve Andrews (1992) test süreci, temel hipotezini, aşağıdaki denklem (3.6)'de gösterildiği gibi, dışsal bir yapısal kırılmanın olmadığı entegre bir süreç olarak belirlemektedir (Darne, 2009);

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (3.6)$$

Bu durumda allternatif hipotezin, trendde bilinmeyen bir tarihte ortaya çıkan bir kırılmanın olduğu, trend durağan bir süreç tarafından temsil edildiği varsayılmaktadır (Darne, 2009).

Zivot ve Andrews (1992)'in geliştirdikleri alternatif hipotezler, Perron (1989)'un ADF birim kök test stratejisinde kullandığı hipotezlerden iki noktada ayrılmaktadır. Bunlardan birincisi denklem (3.6)'da verilen temel hipotez altında yapısal kırılma olmadığından, Model A ve Model B için (DVT_t) kukla değişkeninin kullanılmasına ihtiyaç duyulmamaktadır. İkinci fark; Model B için Perron (1989)'un kullandığı iki aşamalı "Toplamsal Uç Değer (Additive Outlier)" modeli yerine Zivot ve Andrews (1992) tarafından "Müdahale Uç Değeri (Intervention Outlier)" modeli kullanılmıştır. Zivot ve Andrews (1992)'in birim kök testi uygulamasında kullandığı

regresyon denklemleri aşağıda verilmiştir. Model A serilerin düzeyinde dışsal (eksojen) bir değişimi, Model B eğimde (büyüme oranında) dışsal bir değişimi, Model C ise hem düzeyde hem de eğimde meydana gelen yapısal değişimi ihtiva etmektedir (Zivot ve Andrews, 1992).

$$\text{Model A: } Y_t = \mu_1 + \beta t + \phi_1 Y_{t-1} + \gamma_2 DVU_t(\hat{\lambda}) + \sum_{j=1}^{k} \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (3.7)$$

$$\text{Model B: } Y_t = \mu_1 + \beta t + \phi_1 Y_{t-1} + \gamma_3 DVT^*_t(\hat{\lambda}) + \sum_{j=1}^{k} \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (3.8)$$

$$\text{Model C: } Y_t = \mu_1 + \beta t + \phi_1 Y_{t-1} + \gamma_2 DVU_t(\hat{\lambda}) + \gamma_3 DVT^*_t(\hat{\lambda}) + \sum_{j=1}^{k} \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad (3.9)$$

Zivot-Andrews yaklaşımında amaç, trend durağanlığı yansıtan alternatif hipotez için en fazla ağırlığı veren nisbi kırılma yansımasını (λ) tahmin etmektir (Darne, 2009; Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010). Başka bir ifadeyle test istatistiğinin sıfıra yaklaşan negatif değerinin büyümesi, temel hipotezin red edilmesi anlamına geldiğinden, nisbi kırılma yansıması (λ) i=A,B,C için $\hat{\phi}_1^{(i)} = 1$ veya $\hat{\delta}^{(i)} = 0$ testindeki tek yanlı en düşük t-istatistiğini veren değer olarak seçilir. Bu durumda i=A,B,C modelleri için en düşük t-değerini veren kırılma yansıması $t_{\hat{\delta}}\left[\hat{\lambda}_{inf}^{(i)}\right]$ olarak gösterilebilir. Kukla değişken $t > T\lambda$ olduğunda ve $DVU_t(\hat{\lambda}) = 1$ değeri aldığında $t \le T\lambda$ için $DVU_t(\hat{\lambda}) = 0$'dır. Diğer eğim (trend) kayma değişkeni $t > T\lambda$ için $DVT^*_t(\hat{\lambda}) = t - T\lambda$ değerini, $t \le T\lambda$ için $DVT^*_t(\hat{\lambda}) = 0$ değeri almaktadır. Bu durumda Zivot-Andrews (1992) yaklaşımında kırılma zamanı $\hat{\lambda}_{inf}^{(i)}$ ve $t_{\hat{\delta}}$'nın en düşük değerleri vasıtasıyla $T_b = T\hat{\lambda}$ olarak tespit edilir. Yani kırılma zamanı $T_b = [\lambda_0 T], [\lambda_0 T]+1, [\lambda_0 T]+2, \ldots T-[\lambda_0 T]$ olarak hesaplanır. λ'nın değeri 2/T'den (T-1)/T'ye kadar değişebilmektedir. En düşük t-istatistiğini bulabilmek için T-2 kadar regresyon modeli tahmin edilmelidir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010). Zivot ve Andrews (1992)'e göre, her bir nokta potansiyel kırılma noktası olarak dikkate alınır ve regresyon sıralı olarak her bir potansiyel kırılma noktası için

işletilir. Buna ilaveten, kırılma noktası (0.15T – 0.85T) örnek aralığında araştırılabilir (Ling ve ark., 2013).

Zivot ve Andrews (1992) içsel yapısal kırılma testi, muhtemel her bir kırılma noktası için tüm örneklem hacminin yanı sıra farklı kukla değişkenler de kullanan ardışık bir testtir (Glynn ve ark., 2007). ADF birim kök testinden elde edilen t-istatistiklerinin minimum (en yüksek negatif değer) olduğu yer kırılma noktası olarak seçilmektedir. Dolayısıyla birim kök temel hipotezi lehine en düşük kanıtların olduğu nokta, kırılma tarihi olarak belirlenmiş olmaktadır (Kennedy, 2008).

3.2.2.2. Lumsdaine-Papell (LP) Yaklaşımı

Lumsdaine ve Papell (1997), Zivot ve Andrews (1992) modelini geliştirerek birim kök testlerinin alternatif hipotezleri altında iki yapısal kırılmayı içeren ve aynı zamanda düzeyde ve trendde kırılmalara izin veren yeni bir yaklaşım benimsemişlerdir. Lumsdaine ve Papel (1997)'e göre kayda değer iki yapısal kırılmanın dikkate alındığı birim kök testleri, tek yapısal kırılmalı birim kök testlerinden daha güçlüdür (Glynn ve ark., 2007). Pek çok araştırma göstermiştir ki; gerçekte birden fazla kırılma varken, sadece içsel (endojen) bir kırılmanın göz önüne alınması yeterli olmamakta ve bu durum aynı zamanda bilgi kaybına da yol açmaktadır (Lumsdaine ve Papell, 1997).

Lumsdaine ve Papell (1997), Nelson ve Plosser (1982)'in verileri için iki kırılmalı trend durağanlık alternatifine karşı tekrar birim kök hipotez testi uygulamışlar ve genel olarak Zivot ve Andrews (1992)'in test sonuçlarına göre daha fazla seri için birim kök sonuçları elde etmişlerdir (Ben-David ve ark, 2003). Lumsdaine-Papell (1997), iki içsel kırılma ilave ederek geliştirdikleri ADF testini, Zivot ve Andrews (1992) yaklaşımında kullanılan Model C (3.9)'nin genişletilmiş şekline uygulamışlardır (Waladkhani ve ark., 2005; Pahlavani ve Harvie, 2008).

Lumsdaine ve Papell (1997)'in Model CC olarak tanımladıkları aşağıda verilen denklemde (3.10), hem eğimde ve hem de düzeyde iki yapısal kırılmaya izin verilmektedir.

Model CC:

$$\Delta Y_t = \mu_1 + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \Psi DT2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k} c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

Burada $\sum_{i=1}^{k} c_i = c\,(L)$ olmak üzere (Ben-David ve ark, 2003); $t = 1, \ldots\ldots, T$, için, $c\,(L)$ bilinen k dizisinin, bir gecikme polinomu veya polinomal gecikme işlemcisi iken **1-** $c\,(L)$ L birim çemberin dışındaki köklerini ihtiva etmektedir (Jha ve Sharma, 2004). $TB1$ ve $TB2$ sırasıyla birinci ve ikinci kırılma zamanlarını, $DU1_t$ ve $DU2_t$ sırasıyla $TB1$ ve $TB2$ zamanlarında düzeyde meydana gelen kırılmalar için kukla değişkenleri göstermektedir. $DT1_t$ ve $DT2_t$ ise sırasıyla $TB1$ ve $TB2$ zamanlarında eğimde meydana gelen kırılmalara denk gelen kukla değişkenleri ifade etmektedir. Söz konusu kukla değişkenler aşağıdaki gibi değer alırlar (Lumsdaine ve Papell, 1997);

Eğer $t > TB1$ ise $DU1_t$ = **l**, değilse **0**.

Eğer $t > TB2$ ise $DU2_t$ = **l**, değilse **0**.

Eğer $t > TB1$ ise $DT1_t = (t - TB1)$**1,** değilse **0**.

Eğer $t > TB2$ ise $DT2_t = (t - TB2)$**1**, değilse **0**.

TBi = 2,….,T-1, i= 1,2, ve T, birinci fark alma işlemiyle k gecikme uzunluğu nedeniyle ortaya çıkan kayıplar için yapılan düzeltme sonrası gözlem sayısı olmak üzere; Model CC, muhtemel bütün ($TB1$, $TB2$) çift kırılma tarihleri için tahmin edilir. Gecikme uzunluğu k 'nın belirlenmesinde ön kabul olarak bir üst sınır seçilir. Modele en son dâhil edilen gecikme değeri anlamlı ise gecikme uzunluğu olarak, seçilen üst sınırdaki değer alınır, anlamlı değilse en son gecikme değeri anlamlı olana kadar gecikme uzunluğu k birer birer düşürülerek küçültülür. Şayet hiçbir gecikme

değeri anlamlı çıkmaz ise *k*, sıfır olarak alınır. Muhtemel tüm (*TB*1,*TB*2) çift kırılma tarihlerinin belirlenmesi için ~ 'nın t-istatistiğini minimum yapan değerler seçilir (Ben-David ve ark, 2003).

Lumsdaine-Papell (1997) yaklaşımında; serinin $\{Y_t\}$ dışsal bir yapısal kırılma olmaksızın birim kök içerdiğini ifade eden temel hipotezi, serinin $\{Y_t\}$, trend fonksiyonunda bilinmeyen iki farklı tarihte ortaya çıkan iki yapısal kırılmayla birlikte trend durağan olduğunu ifade eden alternatif hipoteze karşı test edilmektedir. Bulunan ~ değerinin *t*-istatistiğinin, ilgili kritik değerden daha negatif olması halinde temel hipotez reddedilir (Ben-David ve ark, 2003).

Lumsdaine-Papell (1997) yaklaşımının hipotez testi aşağıdaki gibi gösterilir;

H_0 : Seri, yapısal kırılma olmaksızın birim kök içermektedir.

H_1 : Seri, iki yapısal kırılmayla birlikte trend durağandır.

Lumsdaine-Papell (1997) yaklaşımının model seçiminde birim kök hipotezinin reddedilme şiddeti dikkate alınır. Başka bir ifadeyle birim kök hipotezinin en güçlü reddedildiği model, uygun model olarak belirlenir (Lumsdaine ve Papell, 1997).

3.2.3. Zaman Serisi Modelleri

Zaman serisi analizinin uygulamasında, toplanan zaman serisi verileri için elverişli bir model seçilir ve bilinen veri değerleri kullanılarak seriyi temsil edebilecek parametreler tahmin edilir. Zaman serisi tahmin sürecinde, geçmişe yönelik toplanan gözlem değerlerinin temelindeki veri üretim sürecini kapsayacak matematiksel bir model geliştirilir. Akabinde bu model vasıtasıyla gelecekteki olaylar tahminlenir (Adhikari ve Agrawal, 2013).

Ekonomik zaman serisi, tesadüfî (rassal) değişkenlerin sonuçlarına duyulan sezgisel sayılabilecek bir ihtiyacı karşılamaktadır. Zamanda geriye gidilmesinin ve

sürecin yeniden başlatılmasının mümkün olmaması nedeniyle toplanan bir zaman serisi gözlem seti ile stokastik sürecin muhtemel tek bir sonucu elde edilebilir (Wooldridge, 2013). Bir zaman serisinin analiz sürecinin önemli bir aşaması, veriler için en elverişli olasılık modelinin veya model grubunun belirlenmesidir. Doğası gereği öngörülemez nitelikteki gelecekteki gözlemlerin dikkate alınması için, her bir gözlemin (y_t) belli bir tesadüfî değişkenin (Y_t) gerçekleşen değeri olduğu varsayılır (Brockwell ve Davis, 2002).

3.2.3.1. Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama (ARIMA) Modeli

Gözlemlere dayalı birçok zaman serisi hareketlerini açıklayabilen büyük bir model grubunu tanımlamak üzere ilk kez Box ve Jenkins (1976) tarafından ARIMA (p,d,q) simgeleri kullanılmıştır (Dickey, 2005). Box ve Jenkins (1976), *d* mertebesindeki farkı alındığında durağanlaşan karma Otoregresif Hareketli Ortalama (Autoregressive Moving Average - ARMA) modellerini, Otoregresif Bütünleşik Hareketli Ortalama (Autoregressive Integrated Moving Average - ARIMA) süreci olarak tanımlamışlardır.

Tahmin teknikleri bağlamında Box ve Jenkins (1976)'in geliştirdiği bu yöntem, Box-Jenkins (1976) yaklaşımı olarak da anılmış ve bir dönem "zaman serisi analizi" terminolojisiyle eşdeğer anlamda kullanılmıştır. Box-Jenkins (1976) zaman serisi modelleme yöntemi, tahmin için iktisat teorisinin öne sürdüğü açıklayıcı değişkenleri kullanarak ekonometrik model kurma yaklaşımının yerine, tahminde bulunulacak değişkenin geçmişteki değerlerine dayalı model kurma yaklaşımı getirmiştir (Kennedy, 2008).

Box-Jenkins (1976)'in zaman serisi modellerinde Y_t, Y'nin kendi gecikmeli değerleri ve olasılıklı hata terimleriyle açıklanabilmektedir. Herhangi bir iktisat kuramından türetilemedikleri için ARIMA modelleri, bazen kuramsız modeller olarak ta ifade edilmektedirler (Gujarati, 2001). ARIMA modeli, Otoregresif (AR), Hareketli Ortalama (MA) ve Otoregresif Hareketli Ortalama (ARMA) gibi süreçlerin alt sınıfı bir modeldir (Adhikari ve Agrawal, 2013).

ARIMA (p,d,q) modelinde; *p,* serinin gecikmeli değerlerinin sayısıdır ve modelin Otoregresif (AR) boyutunu temsil etmektedir, *d* serinin durağan hale gelmesi için kaç kez fark alma işleminin yapıldığını göstermektedir, *q* ise hata teriminin gecikmeli değerlerinin sayısıdır ve modelin Hareketli Ortalama (MA) boyutunu temsil etmektedir (Kennedy 2008).

Doğrusal bir zaman serisinin en temel örneği; seriyi kendi gecikmeli değerlerine göre doğrusal bir ilişkiyle açıklayabilen, ortalaması sıfır ve varyansı sabit hata terimiyle birlikte bir otoregresif (AR) sürecidir. Bir AR süreci, zaman serisinin gelecekteki değerlerini öngörme noktasında ideal bir şekilde kendi kendine işleyen bir mekanizma oluşturur (Berg ve ark., 2012). Buna göre, otoregresif sürecin en basit hali olan birinci derece otoregresif AR(1) süreci, aşağıdaki şekilde formüle edilir (Brandimarte, 2014);

$$Y_t = \delta + \phi Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (3.11)$$

Denklem (3.11) de; Y_t bağımlı değişkeni, δ bir sabit değeri, ϕ tahmin edilmesi gereken parametreyi, Y_{t-1} gecikmeli değeri ifade eden bağımsız değişkeni ve ε_t ise ortalaması sıfır, varyansı sabit σ_ε^2 korelasyonsuz bir hata terimini göstermektedir. ϕ Parametresi $-1<\phi<1$ koşulunu taşıyorsa AR(1) sürecinin durağan olduğu kabul edilir. Kendi gecikmeli değerleriyle açıklanan bu model, kendi kendine regresyon anlamında otoregresyon süreci olarak ifade edilmektedir (Wei, 2006; Hill ve ark., 2011).

Bir AR (p) süreci ise aşağıdaki gibi formüle edilmektedir (Adhikari ve Agrawal, 2013);

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + ... + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \qquad (3.12)$$

Denklem (3.12) de; Y_t bağımlı değişkeni, δ bir sabit terimi ve stokastik süreç olan Y_t'nin ortalamasını, ϕ tahmin edilmesi gereken otoregresif parametreleri, *p*

serinin mertebesini, $Y_{t-1}, Y_{t-2}, ...Y_{t-p}$ p sayıdaki bağımsız değişkenleri ve ε_t ise ortalaması sıfır, varyansı sabit σ_{ε}^{2} korelasyonsuz bir hata terimini (tesadüfi şokları) göstermektedir. Bir AR(p) modelinde bir değişkenin gelecekteki değeri, *p* sayıdaki geçmiş gözlemlerin ve sabit terimle birlikte tesadüfi şokların doğrusal fonksiyonu olduğu varsayılmaktadır (Adhikari ve Agrawal, 2013).

Burada ε_t gözlemlenmiş bir seri değil, ancak Y_t için var olduğu kabul edilen modele dayalı verilerden yola çıkılarak tahmin edilmesi gereken bir seridir. AR(p) modelinin dayandığı en önemli varsayıma göre, ε_t şoklar bağımsız ve aynı şekilde bütün *t* zamanı boyunca dağılmıştır veya en azından aralarında korelasyon mevcut değildir (Franses ve ark, 2014). AR(p) sürecinin hareket tarzının ve *p*'nin mertebesinin belirlenebilmesi için ilk birkaç momentin ve otokorelasyonla (ACF) birlikte kısmi otokorelasyon (PACF) fonksiyonlarının değerlendirilmesi gerekmektedir (Brockwell ve Davis, 2002).

Bir zaman serisinin farklı dönemlerine ait değerleri arasındaki korelasyon, serisel korelasyon veya otokorelasyon olarak ifade edilmektedir (Anemiya, 1994). Daha açık bir ifadeyle Y_t ile Y_{t-1} gözlemleri arasındaki korelasyon, otokorelasyon olarak ifade edilir. γ_k, zaman serisi Y_t nin *k* sırasındaki otokovaryansı olmak üzere, Y_t nin *k* sırasındaki otokorelasyonu $\rho_k = \gamma_k / \gamma_o$ olarak tanımlanır. $\rho_o = 1$, $\rho -k = \rho_k$ ve bütün *k*'lar için $-1 < \rho_k < 1$ iken bütün otokorelasyonların derlemesi ρ_k, otokorelasyon fonksiyonu (ACF) olarak tanımlanır. Y_{t-1}, $Y_{t-2}, \ldots Y_{t-k}$ gözlemlerinin etkileri ortadan kaldırıldığında veya göz ardı edildiğinde Y_t ile Y_{t-k+1} gözlemleri arasındaki bağımlılık veya korelasyon, kısmi otokorelasyon olarak tanımlanır. Bütün kısmi otokorelasyonların kombinasyonu Ψ_k, kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF) olarak ifade edilir (Franses ve ark., 2014).

Sadece bir AR(p) modeli serinin geçmişteki gözlem değerlerine karşı geriye bağlanmakta (regresif davranış göstermekte), bir MA(q) modeli ise açıklayıcı değişken olarak geçmişteki hataları kullanmaktadır (Adhikari ve Agrawal, 2013).

MA(q) süreci olarak sembolize edilen, *q* sırasının sonlu Hareketli Ortalama serisi aşağıdaki gibi ifade edilir (Brandimarte, 2014);

$$r_t = \alpha + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \ldots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \qquad (3.13)$$

Burada μ serinin ortalamasını, $\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_q$ modelin parametrelerini, ve *q* modelin mertebesini (hata terimi sayısını) sembolize etmektedir. Tesadüfi şokların genellikle tipik normal dağılım gösterdikleri varsayılmaktadır. Böylece MA(q) süreci kavramsal olarak, bir önceki veya daha önceki gözlemlerin tesadüfi şoklarına karşı, serinin şimdiki gözlem değerinin doğrusal regresyonu olarak kabul edilmektedir (Adhikari ve Agrawal, 2013). Denklem (3.13) de tesadüfi değişken ε_t beyaz gürültü (white noise) hata terimi, $E[\varepsilon_t] = 0$ (sıfır ortalama) ve $Var(\varepsilon_t)=\sigma^2$ (sabit varyans) olmak üzere; bu değişkenler tesadüfi şoklar gibi davranış göstermekte ve zayıf bir durağanlık sergileyen süreci hareket ettirmektedirler (Brandimarte, 2014).

Sürecin mertebesini belirleyebilmek ve yapısını açıklayabilmek için ilk iki momentini hesaplamak gerekmektedir (Wei, 2006). Bir zaman serisinin Y_t ilk iki momentinin hesaplanması, serinin ortalaması, varyansı ve otokovaryansının hesaplanması anlamında kullanılmaktadır (Turkman ve ark, 2014).

Mevcut zaman serilerini bir modele uyarlamada esneklik sağlamak için bazen otoregresif (AR) ve hareketli ortalama (MA) süreçlerinin her ikisini birden modele dâhil etmek daha yararlı olmaktadır. Böylece karma otoregresif hareketli ortalama (ARMA) modeline ulaşılmaktadır. ARMA modeli *p*+*q*+2 sayıda bilinmeyen parametreyi barındırmaktadır. Genellikle ikiden küçük mertebedeki *p* ve *q* değerlerinin bulunduğu ARMA (p,q) modelleriyle, durağanlığı yeterli seviyede temsil edilebilen zaman serilerini elde etmek mümkün olmaktadır (Box ve ark., 2008).

Otoregresif (AR) ve Hareketli Ortalama (MA) süreçleri birleşerek aşağıdaki gibi Otoregresif Hareketli Ortalama (ARMA) sürecini meydana getirmektedirler (Brandimarte, 2014). Bu birleşmeyle meydana gelen ARMA süreci en az sayıda

(parsimony) parametre kullanılarak uygun modele ulaşılmasına imkân vermektedir (Box ve Jenkins, 1976).

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + ... + \phi_p Y_{t-p} + £_t + \bar{}_1 £_{t-1} + ... + \bar{}_q £_{t-q} \quad (3.14)$$

AR ve MA süreçlerinin bir alt kümesi olan ARMA sınıfı modeller, daha güçlü testlerin yapılmasına imkân veren ve uygulamada kullanılan doğrusal modellerin de dâhil edilebileceği yeterlilikte, büyük bir grubu temsil ederler (Giannerini, 2012). Denklem (3.14) de gösterilen süreç, kendi kendini açıklayabilme özelliğinden dolayı ARMA (p,q) süreci olarak adlandırılmaktadır. ARMA (p,q) modelinin yapısı, geçmişe yönelik verilerin uyarlanması için geniş imkânlar sağlamakla birlikte bu model ancak durağan serilere uygulanabilmektedir (Brandimarte, 2014).

Birçok ampirik zaman serisi Y_t için; t zamanında ortaya çıkan gözlem değeri *t-1* zamanında meydana gelmiş gözlemlere, *t-1* zamanında ortaya çıkan gözlem değeri de *t-2* zamanında meydana gelmiş gözlemlere bağımlı olmak üzere silsile bu şekilde devam eder. Y_t serisinin t dönemine ait gözlem değeri, bir dönem önceki gözlem değerlerinin ve hata teriminin doğrusal bir kombinasyonudur. Çünkü Y_t ve Y_{t-k} gözlemleri *k* zamanı kadar farkla meydana gelmişlerdir. Bu durumda *k* gecikme sayısı olarak adlandırılırken, Y_t'nin kendi gecikme değerlerine $Y_{t-1}, Y_{t-2}, ...,$ veya kısaca kendi gecikmesine bağımlı olduğu ifade edilir. Gösterimi basitleştirmek için Y_t'nin bu gecikmesi, gecikme operatörü olarak adlandırılır ve *L* olarak sembolize edilir (Franses ve ark, 2014).

Denklem (3.14) de *(L)* gecikme operatörü olmak üzere AR (p) süreci $£_t = \phi(L) y_t$ olarak gösterildiğinde; $\phi(L)$=0 sürecin karakteristik eşitliği olarak kabul edilir. Bu eşitliğin tüm köklerinin birim çember dışında olmasının, AR(p) sürecinin durağanlığı için yeterli ve gerekli koşullar olduğu Box ve Jenkins (1976) tarafından kanıtlanmıştır. Bir MA (q) süreci ise parametre değerlerine bakılmaksızın daima durağan kabul edilir. Dolayısıyla $\phi(L)$=0 karakteristik eşitliğinin tüm kökleri birim çemberin dışında kalıyorsa bir ARMA (p,q) sürecinin de durağan olduğu kabul edilir.

AR (p) ve MA (q) modellerinin kombinasyonu olan ARMA (p,q) süreci, sadece tek değişkenli zaman serilerinin modellenmesi için uygun olabilmektedir (Brockwell ve Davis, 2002; Adhikari ve Agrawal, 2013).

Buraya kadar, zaman serilerinin durağan sürece sahip oldukları varsayımından hareketle AR, MA ve ARMA süreçleri açıklanmaya çalışıldı (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010). Oysa, birçok bilimsel zaman serisinin verileri durağan olduğu halde, ekonomik zaman serilerinin çoğu trend taşırlar (ortalamaları zamana karşı değişkendir) ve bu yüzden kesinlikle durağan değildirler. Box ve Jenkins (1976), durağan olmayan ekonomik zaman serilerinin çoğunlukla bir veya iki fark alma işlemi sonucunda durağan olabildiklerini ileri sürmüşlerdir. Fark alma işlemi sonucu ortaya çıkan veri serisi, Box-Jenkins analizi için yeni bir zaman serisi verisi olarak kullanılabilmektedir (Kennedy, 2008).

Sabit bir ortalamaya sahip olmayan ekonomik zaman serileri, düzeyden ve trendden uzaklaşarak homojenlik gösterseler bile serinin bir parçası, öteki parçası gibi hareket eder. Bu tür homojen ancak durağan-dışılık sergileyen seriler, fark alma işlemiyle durağan hale gelebilmektedirler. Fark alma işlemi *d* defa tekrarlanarak durağan hale gelen ARMA (p,q) süreçleri, ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) süreci olarak adlandırılmaktadırlar (Box ve Jenkins, 1976). ARMA sürecinde zaman serilerinin trendden sapması (uzaklaşması) durağanlığın bir göstergesi olarak kabul edilmektedir (Nelson ve Plosser, 1982).

Denklem (3.14) de genel bir ifadesi gösterilen ARMA (p,q) sürecindeki Y_t serisinin *d* defa farkının alınması gerekiyorsa eşitlikteki Y_t yerine $\Delta_1^d Y_t$ yerleştirmek suretiyle ve $\Delta_1^d Y_t = W_t$ olmak üzere (Franses ve ark., 2014), ARIMA (p,d,q) sürecinin genel bir modeli aşağıdaki şekilde ifade edilebilir (Box ve ark., 2008; Kennedy, 2008);

$$W_t = \delta + \phi_1 W_{t-1} + \ldots + \phi_p W_{t-p} + £_t + \bar{}_1 £_{t-1} + \ldots + \bar{}_q £_{t-q} \qquad (3.15)$$

ARIMA(*p,d,q*) modeli zaman serisi analizlerinde en çok kullanılan parametrik model olup, özel bir durum olarak *d* ‘nci derecede özünde durağan bir model olarak kabul edilir (Brockwell ve Davis, 2002; Percival ve Mondal, 2012). ARIMA modeli, aynı zamanda genel ARMA sürecinin durağan dışılığa imkân sağlayan özel bir şekli olarak ta ifade edilmektedir (Brandimarte, 2014).

Denklem (3.15) de ϕ ve θ tahmin edilmesi gereken parametreler, $£$ bağımsız ve aynı şekilde ortalaması sıfır olan normal dağılım gösteren hatalardır. W_t (p,d,q)’uncu mertebeden bir otoregresif bütünleşik (entegre) hareketli ortalama sürecidir. Eşitlikte W_t, Y_t’nin farkı alınmış değerlerini, *d* entegre sürecin derecesini ifade etmektedir (Kennedy, 2008). Özetle bir zaman serisini durağanlaştırmak için *d* defa fark alınarak buna ARMA(p,q) modeli uygulanırsa, süreç ARIMA(p,d,q) olarak tanımlanmaktadır (Box ve ark., 2008). Burada durağan serilere duyulan ihtiyacın nedeni, verilerden hareketle elde edilen bir modelin tahmin için istikrarlı bir temel oluşturmasını sağlamaktır (Gujarati ve Porter, 2008).

Durağan olmayan stokastik bir süreç, serinin birinci farkının dikkate alınmasıyla durağanlaşıyorsa birinci dereceden entegre olduğu söylenir ve I(1) olarak gösterilir. Bir veri üretim süreci, *d* defa fark alınarak durağanlaşıyorsa *d* ‘nci dereceden entegre olduğu ifade edilir ve I(d) olarak gösterilir. Fark alma işlemcisi Δ ile gösterilir. Y_t stokastik süreci için Δ=1-*L* olduğundan $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ elde edilir ve Y_t, I(*d*) olarak tanımlanır. Durağan bir Y_t süreci bazen I(0) olarak ta gösterilir. $d \geq 1$ olmak üzere bir I(*d*) süreci, birim kök süreci veya birim köke sahip süreç olarak ifade edilir (Lütkepohl, 2004a). Serinin durağan hale getirilmesi için fark alma işlem sayısını gösteren *d*’nin değeri, aynı zamanda zaman serisinin karakteristik denklemindeki birim kök sayısına da eşittir (Said ve Dickey, 1984).

3.2.3.1.1. ARIMA Tahmin Süreci (Box-Jenkins Metodolojisi)

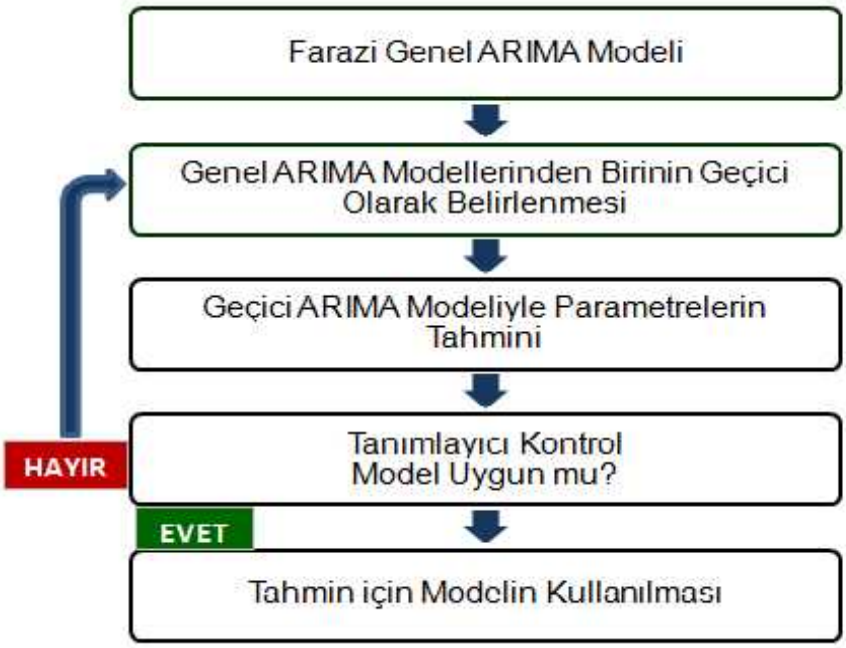
Box-Jenkins (1976) metodolojisi olarak ta zikredilen ARIMA tahmin süreci, tek denklem veya simultane (eşanlı) denklem modellerinin kurulmasını değil, ekonomik zaman serilerinin stokastik özelliklerini "*bırakın da veriler konuşsun*" felsefesiyle çözümlemeyi vurgulamaktadır (Gujarati ve Porter, 2008). Zaman serilerini modellemede Box-Jenkins (1976) yaklaşımı, gerçekleşen verilere en uygun ARIMA veri üretme sürecini belirleme yöntemidir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010). Bir ARIMA modeli elde etmenin aşamaları aşağıdaki gibi özetlenebilir (Kennedy, 2008);

1. *Belirleme veya Model Seçimi:* Serinin gecikmeli değerlerinin sayısı *p*, serinin durağan hale gelmesi için kaç kez fark alma işlemin yapılması gerektiğini gösteren *d* ve hata teriminin gecikmeli değerlerinin sayısı *q* mertebeleri belirlenir. Bu aşamada cimrilik (parsimony) prensibi benimsenerek, en az sayıda parametreyle (en uygun *p* ve *q* değerleriyle) veya serbestlik derecesiyle durağan zaman serileri modellenebilir.

2. *Tahmin* : δ sabit terim (intercept) ile birlikte ϕ ve θ parametreleri, genellikle maksimum olasılık tahmincisine en küçük kareler yönteminin uygulanmasıyla tahmin edilirler.

3. *Tanımlayıcı Kontrol*: Tahmin edilen modelin yeterli olup olmadığı kontrol edilir ve gerekli görüldüğünde revizyona tabi tutulur. Bu işlemler, en uygun model elde edilinceye kadar tekrarlanır.

Box-Jenkins yaklaşımı, zaman serisinin geçmişe dair özel veri örneklerinden hareketle tahminde bulunmaktan ziyade (Lawrance ve ark., 2014), yukarıda kısaca belirtilen ve aşağıda Şekil (3.1) de sistematik olarak gösterilen aşamaları tekrarlayarak ARIMA modelleri arasında en az parametrenin kullanıldığı modeli belirlemeyi amaçlamaktadır (Maddala, 1992; Adhikari ve Agrawal, 2013).



Şekil 3.1. En Uygun Modelin Seçimi İçin Box-Jenkins Yaklaşımı

Bu aşamalardan en önemli olanı geçici modelin belirlenmesidir. Bu aşamada araştırmacının, korelogramlarla birlikte seçilen istatistikleri yorumlayarak değerlendirmesine ve verilere en uyumlu modelin seçimi için kişisel muhakeme yeteneğine ihtiyaç duyulmaktadır. Doğru modelin seçimi için araştırmacının kayda değer tecrübesine ihtiyaç duyulan Box-Jenkins yaklaşımı, bilimden çok, bir sanat olarak değerlendirilmekte ve bir nevi ustalık gerektirmektedir (Kennedy, 2008).

Box-Jenkins yaklaşımında süreç, analize konu serinin durağanlığının sağlanması için fark alma işlemleriyle başlar (Maddala, 1992). Seride durağan dışılığa sebebiyet veren trend, mevsimsellik, aykırı gözlem değerleri ve zamana bağımlı olarak değişen varyans gibi faktörler, verilerin logaritmasının alınması, varyansı istikrarlı hale getirme, ($d \geq 1$ durumunda) deterministik parametrenin dahil edilmesi ve fark alma işlemleriyle elimine edilerek seri durağan hale getirilir (Wei, 2006).

Fark alma işlemi, stokastik veya deterministik bir zaman serisini trendden arındırma hususunda oldukça kullanışlı bir mekanizmadır. Zira fark alma yoluyla serinin dönüştürülmesi işlemi, birçok ekonomik zaman serisinde başarılı sonuçlar

vermekte, durağan olmayan stokastik bir süreç genellikle birinci fark alma işlemi sonunda durağan hale gelebilmektedir (Lütkepohl, 2004a). Bir zaman serisi Y_t'nin durağanlaştırılması için kaç kez fark alınması gerektiğini simgeleyen *d*'nin belirlenmesi aşamasında Y_t'nin otokorelasyon fonksiyonu ρ_k bulunur ve serinin durağanlığı kontrol edilir. Seri durağan değilse, serinin farkı alınır bu kez ΔY_t'nin otokorelasyon fonksiyonu bulunur ve kontrol edilir, seri durağan oluncaya kadar süreç *d* defa tekrar edilir. Durağan seri $\Delta^d Y_t$ olarak gösterilir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010).

Eğer örneklem ACF'leri çok yavaş bir şekilde azalıyor ve örneklem PACF'leri de birinci gecikmeden sonra kesiliyorsa bu durum fark almanın gerekliliğine işaret etmektedir. Burada Dickey-Fuller (1979) birim kök testinin uygulanması tercih edilebilir (Wei, 2006). Bir ARMA modeli kurma aşamasında hem AR, hem de MA polinomunda birim çembere yakın bir birim kökün olması araştırmacı için çok önemli uyarılar anlamına gelmektedir. AR polinomunda bire yakın bir birim kökün olması, modelin uyarlanmasından önce serinin farkının alınması gerektiğini, MA polinomunda bire yakın bir birim kökün olması ise serinin aşırı fark alma işlemine maruz kaldığına işaret eder (Brockwell ve Davis, 2002).

Zaman serisi Y_t nin durağanlığı, seçilen *k*'nın bir fonksiyonu olarak *k* sayıdaki otokorelasyon katsayısı ρ_k nın bir grafiği olan korelogram, görsel olarak incelenir. Korelogramlar azalıp kayboluncaya kadar fark işleminin sürdürülmesi gerekir (Maddala, 1992). Gecikme değeri *k* büyüdükçe korelogramların azalıp kaybolduğu görsel olarak anlaşılır (Kennedy, 2008).

Zaman serisinin durağan hale getirilmesinden sonra yapılacak işlem otoregresif (AR) ve hareketli ortalama (MA) için *p* ve *q* değerlerinin belirlenmesini sağlayacak durağan serinin ($\Delta^d Y_t$) hem otokorelasyonun (ACF) ve hem de kısmi otokorelasyonun (PACF) hesaplanarak incelenmesidir. *p* ve *q* dereceleri, örneklem ACF ve PACF'leri ile, bilinen modellerin teorik özelliklerinin karşılaştırılmalarıyla belirlenir. Genellikle belirlenecek *p* ve *q* için gerekli mertebeler 3 veya 3 ten küçük

olacaktır. AR ve MA süreçlerinin ACF'leri ve PACF'leri bakımından aralarında güçlü bir çifteşlik (duality) mevcuttur (Wei, 2006). Bununla birlikte, zaman serisi için hesaplanan otokorelasyonlar oldukça büyük bir varyansa sahip olabilecekleri gibi kendi aralarında da yüksek derecede otokorelasyon olabilir (Box ve ark, 2008).

Durağan süreçler için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının teorik özellikleri Çizelge 3.1'de gösterilmektedir (Wei, 2006);

Çizelge 3.1. Otokorelasyon ve Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonlarının Teorik Özellikleri

Süreçler	**ACF (Autocorrelation Function)**	**PACF (Partial Autocorrelation Function)**
AR(p)	Geometrik olarak azalır ve kaybolur veya sinüs dalgası olarak azalır	p gecikme sonra kesilir
MA(q)	q gecikme sonra kesilir	Geometrik olarak azalır ve kaybolur veya sinüs dalgası olarak azalır
ARMA(p,q)	$q - p$ gecikme sonra azalır ve kaybolur	$p - q$ gecikme sonra azalır ve kaybolur

Bu arada model belirleme aşamasında, mevcut problemin matematiksel olarak kesin bir şekilde formüle edilememesi nedeniyle istatistikî açıdan yetersiz modeller zorunlu olarak denenecektir. Dolayısıyla model belirleme aşamasında grafiksel yöntemler ve araştırmacının tecrübesine dayalı muhakeme yeteneği ön plana çıkmaktadır. Bununla birlikte, model belirleme sürecinin hazırlık aşamasında araştırmacının zihninde oluşan ve deneme niteliğinde olmasının ötesinde bir anlam taşımayan modellerden biri, nihai aşamada seriye uygun ve yeterli olacak bir model olarak belirlenebilmektedir (Box ve ark., 2008).

Geçici modelin belirlenmesinden sonraki adım, modele ait δ sabit terimi ile birlikte ϕ ve θ parametrelerinin tahmini olacaktır (Wei, 2006). Model seçiminde eğer bir AR süreci belirlenmişse parametrelerin tahmini, sıradan en küçük kareler (Ordinary Least Square - OLS) yöntemiyle yapılabildiği için özelikle kolay olmaktadır. Eğer bir zaman serisinin veri üretim süreci için seçilen model MA sürecini de kapsıyorsa doğrusal olmayan parametreler nedeniyle tahmin

güçleşecektir (Lütkepohl, 2004a). Bu durumda parametrelerin tahmini için doğrusal olmayan optimizasyon metodunun kullanılması gerekir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010). Zira MA sürecinin gecikmeli değerleri gözleme dayalı değildir ve mümkün olduğunca iyi tahmin edilmelidir (Franses ve ark., 2014).

Model parametrelerinin tahmini sürecinde amaç, hatasız veya araştırmacıyı minimum hata karelerinin ortalamasını bulmaya yönlendirecek mümkün olan en düşük hatayı içeren öngörüde bulunmak olduğundan, hata kareleri ortalaması kriteri açısından böyle bir tahmin, en küçük hataları barındıran geleceğe ilişkin optimum değerlerin elde edilmesine imkan sağlayacaktır (Wei, 2006). Bu nedenle kalıntı veya hata kareleri ortalaması en düşük değere sahip olan ARIMA (*p,d,q*) modeli, en uygun model olarak seçilir (Maggina, 2014).

Zaman serisine uyarlanmış modelin parametreleri tahmin edildikten sonra bu kez sıra, belirlenen modelin tanımlayıcı kontrollerinin yapılmasına gelir. Bu aşamada tanımlayıcı testler vasıtasıyla belirlenen modelin yeterliliği ve seriye ne kadar uygun olduğu tespit edilir (Box ve ark., 2008). Bu aşamada başlıca iki tür tanımlayıcı kontrol testi uygulanır. Bunlardan ilki modelin aşırı uyumu, ikincisi kalıntıların otokorelasyonsuz olup olmadığını kontrol eden portmanteau testleridir. Modelin aşırı uyumunda, seçilen model için dikkate alınan p ve q değerleri, $p+1$ ve $q+1$ olarak bir fazlasıyla belirlenir ve model yeniden tahmin edilir. Fazladan ilave edilen bu gecikmeler (parametreler), sıfırdan anlamlı bir şekilde farklı olmamak üzere test edilir (Kennedy, 2008).

Kalıntıların analizinden önce belirlenen model tarafından simüle edilen zaman serisinin otokorelasyon fonksiyonu, orijinal serinin otokorelasyon fonksiyonu ile mukayese edilir. Şayet mukayese edilen ACF'ler iyi bir şekilde eşleşiyor veya benzeşiyorsa bu kez, modelin uyum yeterliliğinin tespiti için kalıntılar incelenir (Lawrance ve ark, 2014). Zaman serisine uyarlanmış modelin seçiminden sonra serinin kalıntılarına ait ACF'lerin incelenmesi, modelin uygunluğunun yeterli olup olmadığına yönelik çalışmalara çok önemli katkılar sağlayacaktır (Ljung ve Box, 1978). Kalıntı hatalarına ait ACF'lerin incelenmesiyle yapılacak kontrol sonrası;

kalıntılar ortak bir varyans ve sıfır ortalamayla birlikte tesadüfi bir dağılım sergiliyorsa, modelin uyumu yeterli olarak değerlendirilir (Lawrance ve ark, 2014).

Seçilen modelin yeterliliğini test eden bir dizi tanımlayıcı araç bulunmasına karşılık, bunların pek çoğu modelin kalıntılarının analizine dayalıdır. Modelin kalıntı serisinde aykırı gözlemler, homojen olmayan varyans veya yapısal kırılmalar gibi faktörler ortaya çıkabilir ve kalıntılar analiz edilerek modelin bu tür açıkları (eksiklikleri) ortaya çıkarılabilir (Lütkepohl, 2004a).

Kalıntı serisinin yaklaşık olarak bir temiz diziye benzemesi, bir ARMA zaman serisi modeli için belirgin bir zorunluluktur. Bilhassa kalıntılar arasındaki otokorelasyon tüm gecikmelerde önem arz etmeyecek seviyede olmalıdır. Aksi takdirde, ARMA sürecine dâhil edilebilmiş birkaç dinamik yapı kaybedilmiş olacaktır. Bununla birlikte kalıntılar için uyarlanan ACF ve PACF'lerin anlamlılığını test eden Box-Pierce veya Ljung-Box (portmanteau) istatistikleri hesaplanarak karşılaştırmalar yapılır. Hesaplanan kalıntı ACF'lerinin $\pm 2/\sqrt{T}$ aralığında olup olmadığı % 5 anlamlılık seviyesinde test edilir. Kalıntı ACF'leri bütün gecikmelerde (k) sıfır olmalıdır (Kennedy, 2008; Franses ve ark., 2014).

Belirlenen bir ARIMA modelinin uygunluğu yeterli ise portmanteau istatistikleri yaklaşık olarak ($k - p - q$) serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına uygunluk sağlayacaktır (Box ve Pierce, 1970; Ljung ve Box, 1978). Başta ARMA zaman serisi modelleri olmak üzere pek çok istatistikî modeller, hata serilerini korelasyondan arındıran veri dönüşümlerinin bir aracı olarak ta değerlendirilirler (Box ve Pierce, 1970).

Tanımlayıcı kontrol aşamasının amacı sadece belirlenen modelin uygunluğunun yetersizliğine işaret eden unsurları belirlemek değildir. Aynı zamanda gerek duyulduğunda modelin uygun hale getirilmesi için nasıl bir değişikliğin yapılması gerektiği konusunda yol da göstermektir. Bunun sağlanması için önce modelin aşırı uyumluluğu kontrol edilir, akabinde kalıntılar analiz edilir.

Araştırmacı bazen ihtiyaç duyulabileceği endişesiyle modeli kasten daha fazla parametre içerecek şekilde belirleyebilir. Bu durumda fazla parametrenin ilave edilmesinin rasyonel olup olmadığı test edilerek kontrol edilmelidir (Box ve Pierce, 1970). Seçilen modelin aşırı uyumlu olmasıyla hesaplanan parametrelerin grafiksel analizi de modeldeki eksikliklerin gösterilmesini sağlayan etkin bir yoldur. Bununla birlikte modelin uygunluğunun yeterliliğini test eden bütün kriterler göz önüne alınmalıdır (Ljung ve Box, 1978).

Bütün bunlara ilave olarak belirlenen modelin kontrolü, iktisat teorisinin genel geçer kurallarını ve temel iktisadi birimlerin ilişkilerini gerçekçi bir şekilde yansıtıp yansıtmadığının incelenmesi yoluyla da yapılabilir (Lütkepohl, 2004a). Model parametreleri arasındaki ilişkinin iktisat teorisi tarafından da desteklendiği durumlarda bu ilişkiler de *t* ve F testleri yardımıyla incelenirler. Söz konusu teori güvenilir ise belirlenen parametreler gelecek değerlerin tahmini için kullanılır (Hill ve ark., 2011).

3.2.3.1.2. Nihai Model Seçiminde Bilgi Kriterleri

Zaman serisi analizlerinde veri setini yeterli derecede temsil edebilen, daha açık bir ifadeyle zaman serisine uygun birden fazla model yeterli görülebilir. Bu durumda daha önce kullanılan testlerin dışında farklı kriterlere ihtiyaç duyulacaktır. Bu amaçla literatürde modellerin mukayese edilebilmesini sağlayan pek çok kriter ortaya konulmuştur (Wei, 2006).

Nihai modelin seçiminde kritik değerlerin ne olduğuna dair sorulara cevap bulabilmek ve test sürecini operasyonel hale getirebilmek için *t* veya *F* istatistikleri kullanılabilmektedir (Kennedy, 2008). Çeşitli ekonometrik ve istatistiki çalışmada pek çok model seçme kriteri de, determinasyon katsayısı R^2'nın maksimize edilmesi veya fazla sayıda değişken ilavesinin sınırlandırılması amacıyla hata kareleri toplamının minimize edilmesi prensibine dayanmaktadır (Hill ve ark., 2011). Ancak, zaman serisi analizlerinde (ilave parametrelerin değerini yükseltmesi nedeniyle)

sahte regresyona yol açabilen R^2 yerine düzeltilmiş determinasyon katsayısı $\bar{R}^2$'nın kullanılması daha uygun olmaktadır (Granger ve Newbold, 1974).

Bu testlerin yanı sıra model seçiminde en çok kullanılan ölçüm teknikleri, Akaike (1973) ve Schwarz (1978) tarafından ortaya konulan bilgi kriterleridir (Franses ve ark., 2014).

Belirlenen bir modelin uygunluğunun ölçüsü olarak yararlanılan bilgi kriterlerinden en yaygın ve uygulanabilir olanı, Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criterion – AIC) dir (Brockwell ve Davis, 2002; Badagian ve ark, 2014). Akaike bilgi kriteri, maksimum olasılık metodu yardımıyla hesaplanır (Maddala, 1992).

Akaike (1973), bu bilgi kriterini zaman serisi ve faktör analizi konularını kapsayan önceki çalışmalarından çıkardığı sonuçlarla ortaya koymuştur (De Leeuw, 1992). Log-olasılık olabilirlik istatistikleri yardımıyla geliştirilen maksimum olasılık prensibi, istatistikî karar alma ve tahminleme gibi karmaşık süreçlere çözüm sunabilen kriterlerin hesaplanabilmesini sağlamaktadır. Bu kriterler, varyans analizinde, faktör analizinde, çoklu regresyon analizlerinde, otoregressif sürecin derecesini belirlemede ve diğer durağan zaman serisi modellerinin seçiminde uygulanabilirler (Akaike, 1992).

Jones (1975) ve Shibata (1976)'nın yaptığı Monte Carlo çalışmaları, Akaike bilgi kriterinin AR sürecinin mertebesini ifade eden *p* değerini fazla tahmin etme eğiliminde olduğunu göstermiştir (Brockwell ve Davis, 2002). Bununla birlikte Akaike Bilgi Kriteri (AIC), zaman serilerindeki kovaryansın hesaplanmasına, sapkın gözlemlerin tespit edilmesine ve optimal parametre sayılarının bulunması için modellerin karşılaştırılabilmesine imkan veren geniş bir uygulama alanına sahiptir (Helie, 2006; Badagian ve ark, 2014). Model karşılaştırmalarında daima en düşük AIC değerine sahip model, en az parametreye sahip model olarak tercih edilir (Ucal, 2006).

Birkaç uygun model arasında nihai bir seçim yapılması gerektiğinde, maksimum olasılıklı parametre sayısını tahmin eden ve minimum AIC değerini veren kriter aşağıdaki gibi tanımlanır (Akaike, 1974);

AIC = (-2)log (maksimum olabilirlik)+2m (Akaike, 1974, 1992) (3.16)

(L) = Olabilirlik ve m = modeldeki parametre sayıları = (p + q) olmak üzere;

$$\text{AIC} = -2\ln(L) + 2m \tag{3.17}$$

$\hat{\sigma}_a^2$ = kalıntıların hata kareleri toplamı, m = modeldeki parametre sayısı ve n = efektif gözlem sayısı (= seriden hesaplanabilen kalıntı sayısı) olmak üzere;

$$\text{AIC}(m) = n \ln \hat{\sigma}_a^2 + 2m \tag{3.18}$$

Denklem (3.16, 3.17 ve 3.18)'de AIC (m)'nin minimum olması için, p ve q' nun bir fonksiyonu olan (m) değeriyle modelin optimal parametre sayısı belirlenir (Wei, 2006).

ARMA(p,q) modelleri için AIC bilgi kriteri kullanılarak varsayılan (parsimony prensibine göre) en az parametreli model aşağıdaki şekilde oluşturulur (Jayawardena, 2014);

$$\text{AIC}(p,q) = N \ln(\sigma_a^2) + 2(p+q) \tag{3.19}$$

Denklem (3.19) da σ_a^2 kalıntı vaaryansının maksimum olasılıklı tahmini ve N örnek büyüklüğü olmak üzere en düşük AIC değerini veren model tercih edilir (Jayawardena, 2014).

Uygulamada yaygın olarak kullanılan bir diğer bilgi kriteri, Schwarz (1978) tarafından ortaya konulan ve literatürde Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) veya Schwarz

Bayesian Bilgi Kriteri (SBC) olarak ta adlandırılan yöntemdir (Cavanaugh ve Neath, 1999; Kennedy, 2008). Schwarz (1978), Bayes faktörünü de ihtiva eden ve literatürde SIC veya SBC olarak anılan bilgi kriterini, olasılığın düzenli üstel bir tür olduğu varsayımıyla bağımsız ve aynı şekilde dağılmış gözlemler ve doğrusal modeller için ortaya koymuştur (Schwarz, 1978). Schwarz Bayesian Bilgi Kriteri aşağıdaki şekilde tanımlanır (Wei, 2006);

$$\mathrm{SBC}(m) = n \ \ln \ \hat{\sigma}_a^2 \ + m \ \ln \ n \qquad (3.20)$$

Denklem (3.20) de $\hat{\sigma}_a^2$ kalıntıların hata kareleri toplamı, *m* modeldeki parametre sayısı ve *n* efektif gözlem sayısı (aynı zamanda seriden hesaplanabilen kalıntı sayısı)'dır (Wei, 2006). Model seçimlerinde daima SBC'nin en düşük değeri tercih edilir (Trimbur ve Bell, 2012).

Akaike bilgi kriteri ile Schwarz bilgi kriteri arasındaki en temel fark, cezalandırma fonksiyonunda ortaya çıkmaktadır (Badagian ve ark, 2014). Aslında her iki bilgi kriterinin ortak fonksiyonu da kalıntı terimlerinin tahmin edilmesinde ortaya çıkarılamayan (gizli) hataları cezalandırmasıdır (Helie, 2006). Ancak, SBC bilgi kriterinin modeldeki ilave parametre sayısını cezalandırma şiddeti AIC bilgi kriterinden daha fazladır. Dolayısıyla Schwarz bilgi kriteri, doğru modelin parametrelerinin sayısının tutarlı bir şekilde tahmin edilmesi için daha hassas ölçümler sunmaktadır (Badagian ve ark, 2014).

Geniş bir kullanım alanına sahip olan AIC ve SBC bilgi kriterleri, geleneksel hipotez testlerinin birçok mahzurlarını bertaraf edecek bir fonksiyon icra edebilmektedirler. Bunun yanı sıra AIC ve SBC bilgi kriterleri, pek çok modelin test sürecinde gecikme uzunluklarının belirlenmesi amacıyla da hayli yaygın olarak kullanılmaktadır (Kennedy, 2008).

3.2.3.2. Vektör Otoregresyon (VAR) Modeli

Buraya kadar tek değişkenli zaman serilerinin analizine dair hususlar irdelenmiştir. Tek değişkenli bir otoregresyon, kendi gecikmeli değerleriyle açıklanabilen bir değişkenin, şimdiki değerinin doğrusal modeli olan bir tek eşitlikten ibarettir (Stock ve Watson, 2001). Ancak gerçek hayattaki kararlar, sıklıkla aralarında etkileşim olan birden fazla faktörü ve değişkeni kapsamaktadır. Bu faktörler arasındaki ilişkinin anlaşılması ve değişkenlerin doğru tahminin sağlanması, karar almada oldukça önemli bir rol oynamaktadır (Tsay, 2014).

Karşılıklı etkileşim içerisinde olabilen farklı zaman serilerinin mevcudiyeti durumunda, tüm değişkenlerin kendi gecikmeleriyle birlikte dikkate alındığı simultane (eşanlı) denklem modeli söz konusu olmaktadır. Herhangi bir simultane modelin formülasyonu iki aşamayı kapsamaktadır. Önce, değişkenlerin içsel ve dışsal olarak iki gruba ayrılması gerekmekte, akabinde modelin tanımlanabilmesi için parametrelere bazı kısıtların uygulanması icab etmektedir (Maddala, 1992).

Oysa makroekonomik değişkenler, kendi gecikmeli değerlerinin yanı sıra diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerinden de etkilenmektedir. Bununla birlikte bu değişkenleri etkileyebilen pek çok tesadüfi şoklar da ortaya çıkabilmektedir. Bu durumda değişkenlerin içsel-dışsal ayırımına tabi tutulması ve iktisat teorisine dayalı kısıtların analize dâhil edilmesi iktisadi hayatın gerçekliğini yansıtmamaktadır (Sims, 1980). Bu nedenle Sims (1980), ekonomik ve finansal değişkenler arasındaki etkileşimleri analiz edebilecek ve aynı zamanda parametrelerin tahminini gerçekleştirebilecek etkin bir modelleme aracı olarak, Vektör Otoregresyon (Vector Autoregression -VAR) yaklaşımını geliştirmiştir (Wu ve Zhou, 2014).

Bir Vektör Otoregresyon (VAR), *n* sayıda denklem ve her biri kendi gecikmeli değerleriyle açıklanabilen *n* sayıda değişkenle birlikte *n*-1 sayıdaki kalıntı değerinden oluşan doğrusal bir modeldir. Bu basit yaklaşım, çok değişkenli zaman serilerine etki eden çeşitli faktörlerin ortaya çıkarılması için kullanılabilecek sistematik bir üslupla birlikte, uygulanması ve yorumlanması kolay istatistikî araçlar da sağlamaktadır

(Stock ve Watson, 2001). VAR, iktisatçılar tarafından veriyi tanımlama, tahminde bulunma, yapısal neticelerin elde edilmesi ve politika analizlerinin yapılabilmesi gibi süreçler için tutarlı ve güvenilir bir yaklaşım olarak kabul görmektedir (Watson, 1994).

Sims (1980)'in geliştirdiği vektör otoregresyon modelleri, ampirik makroekonomik araştırma ve tahmin süreçlerinde oldukça sık kullanılmaktadır (Clements ve Hendry, 2005). Denklem çözümüne uygun olmayan yapısal vektör otoregresyon (Structural Vector Autoregression) modelleri, matris cebiri kullanılarak indirgenmiş denklem kalıplarına dönüştürülür. Bu şekilde, aşağıdaki gibi standart bir vektör otoregresif (VAR) modeli elde edilebilir (Enders, 1995);

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + £_t \qquad (3.21)$$

Denklem (3.21) de; otoregresif terimi, eşitliğin sağ tarafındaki bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin gösteriminden, vektör terimi de, iki veya daha fazla değişkenden müteşekkil bir vektörün ele alınması gerçeğinden kaynaklanmaktadır (Gujarati ve Porter, 2008). Yeni bir notasyon elde etmek amacıyla, β_{i0}, A_0 vektörünün i elemanı olarak, $_{ij}$, A_1 matrisinin i satırı ve j sütunu elemanı olarak ve $£_{it}$, $£_t$ vektörünün i elemanı olarak tanımlanabilir. Bu yeni notasyonun kullanılmasıyla denklem (3.21), eşdeğer şekilde, aşağıdaki gibi standart bir VAR denklem sistemiyle (3.22*a* ve 3.22*b*) temsil edilebilir (Enders, 2009);

$$X_t = {}_{10} + {}_{11}X_{t-1} + {}_{12}Z_{t-1} + £_{1t} \qquad (3.22a)$$

$$Z_t = {}_{20} + {}_{21}X_{t-1} + {}_{22}Z_{t-1} + £_{2t} \qquad (3.22b)$$

Yukarıdaki 3.22*a* ve 3.22*b* eşitlikleri birlikte, her bir değişkenin kendi gecikmesinin bir fonksiyonu olduğu ve diğer değişkenin gecikmeli değerinin de dâhil olduğu iki değişkenli (X_t ve Z_t) bir sistemi tasvir etmektedir. Birinci eşitlikte (3.22*a*), X_t, kendi gecikmesinin X_{t-1} ve sistemdeki diğer değişkenin Z_{t-1}

gecikmesinin bir fonksiyonudur. İkinci eşitlikte (3.22*b*), Z_t, kendi gecikmesinin Z_{t-1} ve sistemdeki diğer değişkenin X_{t-1} gecikmesinin bir fonksiyonudur. Her iki eşitlik birlikte VAR olarak bilinen sistemi oluşturmaktadır. Sistemde en yüksek gecikme değeri 1 olduğundan VAR(1) olarak gösterilir (Hill ve ark., 2011).

Yine (3.22*a* ve 3.22*b*) sisteminde; $_{12}$ parametresi, X_t'nin, X_{t-1} mevcudiyetindeki Z_{t-1}'e doğrusal bağımlılığını göstermektedir. $_{21}$ parametresi ise, Z_t ve X_{t-1} arasındaki doğrusal ilişkiyi ölçmektedir. Öteki ($_{11}$ ve $_{22}$) parametreler de benzer şekilde değerlendirilebilirler (Tsay, 2014).

Yukarıdaki VAR(1) (3.22*a* ve 3.22*b*) modelinde; Z_t ve X_t serileri durağan değilse, birinci farkları alınarak durağan olup olmadıkları ve düzeyde koentegre (eşbütünleşik) olup olmadıkları ADF testleriyle kontrol edilebilir. Z_t ve X_t serileri koentegre ise, denklem sistemi Vektör Hata Düzeltme (Vector Error Correction-VEC) modeliyle, yok eğer serilerde koentegrasyon yoksa ve serilerin farkları durağan I(1) ise, sistem VAR modeliyle tahmin edilir (Hill ve Campbell, 2012).

Şayet (3.22*a* ve 3.22*b*) denklem sisteminde; ayrı ayrı durağan dışı I(1) olan, Z_t ve X_t serilerinin farkları veya herhangi bir doğrusal kombinasyonu durağan I(0) ise; Z_t ve X_t serileri kümesi koentegredir (eşbütünleşiktir) denir (Lütkepohl, 2004b). Böyle bir durumda (Granger Representation Teoremine göre), ya X_t, Z_t'nin Granger-nedeni olur, ya da Z_t, X_t'nin Granger-nedeni olur (Gujarati ve Porter, 2008).

İktisadi olarak ifade etmek gerekirse Z_t ve X_t gibi iki değişken arasında bir uzun dönem veya denge ilişkisi varsa, bu iki seri koentegre olacaklardır (Gujarati ve Porter, 2008). Koentegrasyon, Z_t ve X_t serilerinin benzer bir stokastik trendi paylaştıkları ve asla biri birlerinden fazla ayrılmayacakları, dolayısıyla zaman boyunca birlikte hareket etme eğilimi taşıdıkları anlamına gelmektedir (Hill ve ark., 2011).

VEC modeli, değişkenleri koentegre olan VAR(1) modelinin özel bir şeklidir ve model parametreleri, doğrusal olmayan en küçük kareler (EKK) yöntemiyle veya iki aşamalı EKK süreciyle tahmin edilebilmektedir. Zaman serileri arasında koentegrasyon olup olmadığını belirleyebilmek için kullanılan ADF testindeki kritik değerler, Engle ve Granger (1987) tarafından tablolaştırılmıştır ve birim kök testi için kullanılan kritik değerlerden farklıdır (Brooks, 2008).

Bir VAR modeli, *n* sayıdaki bir zaman serisi kümesi $Y_t = (Y_{1t},...,Y_{nt})$'nin karşılıklı etkileşim içersinde olan değişkenlerinin dinamiklerini ortaya çıkarır (Lütkepohl, 2004b). Denklem (3.21) de gösterilen standart VAR(1) modeli genelleştirilerek aşağıdaki gibi bir VAR(p) modeli şeklinde formüle edilebilir (Enders, 2009);

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + ... + A_p Y_{t-p} + £_t \qquad (3.23)$$

Y_t = VAR sistemindeki her bir değişkeni ihtiva eden bir (n x 1) vektörü,

A_0 = Bir (n x 1) sabit terim vektörü,

A_i = Bir (n x n) katsayılar matrisi ve

$£_t$ = Bir (n x 1) gözlemlenemeyen kalıntı vektörüdür. Kalıntı vektörünün, otokorelasyonsuz, sıfır ortalama ve zamana karşı sabit kovaryans matrisine t sahip olduğu varsayılmaktadır (Zivot ve Wang, 2006). Stokastik hata terimi $£_t$, VAR dilinde; etki, inovasyon veya şoklar olarak ifade edilebilmektedir (Gujarati ve Porter, 2008).

Durağan olmayan bir zaman serisinin, bir başka durağan dışı zaman serisi ile regresyonu durumunda ortaya sahte bir regresyon çıkabilmektedir (Gujarati ve Porter, 2008). Dolayısıyla, sahte regresyon probleminden sakınmak için VAR tahmin sürecinde de ilk adım, verilerin düzeyde durağan olup olmadığının belirlenmesidir (Hill ve ark., 2011). Zira bir VAR modeli, tek değişkenli otoregresyon modelinin, genişletişmiş çok değişkenli halidir (Zivot ve Wang, 2006).

VAR bağlamında tam durağan zaman serisi, normal dağılıma sahip standart çok değişkenli zaman serilerinin, bağımsız ve aynı şekilde dağılmış tesadüfi vektörlerinin ardışıklığıdır. Şayet tam durağan bir VAR modeli, ilk iki momente sahip ise zayıf durağandır. Başka bir ifadeyle, bir zaman serisi, zamana karşı değişmeyen ortalamaya ve kovaryans matrisine sahip ise zayıf durağan olarak tanımlanmaktadır (Tsay, 2014).

Denklem (3.23) deki VAR(p) modelinin durağanlığı ve koentegrasyonu ADF testi ile kontrol edilir, şayet model verileri düzeyde durağan dışı ve seriler arasında kontegrasyon yok ise birinci farkı alınarak tekrar ADF birim kök testi ile kontrol edilir. Durağanlık şartı sağlanınca VAR modeli tahmin edilir (Hill ve ark., 2011).

Denklem (3.23)'deki VAR(p) modelinin tahmin edilebilmesi için, öncelikle değişkenlerin maksimum gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Tahmin neticeleri, gecikme uzunluklarına karşı oldukça hassas olabildiğinden, çok fazla gecikmeli terim serbestlik derecesinin düşmesine, çok az sayıda gecikme ise belirleme hatasına yol açacaktır. Gecikme uzunluğunun ne kadar olması gerektiğine karar verilebilmesi için genellikle Akaike (AIC) ve Schwarz (SBC) bilgi kriterleri kullanılır ve AIC ile SBC bilgi kriterlerinin en düşük değeri veren modeli tercih edilir (Lütkepohl, 2004b; Zivot ve Wang, 2006; Gujarati ve Porter, 2008).

Bir VAR(p) modelindeki değişkenlerin en yüksek gecikme uzunluğunun dikkate alınması, bazen tutarlı tahmin neticelerinin sağlanması anlamına gelebilmektedir. Bununla birlikte, tek değişkenli model seçimindeki sürecin bir benzeri, VAR modelinin yeterliliğinin kontrolü için de yürütülebilir. Bu süreç, fazla parametrelerin öneminin test edilmesi ve tahmin edilen kalıntı serilerinin çapraz korelasyon matrislerinin analizi gibi tanımlayıcı kontrolleri kapsayabilir (Mills ve Markellos, 2008). Bununla birlikte farklı araştırmacı grupları, tanımlı bir veri setine uygulanacak aynı ekonometrik modeller için bile farklı bir motodoloji geliştirebilmektedir (Allen ve Fildes, 2005).

Durağan hale getirilen VAR modelindeki zaman serileri verilerinden hareketle, gecikme sayısı hesaplanır ve diğer yardımcı testler yardımıyla model tanımlanır. Nihai model seçiminden sonra VAR(p) modelinin parametre katsayıları tahmin edilebilir. Belirlenen model, parametre tahminleri için olduğu kadar ekonomik analizler için de kullanılır (Lütkepohl, 2004b).

Bir VAR(p) modeli, en küçük kareler (LS), maksimum olabilirlik (ML) veya Bayesgil yöntemiyle tahmin edilebilmektedir. Her üç tahmin yöntemi de yakın neticeler vermektedir. Özellikle LS yöntemiyle yapılan tahmin neticeleri, asimptotik olarak ML tahmin neticeleriyle eşdeğer çıkmaktadır (Tsay, 2014).

Yüksek mertebeli VAR modellerinde tahmin edilmesi gereken çok sayıda parametre katsayısı olacağından tahmin sonuçları güvenilir olmayabilir. Daha az sayıda parametrenin yer aldığı bir modelin (cimrilik prensibi) elde edilebilmesi için, önem seviyesi düşük parametre katsayıları VAR modelinden arındırılır (Enders, 2009).

VAR modelinin tahmininden sonra her bir parametrenin yorumlanmasına odaklanmak yerine, sistemin tahmini neticesinde elde edilen artıklar analiz edilerek geleceğe yönelik politikalar geliştirilebilir (Enders, 1995; Tarı ve Bozkurt, 2006). Ancak, genel bir VAR(p) modeli çok sayıda parametereye sahiptir ve modeldeki değişkenler arasındaki geri-besleme ve kompleks etkileşimden dolayı yorumlanması zor olabilmektedir. Bu durumda çeşitli yapısal analiz teknikleri kullanılarak bir VAR(p) modelinin dinamik özellikleri özet haline getirilir. Yaygın olarak kullanılan başlıca üç yapısal analiz yöntemi sırasıyla; (1) Granger Nedensellik Testi, (2) Etki-Tepki Fonksiyonu ve (3) Varyans Ayrıştırmasıdır (Zivot ve Wang, 2006).

3.2.3.2.1. Granger Nedensellik Testi

Sims (1972), Granger nedensellik testinde x_1 gibi bir değişkenin, x_2 gibi bir değişkene neden olup olmadığına karar vermek için "gelecek, bugüne sebep olamaz" gerçeğini kullanmıştır. Gujarati ve Porter (2008)'e göre, VAR modelinin tohumları da zaten Granger nedensellik testinde atılmıştır.

Bir VAR modeliyle birlikte kolayca uygulanabilen nedensellik kavramı, Granger (1969) tarafından ortaya konulmuştur. Granger Nedensellik testi, genel olarak, x_1 ve x_2 gibi iki zaman serisi değişkeni arasındaki illiyet bağını araştırmaktadır. Şayet x_1'in geçmişten gelen bilgileri, x_2'nin tahmin neticelerinde bir iyileştirme meydana getiriyorsa, o zaman x_1, x_2'nin illetidir (nedenidir) denir (Tsay, 2014). Granger nedensellik kavramı, gerçek anlamda nedensellik anlamına değil, sadece değişkenlerin tahmin gücü anlamına gelmektedir (Zivot ve Wang, 2006).

Şayet x_1, x_2'in nedeni ise, x_1'in gecikmeleri, x_2 eşitliğinde anlamlı olmalıdır. O zaman, x_1, x_2'inin Granger-nedenidir veya x_1'den x_2'e tek yönlü bir nedensellik vardır denir. Eğer her iki değişkenin gecikmesi birlikte anlamlı çıkıyorsa, bu kez x_1 ve x_2 değişkenleri arasında çift yönlü bir nedensellik veya geri-besleme olduğu söylenir. Eğer x_1, x_2'in Granger-nedeni olarak bulunursa, x_1'in, x_2 eşitliğinde güçlü dışsal olduğu kabul edilir. Şayet iki değişkenin gecikme kümesi, diğer değişkenin eşitliğinde istatistiki olarak anlamlı değilse x_1 ve x_2 değişkenlerinin bağımsız olduğu değerlendirilir (Brooks, 2008).

VAR yaklaşımının temel uygulamalarından biri tahmindir. Dolayısıyla bu yaklaşım, bazı değişkenlerin, modeldeki diğer değişkenlerin gelecekteki dinamikleri hakkında değerli bilgiler ihtiva edip etmediklerine dair soruya cevap verebilmektedir.

x_1 gibi bir değişkenin, x_2 gibi başka bir değişkenin Granger-nedeni olup olmadığını test etmek için aşağıdaki model (3.24) tahmin edilebilir (Wu ve Zhou, 2014);

$$x_{2,t} = a_2 + \phi_{2,1}^{1} x_{1,t-1} + \ldots + \phi_{2,1}^{p} x_{1,t-p} + \phi_{2,2}^{1} x_{2,t-1} + \ldots + \phi_{2,2}^{p} x_{2,t-p} + \varepsilon_{2,t} \qquad (3.24)$$

Granger nedensellik testinin uygulanabilmesi için VAR modelindeki tüm değişkenlerin durağan olması gerekmektedir (Enders, 2009). Granger nedensellik testi için, belli bazı katsayıların sıfır olup olmadıkları test edilir. Aşağıdaki gibi bir sıfır kısıtlaması için Wald prensibine dayalı *F*-testi kullanılabilir (Lütkepohl, 2004b).

$H_0 = \phi_{2,1}^{1} = \ldots = \phi_{2,1}^{p} = 0$ olmak üzere;

$F_{Hesaplanan\ Değer} > F_{Tablo\ Değeri}$ ise H_0 red edilir.

Eğer temel hipotez red edilirse, x_1'in, x_2'nin Granger-nedeni olduğu sonucuna varılabilir. Granger nedensellik testleri, model değişkenlerinin tahmin gücüne dayalı yararlı bilgiler sağlarken, bir değişkenin doğrulama gücüyle o değişkenin gerçek nedensellik gücü eşit olmamaktadır. Bu nedenle Granger nedensellik testlerinden elde edilen neticelerin büyük bir dikkatle yorumlanması icab eder (Wu ve Zhou, 2014).

3.2.3.2.2. Etki – Tepki (Impulse Response) Fonksiyonu

VAR yaklaşımı, çeşitli değişken kümeleri arasındaki yapısal denklemleri tanımlamak için iktisadi teoriyi kullanmaz ve bu anlamda ateoriktir. Dolayısıyla VAR yaklaşımı, ekonomik değişkenlerin, zaman boyunca birlikte hareket etme eğiliminde oldukları ve aynı zamanda otokorelasyonlu oldukları genel önermesine dayanır (Johnston ve DiNardo, 1996).

Araştırmacılar, çok değişkenli zaman serileri analizinde, genellikle bir değişkende meydana gelen değişmenin, diğer değişken üzerinde meydana getirdiği

etkileri ölçmek isterler (Tsay, 2014). Şayet, her bir VAR eşitliği birkaç tane gecikme ihtiva ediyorsa ve özellikle de katsayıların işaretleri farklıysa, her bir parametre katsayısını yorumlamak her zaman kolay olmamaktadır. Bu durumda bağımlı değişkenin, sistemdeki bir veya daha fazla eşitliğin hata terimlerinde meydana gelecek şoklara nasıl tepki verdiğini ölçmek için etki-tepki fonksiyonu (Impulse Response Function) kullanılır (Gujarati ve Porter, 2008). Etki-tepki fonksiyonu, modeldeki değişkenlerin, VAR sistemini vuran şoklara gösterdiği reaksiyonu ifade etmektedir (Wu ve Zhou, 2014).

İki değişkenli VAR(1) sistemi (3.22*a* ve 3.22*b*) tekrar dikkate alınırsa; Hata teriminde $£_{1t}$ meydana gelen bir şok, X_t üzerinde anında ve birebir etki oluşturur. Ancak bu şok Z_t'i etkilemez. $t+1$ zamanında, X_t'de meydana gelen bir şok, birinci eşitlikteki X_{t+1}'i ve aynı zamanda ikinci eşitlikteki Z_{t+1}'i etkiler. Bu etkiler $t+2$ zamanında da sürer ve bu şekilde devam eder gider. Böylece, VAR sistemindeki bir inovasyonda (hata teriminde) meydana gelen bir şok, VAR daki değişkenlerin tüm zamanları boyunca zincirleme bir reaksiyon başlatır. Etki-tepki fonksiyonu, işte bu zincirleme reaksiyonu hesaplamak için kullanılmaktadır (Johnston ve DiNardo, 1996).

Etki-tepki fonksiyonunu tahmin edebilmek için denklem (3.23) deki VAR modeli, aşağıdaki gibi bir vektör hareketli ortalama (VMA) modeline dönüştürülür (Hamilton, 1994);

$$Y_t = \mu + £_t + \Psi_1 £_{t-1} + \Psi_2 £_{t-2} + ..., \qquad (3.25)$$

Denklem (3.25)'deki matris $\Psi_s = \frac{\partial Y_{t+s}}{\partial \varepsilon_t}$ olmak üzere;

Ψ_s matrisinin *i* satırı ve *j* sütun elemanı Ψ_s^{ij}, t (ε_{jt}) zamanında *j* değişkeninde ortaya çıkan bir birim şokun, $t+s$ $(\varepsilon Y_{i,t+s})$ zamanında *i* değişkeni üzerindeki etkilerini kapsar. Bu nedenle s'nin bir fonksiyonu olarak Ψ_s^{ij}, etki-tepki fonsiyonu olarak adlandırılır (Hamilton, 1994).

3.2.3.2.3. Varyans Ayrıştırması

Bir VAR sisteminde meydana gelen muhtelif şokların yol açtığı değişimi ortaya çıkarmanın bir başka yolu da, tahmin edilen hata varyanslarının maruz kaldığı her bir şokun etkilerini ayrı ayrı dikkate almaktır (Hill ve ark., 2011).

Varyans ayrıştırması, bağımlı değişkenlerde ortaya çıkan değişimin ne kadarının kendi şoklarından ve ne kadarının sistemdeki diğer değişkenlerin şoklarından kaynaklandığını oran olarak gösterir (Enders, 2009). Bir değişkende ortaya çıkan şoklar, elbette doğrudan kendisini etkiler. Ancak VAR sürecinin dinamik yapısından dolayı, bu şokların etkileri diğer değişkenlere de sirayet edecektir (Brooks, 2008).

Varyans ayrıştırması ile hata varyansının hangi kısmının, hangi değişkenin hata varyansından kaynaklandığının sorusuna cevap araştırılmaktadır (Zivot ve Wang, 2006). İleriye yönelik tahmin hatasını gösteren iki değişkenli model (3.26) aşağıdaki gibi gösterilebilir (Franses ve ark., 2014);

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t+2} \\ \varepsilon_{2,t+2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t+1} \\ \varepsilon_{2,t+1} \end{bmatrix} \tag{3.26}$$

$\Sigma = \text{diag}(\sigma_1^2, \sigma_2^2)$ olmak üzere;

İlk değişken için hata varyansı = $\sigma_1^2(1+\phi_{11}^2)+\phi_{12}^2\sigma_2^2$ (3.27)

Denklem (3.27)'in ilk kısmının ($\sigma_1^2(1+\phi_{11}^2)$) kendi hata varyansından, ikinci kısmının ($\phi_{12}^2\sigma_2^2$) ise, ikinci değişkenden kaynaklandığı görülebilmektedir (Franses ve ark., 2014).

Hata varyansının birinci terimi, ikinci terimine bölünürek yüzde olarak ifade edilebilir. Böylece, $Y_{j,t}$'nin ileriye yönelik tahmini için, $Y_{i,t}$ değişkeninin hata varyasının yüzdelik payı ve izafi önemi ortaya çıkmış olur (Breitung ve ark., 2004). Elde edilen bu sayısal değerlerin anlamlı bir şekilde yorumlanabilmesi için, varyans ayrıştırmasında dikkate alınan şokların, iktisadi olarak ta anlamlı olması gerekir (Lütkepohl, 2011).

Etki-tepki analizi ile varyans ayrıştırması yöntemleri birlikte "inovasyon muhasebesi" olarak adlandırılmaktadır (Enders, 2009). VAR yaklaşımı, inovasyon muhasebesi ile mukayese edilerek değerlendirildiğinde; bir VAR modeli, değişkenler arasında anlamlı bir ilişki olup olmadığını; etki-tepki fonksiyonu, değişkenlerin şoklara dinamik bir biçimde nasıl reaksiyon gösterdiğini açıklamaktadır. Bu bağlamda varyans ayrıştırması analizi ise, sistemdeki değişimlerin kaynağı hakkında bilgilendirici fonksiyon icra etmektedir (Hill ve ark., 2011).

4. ARAŞTIRMA BULGULARI ve TARTIŞMA

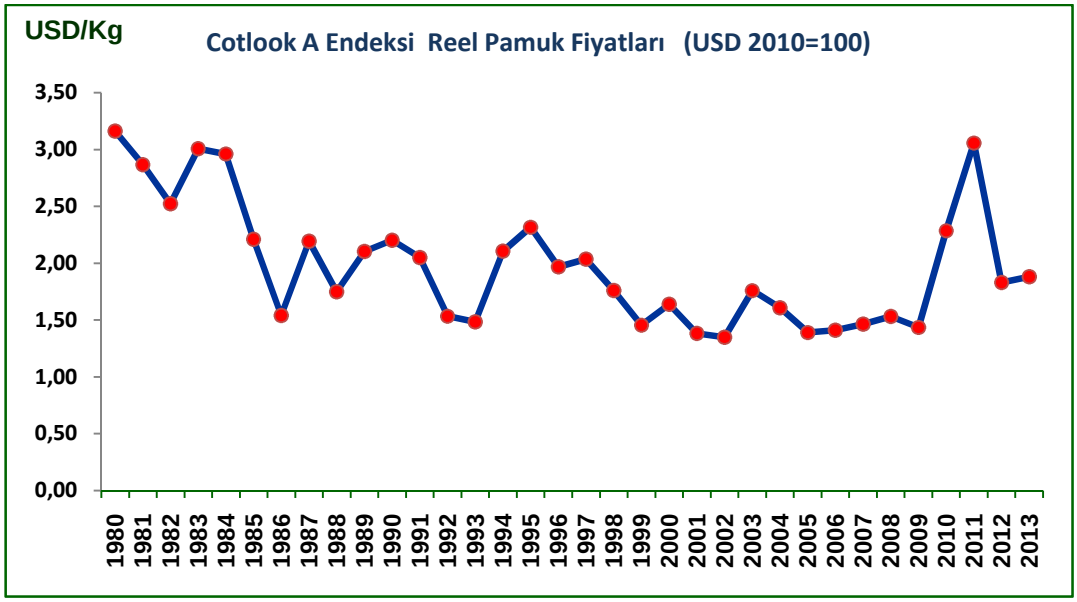
4.1. Değişkenlerin Genel Özellikleri ve Zaman yolu Grafikleri

Zaman serisi analizlerinde kullanılan ve Türkiye genelini kapsayan değişkenlere ait betimleyici istatistikler Çizelge 4.1'de gösterilmektedir. Değişkenlere ait zaman serilerinden; pamuk ekim alanı (dekar), pamuk üretim miktarı (ton) ve pamuk verimi (kg/da) doğal logaritmaya dönüştürülmüştür. Kütlü pamuk fiyatları (TL), alternatif ürün olarak buğday ve mısır fiyatları (TL) reel değere indirgenmiş, yağış miktarı Türkiye geneli yıl ortalaması (mm) olarak dikkate alınmıştır. Hükümetlerin uyguladığı pamuk üretimine yönelik destekleme politikaları (1997-2008 arası ise 1, değilse 0) ve Güney Doğu Anadolu Projesinin etkisi (1980-1994 arası ise 0, 1995-2013 arası ise 1) kukla değişkenler olarak analize dâhil edilmiş ve bu iki değişkenin de pamuk arzı üzerindeki etkisinin ölçülmesi amaçlanmıştır.

Çizelge 4.1. Değişkenlere Ait Betimleyici İstatistikler

DEĞİŞKENLER	BİRİM	ORTALAMA	STANDART SAPMA
-Pamuk Ekim Alanı (da)	Doğal Logaritma	15.63	0.16
-Kütlü Pamuk Üretim Miktarı (Ton)	Doğal Logaritma	14.43	0.24
-Kütlü Pamuk Verimi (Kg/da)	Doğal Logaritma	5.71	0.29
-Pamuk Reel Fiyat (Çiftçi Eline Geçen)	TL / Kg	1.29	0.45
-Buğday Reel Fiyat (Çiftçi Eline Geçen)	TL / Kg	0.48	0.21
-Mısır Reel Fiyat (Çiftçi Eline Geçen)	TL / Kg	0.46	0.19
-Yıllık Yağış Miktarı (mm)	1 mm = 1 Kg / m^2	650.38	75.55
-Pamuk Desteklemeleri	1997-2008 arası ise 1, değilse 0	0.35	---
-GAP (Güneydoğu Anadolu Projesi)	Kukla Değişken (0/1)	0.56	---

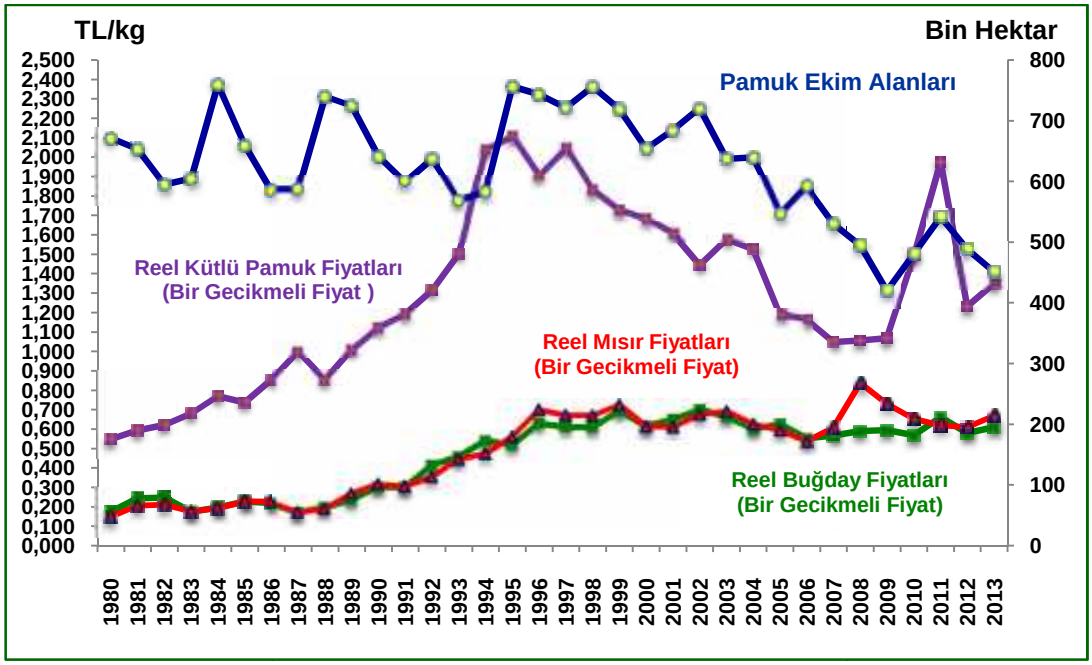
Sürekli değişkenler olarak değerlendirilen pamuk ekim alanları, kütlü pamuk üretim miktarları, kütlü pamuk verimi, reel kütlü pamuk fiyatları, reel mısır fiyatları ve reel buğday fiyatlarının yanı sıra uluslararası pamuk fiyatlarının göstergesi olan Cotlook A Endeksi reel pamuk fiyatlarının 1980-2013 dönemi 34 yıllık zaman yolu grafikleri Şekil 4.1, 4.2, 4.3 ve 4.4'de gösterilmektedir.



Şekil 4.1. Dünya Reel Pamuk Fiyatları (1980 – 2013)

Dünya Bankası (Worldbank Commodity Price Data) verilerinden hareketle elde edilen Şekil 4.1.'de gösterilen uluslararası Cotlook A endeksi reel pamuk fiyatları değerlendirildiğinde; 1980-1985 yılları arasında azalan bir trend, 1986-2009 yılları arasında sabit bir ortalama etrafında bir dalgalanma ve 2010-2011 döneminde artan bir trend sergilediği, ancak bu yükseliş dalgasının kısa süreli olduğu gözlemlenebilmektedir.

Uluslararası reel pamuk fiyatlarının 34 yıllık zaman serisi bütün olarak değerlendirildiğinde; serinin zaman boyutunda negatif bir stokastik eğimle hareket etmekte olduğu söylenebilmektedir. Dünya pamuk fiyatlarındaki dalgalanmalara yol açan birçok faktör bulunmakta, bu faktörlerin başında pamuk arz miktarı gelmektedir. Ayrıca buğday, mısır ve soya gibi alternatif ürünlerin fiyatları, petrol fiyatlarıyla birlikte petrol türevi polyester liflerin fiyatları, biyo yakıt talebi, küresel tekstil ve hazır giyim endüstrisinin talebe dayalı değişken kapasite kullanım oranları, ülkelerin destekleme alımları ve stok politikalarındaki değişkenlik gibi faktörlerin de dünya pamuk fiyatlarındaki oynaklığa neden olduğu değerlendirilmektedir.

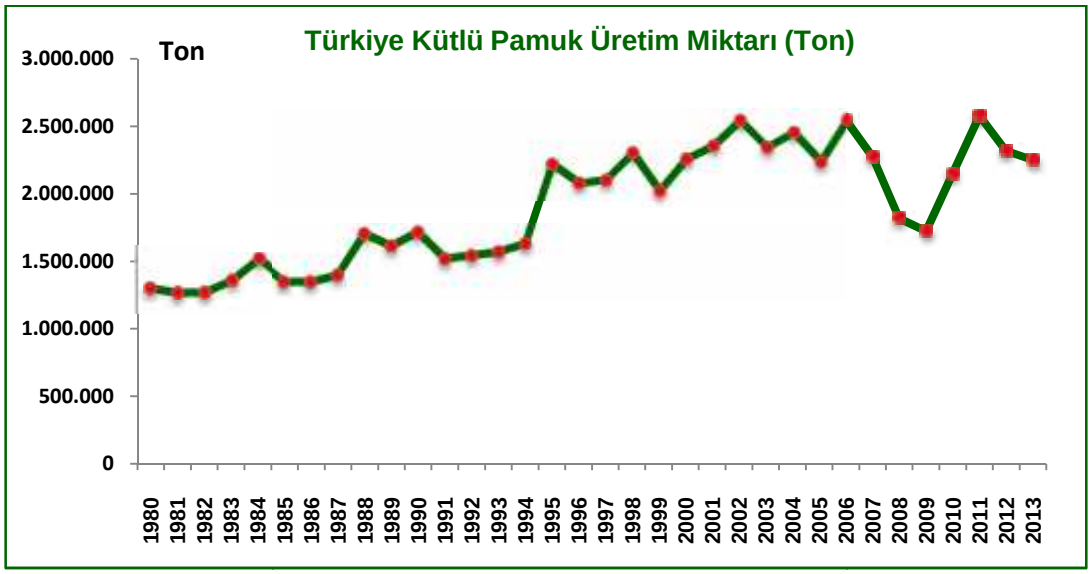


Şekil 4.2. Türkiye Bir Önceki Sezon Reel Kütlü Pamuk, Buğday ve Mısır Fiyatları ile Pamuk Ekim Alanları

Toptan Eşya Fiyatları Endeksi (İşlenmemiş Maddeler: İTO TEFE, 1968=100) kullanılarak reel değere dönüştürülen kütlü pamuk (üretici) fiyatları, mısır üretici fiyatları ve buğday üretici fiyatlarının bir önceki dönem değerleriyle, pamuk ekim alanları Şekil 4.2'de bir arada gösterilmektedir. Pamuk ekim alanları, 1980'den GAP'ın devreye girdiği 1995 yılına kadar belirli bir ortalama etrafında dalgalanma gösterirken, 1996 yılından itibaren önceki yıllara nazaran düzeyde bir artış sergilemiş, ancak takip eden yıllarda uzun dönemli azalış eğilimi göstermeye başlamıştır. Genel olarak ham petrol fiyatlarındaki oynaklıktan şiddetli bir şekilde etkilenen pamuk fiyatlarının üreticiler tarafından tatminkâr bulunmaması, alternatif ürün maliyetlerinin nispi düşüklüğü ve istikrarsız destekleme politikaları, pamuk ekim alanlarındaki azalışa yol açan faktörler olarak gösterilebilmektedir.

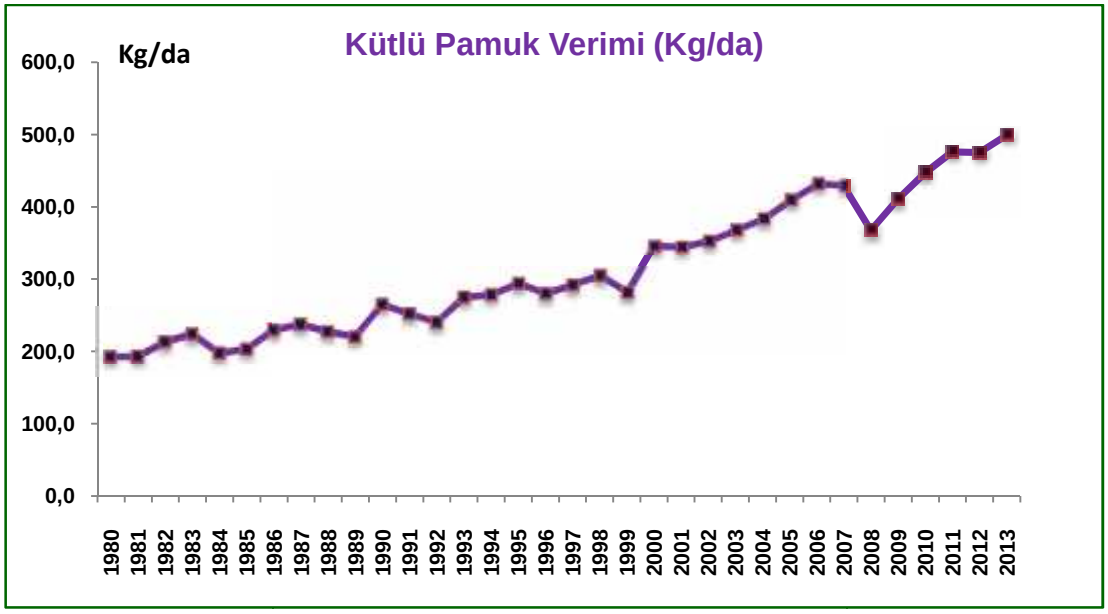
Pamuk üretim maliyetlerindeki enerji ve gübre gibi enerji yoğun girdilerin, alternatif ürünlere nazaran daha yüksek bir paya sahip olması, pamuk ekim alanlarını dünya ham petrol fiyatlarına bağımlı hale getirmeye başlamıştır. Pamuk ekim alanları, reel kütlü pamuk fiyatlarının nispeten hızlı bir yükseliş gösterdiği 1994 yılına kadar artmış, GAP'ın devreye girmesi ve verimden kaynaklanan üretim artışı

nedeniyle azalmaya başlamış, 2010-2011 dönemindeki dünya pamuk fiyatlarındaki sıçrayışa paralel olarak artmıştır. Çiftçi eline geçen reel buğday ve mısır fiyatları da zaman boyutunda benzer bir hareket tarzı sergilemişlerdir. Ayrıca 1995 yılına kadar mısır ve buğday fiyatları, pamuk fiyatlarına yakın bir davranış göstererek orta vadeli bir yükseliş trendi yakalamış, takip eden yıllarda ise düşük şiddetli oynaklıklarla nispeten istikrarlı bir seyir izlemeye başlamışlardır.



Şekil 4.3. Türkiye Kütlü Pamuk Üretim Miktarı (1980-2013).

Türkiye kütlü pamuk üretimi, 1996 yılına kadar düşük eğimli bir trendle artarken, GAP'ın devreye girmesinin akabinde düzeyde meydana gelen artışla birlikte stokastik eğim miktarı 2010 yılına kadar yüksek bir oynaklık göstermeye başlamıştır. 2010 yılında pamuk arzında meydana gelen küresel arz açığının akabinde 2011 yılında hızla yükselen uluslararası fiyatlara paralel olarak Türkiye pamuk fiyatları da hızlı bir artış göstermiştir. 2011 Yılındaki rekor fiyat artışını takip eden yıllarda pamuk üretiminin azalarak tekrar uzun dönem ortalamasına dönme eğilimi sergilediği görülmektedir.



Şekil 4.4. Türkiye Kütlü Pamuk Verim Miktarı (1980-2013).

Şekil 4.4'de Türkiye kütlü pamuk veriminin zaman yolu grafiği gösterilmektedir. Grafikten de anlaşıldığı üzere pamuk verimi nispetten deterministik bir trend özelliği göstererek artış eğilimi sergilemektedir. Gözlem dönemi boyunca daha rasyonel sulama imkânlarının devreye girmesi, çiftçilerin ortalama eğitim seviyesinde meydana gelen iyileşmeler ve teknolojik gelişmenin tarım sektörüne hızla transfer edilmesi neticesinde, verim iki katından daha yüksek bir artış göstermiştir. Bu durumda çiftçi eğitimine önem verilmesi, sulama ile birlikte diğer girdilerin zamanında ve yerinde rasyonel bir şekilde kullanılmasının sağlanması halinde kütlü pamuk veriminin zamanla artmaya devam edeceğini söylemek mümkündür.

4.2. Durağanlık Analizi (ADF, ZA ve LP Birim Kök Testleri) Bulguları

Durağanlık analizlerinden elde edilen araştırma bulgularına bakıldığında (Çizelge 4.2); analizlerde kullanılan bütün değişkenlere ait serilerin düzeyde durağan olmadığı görülmektedir. Düzeyde ve trendde bir veya iki yapısal kırılma ihtiva eden serilere Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testleri uygulanmıştır.

Serilerin durağan olup olmadığını belirlemek için ADF testlerine benzer bir şekilde, örneklem Otokorelasyon Fonksiyonu (ACF) katsayıları yardımı ile hesaplanan Q-istatistiği de kullanılabilmektedir. Genel olarak trend ihtiva eden seriler, oldukça yüksek seviyelerde teşekkül eden ACF katsayıları ve birbirine yakın gözlemler (gecikmeler) nedeniyle birlikte hareket etme eğilimi taşımaktadırlar. Dolayısıyla yüksek otokorelasyon katsayıları, zaman aralığı uzun olan dilimlerde azalan bir özellik arz etmekte, ancak trend içermeyen serilere nazaran azalış hızı daha yavaş olmaktadır. Bu nedenle genelde Q-istatistik değeri, seri ile gecikmeleri arasında doğrusal bir ilişkinin söz konusu olmadığını ileri süren temel hipotezinin reddine yol açmaktadır. Bu tür bulguların varlığı ACF katsayılarını içeren korelogram yardımı ile de ortaya konulabilmektedir. Genel olarak seriler ya deterministik trend ya da stokastik trende sahip olmakta ve serinin birbirine yakın gözlemleri arasında (gecikme uzunluğunun kısalığı) güçlü bir birliktelik (otokorelasyon katsayıları) meydana gelmektedir. Bu durumda random walk (rassal yürüyüş) özelliği gösteren stokastik serilerde durağan dışılığın mevcudiyeti, hesaplanacak Q-istatistiği ve korelogram grafikleri yardımı ile rahatça ortaya konulabilmektedir. Fakat bu tür parametrik olmayan testler, bir serinin trend içerip içermediği ve trend söz konusu ise trendin deterministik veya stokastik bir süreç tarafından türetilip türetilmediği hakkında kesin bir bilgi veya fikir vermemektedir. Bu durum göz önüne alınarak, bu testlerin yerine literatürde yaygın bir şekilde kullanılan ADF birim kök testlerinin uygulanması tercih edilmiştir.

Bir zaman serisinin otoregressif sürecinde deterministik bir trendle artış veya azalış olması durumunda, ADF birim kök testleri serinin durağan olmadığını göstermektedir. Durağanlığa ulaşmak için eldeki serinin karakteristik denkleminden elde edilen kök veya köklerinin birim çember dışında mutlak değerce birden büyük bir değere sahip olması gerekmektedir. Bu durumda seri zaman boyutunda ortalaması sabit ve varyansı ortalama etrafında bir dağılım gösteren durağan bir yapıya kavuşabilmektedir. Bir zaman serisinin durağan olup olmadığını ortaya çıkarmak için serinin birim köke sahip olup olmadığı test edilmelidir. Bilindiği gibi seri birim köke sahip ise, serinin bir rassal yürüyüş sergilediği yani serinin durağan dışı olduğu söylenebilmektedir. Böyle bir serinin, sonsuza giden zamandan bağımsız değişken

bir varyansla uzun dönemde kendi ortalamasına dönmesi de beklenmemektedir. Bu nedenle serinin durağanlığı sağlanmadan herhangi bir zaman serisi modeline uygulanması ile yapılacak ekonometrik çalışmalar sapmalı, tutarsız ve etkin olmayan neticeler verebilmektedir.

Bir zaman serisine uygulanan birim kök testlerinde, temel hipotez durağan dışılığı temsil etmekte, temel hipotezin red edilememesi durumunda serinin birim kök ihtiva ettiği ve dolayısıyla durağan olmadığı kabul edilmektedir. Durağan dışı bir seri, rassal yürüyüş özelliği arz etmekte ve kalıntılar (hata terimi) arasında otokorelasyon problemi de söz konusu olabilmektedir.

Bu bilgiler ışığında, Bölüm 3.2.1.1'de verilen 3.2, 3.3 ve 3.4 numaralı denklemlerin her biri ayrı ayrı çözülmüş, ancak sadece sabit terim ile birlikte zaman trendi ihtiva eden denklem 3.4'ün neticeleri rapor edilerek Çizelge 4.2'de verilmiştir. Ayrıca serinin otokorelasyondan arındırılması için denklemin sağ tarafına bağımlı değişkenin gecikmeleri dâhil edilmiştir. Yapılan F testi neticeleri ile birlikte AIC ve SBC kriterleri dikkate alınarak tarımsal ürün serilerinin otokorelasyondan arındırılması için bir gecikmenin uygun olacağı belirlenmiş ve modele dâhil edilmiştir.

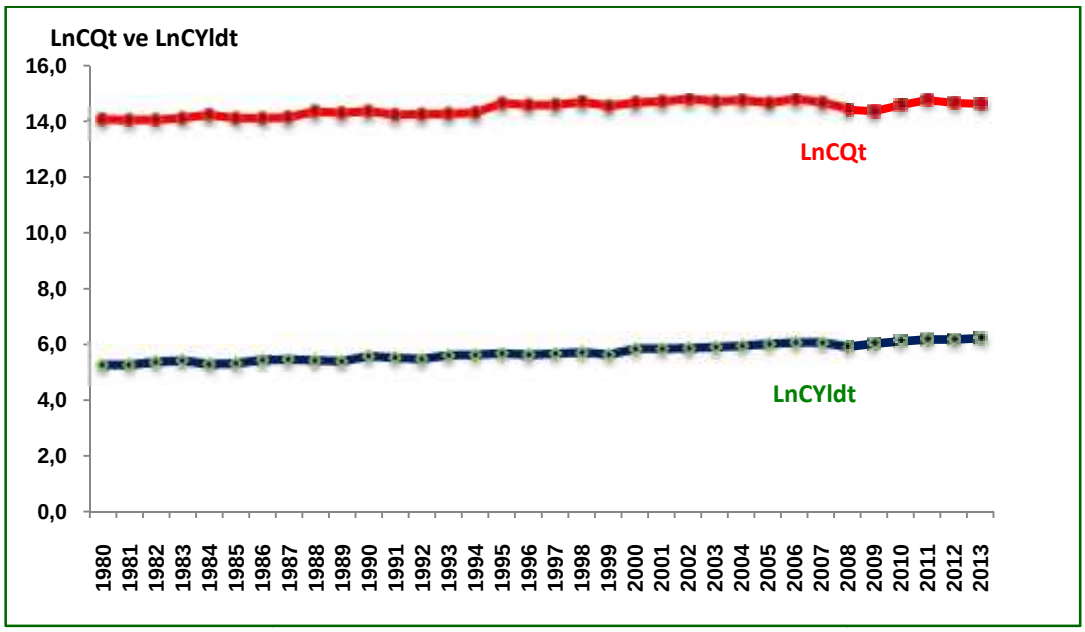
Çizelge 4.2'de görüldüğü gibi, doğal logaritması alınmış pamuk ekim alanları, kütlü pamuk üretim miktarları, kütlü pamuk fiyatları ve alternatif ürün (buğday ve mısır) fiyatlarına ilişkin zaman serilerinin düzeyde durağan olmadığı anlaşılabilmektedir.

Çizelge 4.2. Farklı Yapısal Kırılmalarla Birlikte Birim Kök Testleri

Seriler	ADF Sabit Terim (Kesme) ve Deterministik Trend	Bir Yapısal Kırılma ile Birlikte ZA (Zivot & Andrews) BirimKökTesti						İki Yapısal Kırılma ile Birlikte LP (Lumsdaine & Papell) Birim Kök Testi					
		Model A			Model C			Model A			Model C		
	t-İstatistik Değeri	Minimum Test İstatistiği	Seçilen Yıl	Seçilen Gecikme Sayısı	İstatistik Değeri	Seçilen Yıl	Seçilen Gecikme Sayısı	Minimum Test İstatistiği	Seçilen Yıl	Seçilen Gecikme Sayısı	Minimum Test İstatistiği	Seçilen Yıl	Seçilen Gecikme Sayısı
LnCAt	-2.37	-4.45	2006	1	-5.31	1996	1	-6.56	1992 1997	1	-6.24	1991 1998	1
LnCQt	-2.52	-5.17	2006	1	-4.80	2006	1	-6.30	1994 2007	2	-8.88	1992 2004	8
LnCYt	-4.45	-5.70	2001	1	-5.25	2002	1	-7.37	1995 2007	1	-8.61	1998 2006	1
LnRCPt	-1.56	-2.62	1992	7	-4.36	2000	5	-6.31	1993 2010	0	-7.16	1992 2009	2
LnRMPt	-3.18	-2.80	2002	4	-7.01	2000	6	-8.82	1998 2003	0	-9.02	1996 1999	0
LnRWPt	-1.55	-3.76	2008	8	-4.10	2008	8	-6.36	1990 1995	1	-6.23	1990 1998	1
Tablolaştırılmış Kritik Değerler													
1%	-4.15	-5.34			-5.57			-6.94			-7.24		
5%	-3.50	-4.80			-5.08			-6.24			-6.65		
10%	-3.18	-4.58			-4.82			-5.96			-6.33		

Not: LnCAt, LnCQt, LnCYt, LnRCPt, LnRMPt ve LnRWPt sırasıyla doğal logartimaya dönüştürülmüş *t* yılındaki pamuk ekim alanını, kütlü pamuk üretim miktarını, kütlü pamuk verimini, çiftçi eline geçen reel kütlü pamuk fiyatını, reel mısır fiyatını ve reel buğday fiyatlarını göstermektedir.

Diğer taraftan kütlü pamuk verim serisinin düzeyde durağan olmadığı, ancak serinin doğal logaritmaya dönüştürülmesi durumunda durağan hale gelebildiği görülebilmektedir (Şekil 4.5). Serinin doğal logaritmasının alınması, seriyi ortalamaya yaklaştırmış dolayısıyla minimize edilen değişkenlik neticesinde deterministik trendde meydana gelen iniş çıkışlar olabildiğince küçülmüştür. Bu durumda doğal logaritmaya dönüştürülmüş serinin, kısmen deterministik bir trende sahip olmakla birlikte durağan olduğu söylenebilmektedir.



Şekil 4.5. Doğal Logaritması Alınmış Türkiye Kütlü Pamuk Üretim Miktarı ve Kütlü Pamuk Verimi

Türkiye pamuk ekim alanlarına ilişkin doğal logaritması alınmış 34 yıllık zaman serisine (LnCAt) uygulanan ADF birim kök testi sonucu, seriden hareketle tahmin edilen eğim katsayısının tahmin edilen kendi standart hatasına bölünmesi suretiyle hesaplanan *t* istatistik değeri -2.37 olarak bulunmuştur. Elde edilen *t* değeri, %1, %5 ve %10 önem seviyelerinde tablolaştırılmış kritik (τ tau) değerlerle mukayese edildiğinde; *t* istatistik değerinin, τ değerlerinden mutlak değer olarak küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda seride birim kök olduğunu ve serinin durağan olmadığını temsil eden H_0 temel hipotezi red edilemediğinden, seride birim kök olduğu ve serinin durağan dışı olduğu kabul edilmektedir.

Şekil 4.1 ve 4.2 incelenmek suretiyle de benzer bir neticeye kısmen ulaşılabilmektedir. Örneğin pamuk ekim alanları 2001 yılına kadar belirli bir ortalama ve sabit bir varyansla dağılım gösterirken, 2001'den 2013 yılına kadar yüksek bir negatif eğimle seyretmiştir. Aynı zamanda serinin varyansı da zaman yolu boyunca önemli ölçüde değişim göstermektedir. Serinin son dönemlerinde varyansın tedricen büyümeye devam etmekte olduğu gözlemlenmektedir. Dolayısıyla bu durum, iki dönem aralığında hesaplanan ortalamaların da sabit olmadığını göstermektedir. Bu tür bir seride aynı zamanda otokorelasyon probleminin ortaya çıkması kaçınılmaz olmaktadır.

Reel kütlü pamuk fiyatları da benzer özellikler arz etmektedir. 1994 yılına kadar artan bir trend, akabinde 2010 yılına kadar azalan bir trend ve daha sonrasında da yükselen bir trend göstermesi, serinin (belirltilen dönemlerde farklı ortalama ve zamana karşı değişen varyanslara sahip olmasından dolayı) hem durağan olmadığını ve hem de otokorelasyon ihtiva etmekte olduğunu göstermektedir. Diğer seriler nispeten farklı, ancak durağanlık için benzer özellikler sergilemektedirler. Örneğin alternatif ürün fiyatlarına bakıldığında; buğday ve mısır fiyatlarının benzer bir artış trendine sahip olduğu görülebilmektedir. Dolayısıyla, serinin çoğunlukla pozitif otokorelasyonlu ve deterministik bir trendle birlikte durağan dışı bir yapı arz etmesi kaçınılmaz bir hal almaktadır.

Pamukla ilgili zaman serilerine bakıldığında, pamuk ekim alanı serilerinin deterministik bir trend mi yoksa stokastik bir trend mi sergilediği kesin olarak anlaşılmamaktadır. Bununla birlikte Şekil 4.1'de görüldüğü gibi, serinin büyük çoğunluğunun stokastik bir trende sahip olduğu görülebilmektedir. Bilindiği gibi bir serinin stokastik bir trend içermesi, zaman yolu boyunca trend eğiliminin olasılıklı bir şekilde farklılaşmasını ifade etmektedir. Başka bir ifadeyle serideki eğimin sabit olmaması, zaman yolu boyunca olasılıklı bir değişkenliği ifade etmekte ve bu nedenle stokastik trend genellikle rassal yürüyüş olarak adlandırılmaktadır. Bu tür süreçlerde serinin belirli bir ortalama etrafında dağılım göstermediği ve varyansının da ortalama etrafında saçılım göstermeyip zaman yolu boyunca değişkenlik gösterdiği bilinen bir husutur. Deterministik bir trende sahip olmayan ve dolayısıyla

sabit bir eğim ihtiva etmeyen serilerin stokastik özellikler taşıdığı kabul edilmektedir. Fark durağan olarak adlandırılan bu tür seriler, fark almak suretiyle durağan hale getirilebilmektedir.

Reel kütlü pamuk fiyatları incelendiğinde; serinin belirli kısa dönemlerde deterministik bir trend yapısına sahip olduğu ve bu yapının eğiminin belirli bir yıldan (1996, GAP'ın devreye girmesi) sonra pozitif bir eğimden negatif bir eğime dönüştüğü ve sonraki yıllarda (2010) hem pozitif hem negatif bir eğim izlediği gözlemlenmektedir. Serinin genel seyri bütün olarak incelendiğinde, serinin stokastik bir trend yapısına sahip olduğu ve varyansının da bu yapıya bağlı olarak geniş bir dağılım sergilediği söylenebilmektedir.

Kütlü pamuk üretim miktarına bakıldığında (Şekil 4.3), serinin stokastik bir trend taşıdığı, dönemler arası eğimde oynaklıkların meydana geldiği ve hatta pozitif eğimden negatif eğim yapısına dönüştüğü, dolayısıyla serinin değişen ortalama ve varyans ile birlikte stokastik bir sürece sahip olduğu görülebilmektedir. Diğer taraftan kütlü pamuk verim serisi incelendiğinde (Şekil 4.4), serinin nispeten deterministik bir trend ihtiva ettiği ve 2000 yılından sonra serinin eğiminde nispi bir artış meydana geldiği söylenebilmektedir.

Arz yönüyle pamuğa ikame ürünler olarak kabul edilen buğday ve mısırın reel fiyatlarına bakıldığında (Şekil 4.2), stokastik bir trendin varlığı görülebilmektedir. Belirli dönemlerde artan bir trend ve takip eden yıllarda sıfıra yakın bir eğim göze çarpmaktadır. Hem deterministik ve hem de stokastik trend kombinasyonu özellikleri taşıyan süreçlerde, seri zaman boyunca belirli bir ortalamaya sahip olmamakta ve serinin ortalaması eğimin şiddetine bağlı olarak artış ve azalışlar gösterebilmektedir. Rassal yürüyüş olarak adlandırılan stokastik serilerde ortalama, deterministik trend özelliği taşıyan serilere nazaran daha hızlı değişmekte ve varyans üstel olarak büyüyerek sonsuza gidebilmektedir. Özetle belirtmek gerekirse, deterministik trende sahip durağan dışı süreç, zamandan bağımsız, eğimi sabit bir trend etrafında büyüyen bir ortalamaya sahip iken, stokastik trende sahip durağan dışı süreç ise eğimi zamana bağlı bir trend etrafında ve varyansı sonsuza giden bir yapıya sahip olmaktadır.

Zaman serilerini deterministik ve stokastik trendlerden arındırmak için; genel olarak stokastik süreçlerde seri sadece zaman (trend) üzerine regrese edilirken, deterministik süreçlerde ise doğrusal trendli bir model öngörülerek serinin kalıntıları durağanlaştırılmaktadır. Bununla birlikte, bu tür zaman serilerinin bünyelerinde ihtiva ettikleri yapısal kırılmaları da dikkate alan birim kök testlerine tabi tutulmalarında yarar olduğu değerlendirilmektedir. Zira yapısal kırılmaların varlığı durumunda, serinin birim kök içerdiğini ve dolayısıyla durağan olmadığını temsil eden temel hipotezi standart birim kök testlerinin neticeleri itibariyle red edilememektedir.

Zaman serilerindeki yapısal kırılmaları dikkate alan daha ileri birim kök testleri vasıtasıyla, herhangi bir serinin yapısal bir değişime maruz kalıp kalmadığı ve seride eğer yapısal bir kırılma söz konusu ise, seride içsel kırılmaların kırılma sayıları ile birlikte sistem tarafından belirlenmesi mümkün olabilmektedir. Serilerde bu tür yapısal kırılmaların mevcudiyetinin belirlenmesi için kullanılan yaklaşımlara ilişkin denklemler Bölüm 3.2.2'de detaylı bir şekilde verildiğinden, bu bölümde sadece denklemlerin çözümlenmesine dair neticeler sunulmaktadır.

Uygulanan iktisadi poltikalardaki değişmeler, savaşlar, doğal afetler, ekonominin genel yapısından kaynaklanan konjontürel devreler veya bir sektöre mahsus yapısal değişim, ortaya çıktıkları dönemleri takip eden zaman içersinde ekonominin rutin işleyişini önemli ölçüde etkilemektedirler (Kennedy, 2008). Bu tür dönemleri kapsayan zaman serileri maruz kaldıkları şokların ve krizlerin izlerini taşırlar. Bünyesinde şokların ve krizlerin etkilerini barındıran zaman serileri durağan gibi görünseler bile özünde durağan değildirler ve şokların etkileri sonraki dönemlerde serinin önemli bir bölümüne sirayet edebilmektedir (Ling ve ark., 2013). Bu tür belirgin kırılmaları veya yapısal değişimlerin dikkate alınmadığı zaman serileri analizi neticeleri, sapmalı ve tutarsız olacak nihayetinde etkin ve sağlıklı bilgiler elde edilemeyecektir (Sevüktekin ve Çınar, 2014).

Türkiye'de GAP'ın 1995-1996 yılları arasında devreye girmesiyle bölgeye mahsus zirai ürün deseninde, ekim alanlarında, üretim miktarlarında ve verimde

önemli yapısal değişimlerin ortaya çıktığı gözlemlenmektedir. Meydana gelen bu tür yapısal değişimlerin (kırılmaların) zaman serisi analizlerinde göz önüne alınması gerekmektedir. Yapısal kırılmalar, ya zaman serisinin düzeyinde ortaya çıkan bir değişimden ya serinin trendinde meydana gelen bir artış ve azalıştan veya hem düzeyde ve hem de eğimde meydana gelen değişmelerden kaynaklanabilmektedir. Örneğin, pamuk ekim alanlarını kapsayan zaman serileri analiz edilirken, özellikle 1995 yılından sonra ekim alanı düzeyinde bir yükselişin ortaya çıktığı ve takip eden yıllarda ekim alanı trendinde bir düşüşün başladığı görülebilmektedir. Dolayısıyla, yapılacak durağanlık testlerinde serinin bu belirgin özellikleri dikkate alınarak regresyon katsayılarındaki kırılmalar test edilebilmektedir.

Yapısal kırılmaların mevcudiyeti altında yapılan durağanlık testlerinde yapısal kırılmaların önceden bilinip bilinmemesi önem arz etmektedir. Zaman serileri analistleri tarafından kırılmanın zamanının önceden bilindiği veya model tarafından belirlendiği dolayısıyla bilinemediği hususundaki tartışmalar ilgili literatürün ayrı bir bölümünü teşkil etmektedir. Benzer şekilde, kırılmaların varlığıyla birlikte bazı serilerin durağan olduğu, kırılma dikkate alınmadan yapılan testlerde serilerin durağan dışı olduğu bazı araştırıcılar tarafından ortaya konulmuştur (Perron, 1989). Dolayısıyla pür rassal yürüyüş özelliği gösteren durağan zaman serileri düzey ve/veya trendde bir veya iki yapısal kırılmaya maruz kalmışsa ve şayet bu kırılmalar modele dahil edilmeden analiz gerçekleştirilmişse, durağan olan bir serinin durağan dışı bir yapıya bürünmesi söz konusu olabilmektedir.

Bölüm 3.2.2'de geniş bir şekilde tartışma konusu olan Zivot-Andrews (ZA) yaklaşımı takip edilerek kırılmaların model tarafından içsel olarak belirlenmesine dayalı bir veya iki kırılma altında birim kök testleri gerçekleştirilmiştir. Doğal logaritması alınan seriler özünde durağan iken kırılmaların dahil edilmediği model kullanılarak yapılan analizler sonucu durağan dışı bir görüntü sergileyebilmektedir. Yapısal kırılmaların modele dahil edilmesine izin veren birim kök testlerinin neticeleri Çizelge 4.2'de verilmiştir. ZA yaklaşımında; Model A seçildiğinde doğal logaritması alınmış pamuk ekim alanı serisinin %10, %5 ve %1 istatistikî önem düzeyinde durağan dışı olduğu ve 2006 yılında içsel olarak belirlenebilen bir yapısal

kırılma meydana geldiği anlaşılabilmektedir. Diğer taraftan, pamuk üretim miktarı serisi için aynı yılda kırılma ortaya çıkmakla birlikte durağan dışılığı temsil eden temel hipotezi %10 ve %5 önem seviyesinde red edilebilmekte, %1 önem seviyesinde ise serinin birim kök içerdiği söylenebilmektedir.

Doğal logaritmaya dönüştürülmüş kütlü pamuk verim serisi için içsel olarak belirlenebilen bir kırılmanın 2001 yılında ortaya çıktığı, buna karşılık her üç istatistikî önem seviyesinde de serinin durağan olduğu anlaşılabilmektedir. Dolayısıyla, ADF ile ZA birim kök testleri neticeleri pamuk verim serisinde örtüşmektedir. Diğer taraftan, reel kütlü pamuk fiyatları serisi için içsel kırılma 1992 yılı olarak belirlenmesine rağmen, serinin durağan dışı olduğu söylenebilmektedir. Doğal logaritması alınmış reel mısır fiyat serisi için 2002 yılında bir kırılmanın meydana geldiği içsel olarak belirlenmesine karşılık, serinin her üç istatistiki önem düzeyinde de durağan-dışı olduğu, bunun yanı sıra doğal logaritması alınmış reel buğday fiyatları serisinde kırılma 2008 yılında içsel olarak gerçekleşmesine karşılık serinin durağan dışılığını koruduğu görülebilmektedir.

ZA yaklaşımında; Model A'nın yukarıda belirtilen neticelerine karşılık Model C'den elde edilen neticeler farklılık arz etmektedir. Analizlerde kullanılan zaman serilerinden; Doğal logaritmaya dönüştürülmüş pamuk ekim alanı serisi, %10 ve %5 istatistiki önem düzeyinde durağan bulunmuş, %1 önem düzeyinde serinin durağan dışı olduğu gözlemlenmiştir. İçsel kırılmanın GAP'ın devreye alındığı 1996 yılında meydana geldiği tespit edilmiştir. Modellerden elde edilen bilgilerle fiili durumun uygunluğu mukayese edildiğinde; Model C'den elde edilen kırılma yılının, Model A'nın belirlediği kırılma yılından daha anlamlı olduğu değerlendirilmektedir.

ZA yaklaşımında; Model C'ye göre doğal logaritması alınmış pamuk üretim miktarı serisi her üç istatistikî önem düzeyinde durağan-dışılığını koruduğu ve içsel kırılma yılının Model A'nın belirlediği yıl (2006) ile aynı olduğu görülebilmektedir. Model C'den elde edilen birim kök test sonuçları, doğal logaritmaya dönüştürülmüş pamuk verim serisinin %10 ve % 5 önem düzeyinde durağan olduğunu, ancak % 1

önem seviyesinde durağan dışı olduğunu göstermektedir. Bu seriye ait kırılma yılı ise 2002 olarak belirlenmiştir.

ZA yaklaşımında Model C sonuçlarına göre, doğal logaritması alınmış fiyat serilerinden reel kütlü pamuk ve buğday serilerinin her üç istatistikî önem düzeyinde de durağan dışı olduğu, buna karşın mısırın doğal logaritması alınmış reel fiyatları serisinin durağan olduğu görülebilmektedir. Pamuk, mısır ve buğday fiyatları için kırılma yılları ise sırasıyla 2000, 2000 ve 2008 olarak gerçekleşmiştir. ZA yaklaşımında; Model A ve Model C tarafından belirlenen içsel kırılma yıllarının genel olarak uyumlu oldukları söylenebilmektedir.

ZA yaklaşımında; Model A ve Model C kullanılarak yapılan birim kök testleri neticelerine genel olarak birlikte bakıldığında, her iki modelin önem arztemeyen farklılıklar taşıdığı ve tarımsal ürün serilerinin durağan dışı olduğu görülebilmektedir. Diğer taraftan pamuk ekim alanı, üretim miktarı ve veriminde genel olarak 1 gecikme seçilirken, fiyat serilerinde 7 ile 8 gecikmenin belirlenmesinin isabetli olduğu değerlendirilmektedir.

İki yapısal kırılmanın modele dâhil edilmesine izin veren Lumsdaine ve Papell (LP) birim kök testleri neticelerine bakıldığında; LP Model A'ya göre doğal logaritması alınmış pamuk ekim alanı serisinin %10 ve %5 istatistikî önem düzeyinde durağan olduğu, ancak %1 önem seviyesinde durağan dışı olduğu anlaşılmaktadır. Bu sonuçlar ZA yaklaşımı Model C sonuçları ile örtüşmektedir. Yapısal kırılmaların ise 1992 ve 1997 yıllarında içsel olarak belirlendiği görülmekte, kırılma yılları birer yıl farkla ZA C modelinin sonuçları ile örtüşmektedir. Türkiye'de GAP'ın devreye girmesi ile yaklaşık iki katına çıkan pamuk ekim alanları dikkate alındığında model sonuçlarının genelde pamuk ekim alanı serisi için tutarlı kırılma yılları belirlediği söylenebilmektedir.

Benzer şekilde doğal logaritması alınmış pamuk üretim miktarı serisi %10 ve %5 istatistikî önem düzeylerinde durağan iken, %1 önem düzeyinde durağan dışı bulunmuştur. Kırılma yıllarından biri GAP'ın devreye girme yılına tekabül etmekte,

diğeri 2007 yılı olarak belirlenmektedir. Kırılma yılları itibari ile pamuk verim serisi, pamuk miktarı serisi ile benzerlik göstermiş, ancak doğal logaritması alınmış pamuk verim serisi her üç istatistikî önem düzeyinde de durağan olarak bulunmuştur. Dolayısıyla doğal logaritması alınmış pamuk verim serisi, uygulunan farklı testlerin neticeleri itibariyle değişim göstermekte ve durağan/durağan dışı bir yapı sergilemektedir.

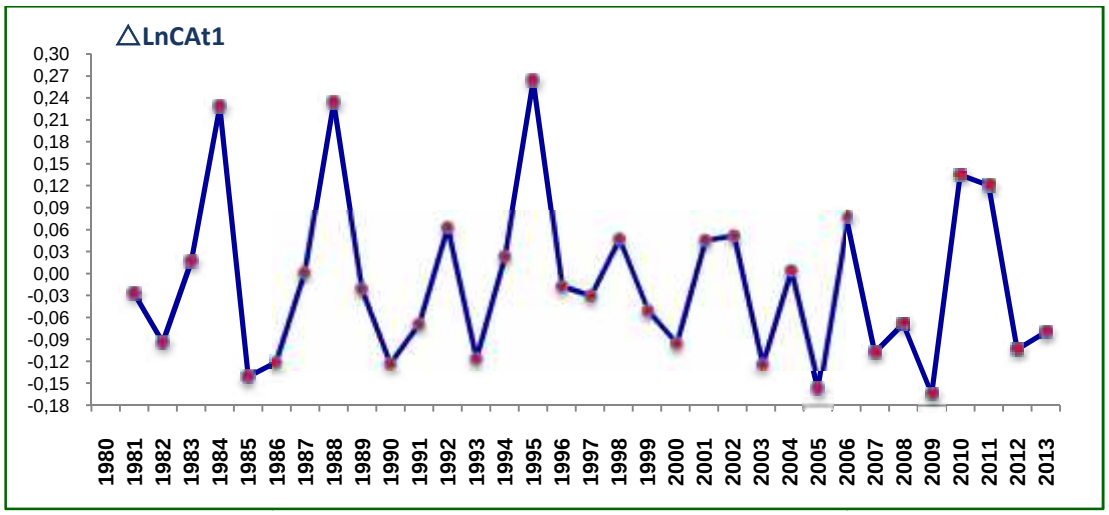
Ürün fiyatları serilerine baktığımızda LP Model A neticelerine göre, reel kütlü pamuk fiyatları serisi %1 önem düzeyinde durağan dışı bulunurken, diğer iki istatistikî önem düzeylerinde durağan olarak bulunmuştur. Kırılma yılları ise içsel olarak 1993 ve 2010 yılları olarak model tarafından tespit edilmiştir. Tespit edilen 2010 yılı, küresel ölçekteki pamuk arz açığının ve Çin'in uyguladığı stok politikalarının yol açtığı hızlı fiyat artışının yaşanmaya başladığı döneme tekabül etmektedir.

Reel mısır fiyatları serisi, ZA Model C'de olduğu gibi, LP Model A'da da her üç istatistikî önem düzeyinde durağan bulunmuştur. Bu seri için sırasıyla 1998 ve 2003 kırılma yılları içsel olarak belirlenmiştir. Reel buğday fiyatı serisi de benzer bir yapı sergileyerek %10 ve %5 önem düzeyinde durağan olarak bulunmuş, ancak %1 önem seviyesinde serinin durağan dışı olduğu görülmüştür. Bu seri için kırılma yılları ise 1990 ve 1995 yılları olarak model tarafından belirlenmiştir.

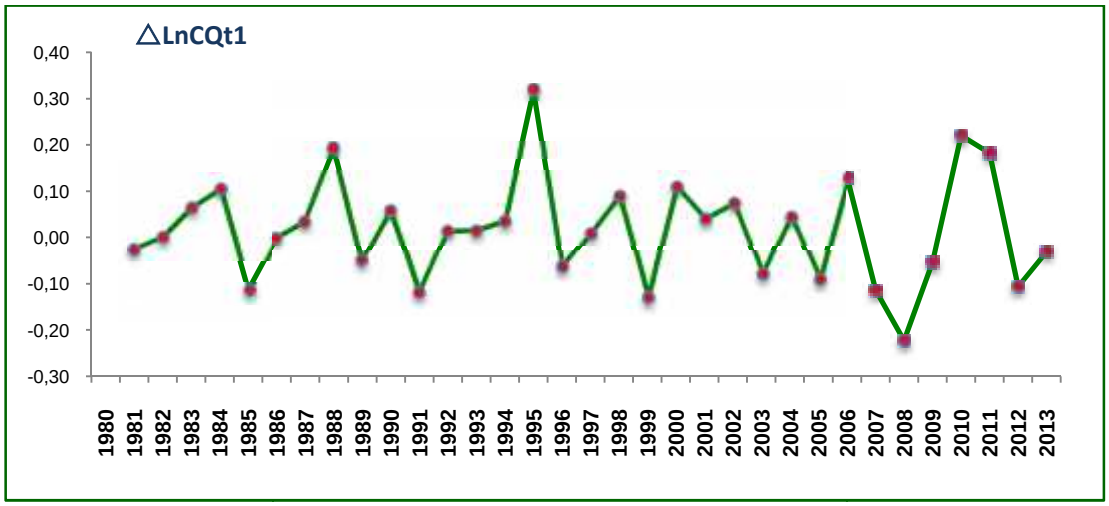
LP yaklaşımı; Model C neticelerine göre ise, pamuk verimi, pamuk üretim miktarı ve reel mısır fiyatları serileri her üç istatistikî önem seviyelerinde de durağan olarak bulunmasına karşılık, analizlerde kullanılan değişkenlere ait diğer serilerin durağan dışı olduğu görülmüştür. Serilerin kırılma yıllarında da LP Model A neticelerine benzer bilgiler ortaya konulmuştur. Modeller tarafından seçilen gecikme yılları sayıları modelden modele bir değişkenlik göstermiştir. Elde edilen ampirik bulgulara bağlı olarak, tarımsal ürün serilerinin doğal logaritmaya dönüştürülmesine rağmen durağan dışı bir yapı sergilemeyi sürdürdükleri söylenebilmektedir. Doğal logaritması alınmamış orijinal tarımsal ürün serilerinin durağan dışı olma olasılığının daha yüksek olduğu değerlendirilmektedir.

4.2.1. Değişkenlerin Birinci Fark Serileri

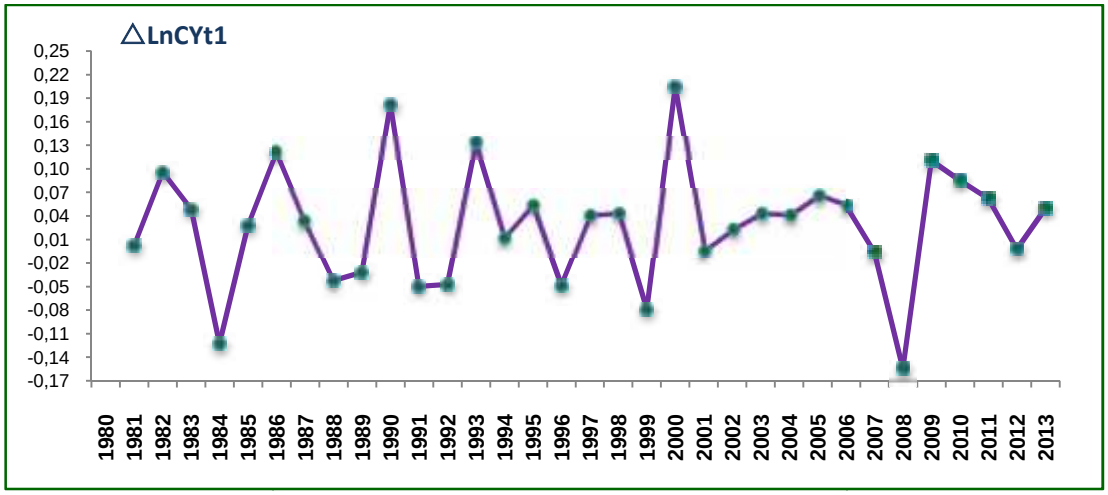
Zaman serisi analizlerinde kullanılan değişkenlere ait zaman serilerinin birim kök testlerinden sonra, birinci farkları alınmıştır. Serilere ait birinci fark grafikleri Şekil 4.6, 4.7, 4.8, 4.9, 4.10 ve 4.11'de gösterilmektedir.



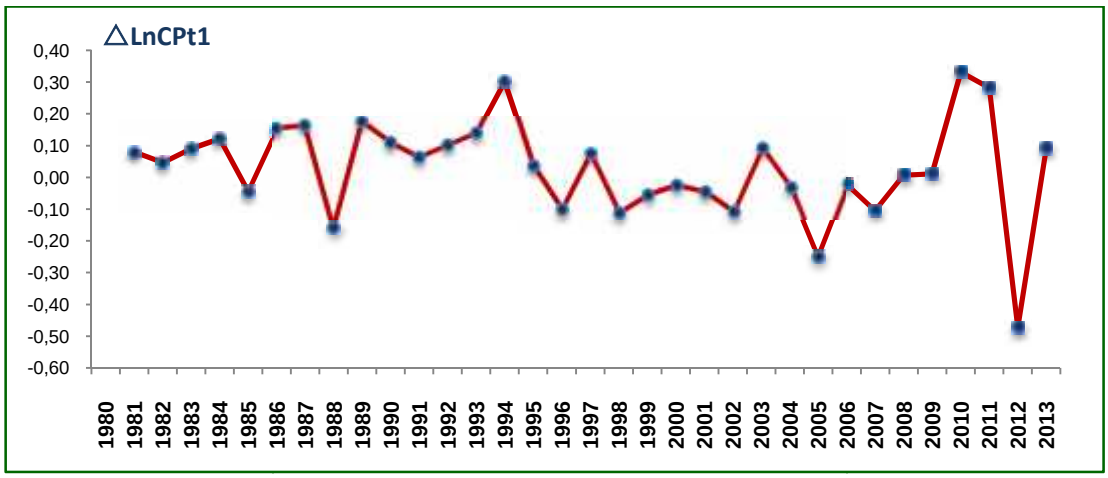
Şekil 4.6. Doğal Logaritmaya Dönüştürülmüş Pamuk Ekim Alanlarının Birinci Fark Serisi



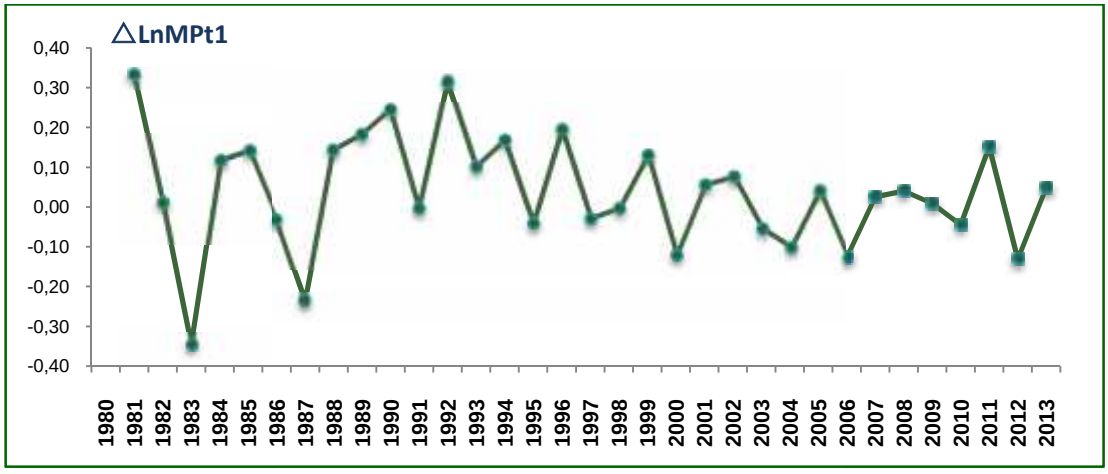
Şekil 4.7. Doğal Logaritmaya Dönüştürülmüş Kütlü Pamuk Üretim Miktarının Birinci Fark Serisi



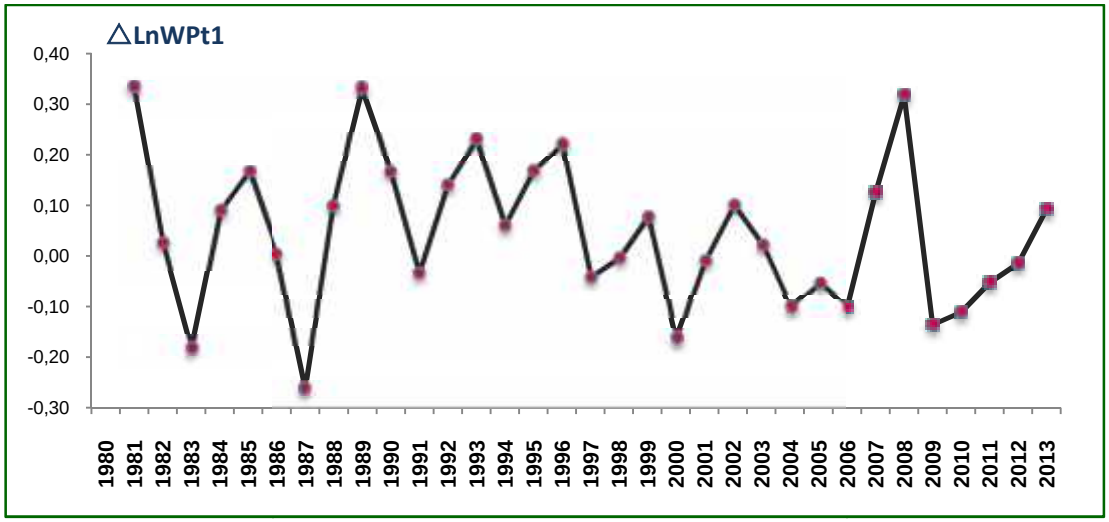
Şekil 4.8. Doğal Logaritmaya Dönüştürülmüş Kütlü Pamuk Veriminin Birinci Fark Serisi



Şekil 4.9. Doğal Logaritmaya Dönüştürülmüş Reel Kütlü Pamuk Fiyatları Birinci Fark Serisi



Şekil 4.10. Doğal Logaritmaya Dönüştürülmüş Reel Mısır Fiyatları Birinci Fark Serisi



Şekil 4.11. Doğal Logaritmaya Dönüştürülmüş Reel Buğday Fiyatları Birinci Fark Serisi

4.3. Zaman Serisi Analizleri : ARIMA Modeli Bulguları

Tarımsal ürünlere dair zaman serilerinin tamamı, birinci fark alma işleminden sonra durağanlaşmaktadır (Çizelge 4.3). Bu durumda her bir tarımsal ürün serisi I(1) olarak gösterilebilmekte, ayrıca hem düzeyde entegre (bütünleşik) olduğu ve hem de durağan olduğu ifade edilebilmektedir. Değişkenlere ait zaman serilerinin durağanlık şartı I(1) olarak sağlandıktan sonra zaman serisi analizlerine başlanabilmektedir. Zaman serilerinin geçmişteki gözlem değerlerinin ihtiva ettiği bilgilerden hareketle, serilerin gelecekteki değerlerine yönelik tahmin çalışmaları için ARIMA modeli kullanılabilmektedir.

Çizelge 4.3. Tarımsal Ürün Serilerinin Birinci Fark Birim Kök Testleri

Ln (Pamuk Ekim Alan)	Ln (Pamuk Üretim Miktarı)	Ln (Pamuk Verimi)	Ln (Reel Pamuk Fiyatı)	Ln (Reel Mısır Fiyatı)	Ln (Reel Buğday Fiyatı)
-6.05	-6.07	-6.34	-5.63	-6.22	-4.98
Sabit Terimsiz (kesmesiz) ve Trendsiz Model İçin Tau-İstatistik Değerleri					
1%	-2.62				
5%	-1.95				
10%	-1.61				

ARIMA (p,d,q) modeli yardımı ile geleceğe dair projeksiyon çalışmalarına başlamadan önce, modelin otoregressif AR(p) ve hareketli ortalama MA(q) gecikme sayılarının testler sonucunda belirlenmesi gerekmektedir. En uygun ARIMA (p,d,q) modeli belirlendikten sonra tahminleme aşamasına geçilebilmektedir. Bu aşamada, bir sistem dâhilinde birden fazla geçici model denenmekte ve SAS istatistik programının raporladığı AIC ve SBC bilgi kriterlerine ait seçilen en küçük değerler, nihai modelin belirlenmesi için kullanılmaktadır.

Doğal logaritması alınmış pamuk ekim alanı, kütlü pamuk üretim miktarı, pamuk verimi, pamuk fiyatı, buğday fiyatı ve mısır fiyatı serileri projeksiyonları için hangi ARIMA (p,d,q) modelinin kullanılacağına dair test neticeleri Çizelge 4.4 ve 4.5'de verilmektedir.

Çizelge 4.4. Pamuk Ekim Alanı, Pamuk Üretim Miktarı ve Pamuk Verimi İçin Farazi ARMA (p+d, q) Modelleri Mertebe (Derece) Seçim Testleri

Ln (Pamuk Ekim Alanı)						Ln (Pamuk Üretim Miktarı)						Ln (Pamuk Verimi)					
SCAN			ESACF			SCAN			ESACF			SCAN			ESACF		
p+d	q	SBC	p+d	q	SBC	p+d	q	SBC	p+d	q	SBC	p+d	q	SBC	p+d	q	SBC
1	1	-4.44	2	1	-4.48	0	0	-4.43	0	0	-4.43	0	1	-5.69	0	1	-5.69
2	0	-4.59	3	1	-4.59	-.-	-.-	-.-	2	1	-4.24	-.-	-.-	-.-	2	1	-5.61
0	2	-4.51	0	2	-4.51	-.-	-.-	-.-	3	1	-4.25	-.-	-.-	-.-	3	1	-5.57
-.-	-.-	-.-	1	2	-.-	-.-	-.-	-.-	4	0	-4.26	-.-	-.-	-.-	4	0	-5.69
-.-	-.-	-.-	4	1	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	5	0	-5.60
-.-	-.-	-.-	5	0	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-
Minimum Tablo Değeri SBC (3,0) = -4.67						Minimum Tablo Değeri SBC (0,0) = -4.43						Minimum Tablo Değeri SBC (1,3) = -5.81					

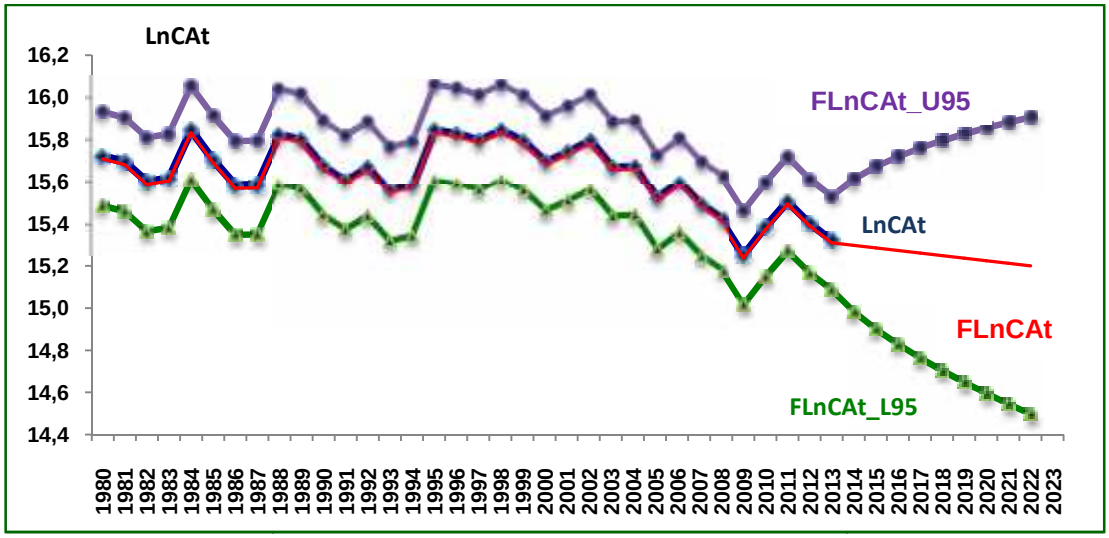
Çizelge 4.5. Pamuk Fiyatı, Buğday Fiyatı ve Mısır Fiyatı İçin Farazi ARMA (p+d, q) Modelleri Mertebe (Derece) Seçim Testleri

Ln (Pamuk Fiyatı)						Ln (Buğday Fiyatı)						Ln (Mısır Fiyatı)					
SCAN			ESACF			SCAN			ESACF			SCAN			ESACF		
p+d	q	SBC	p+d	q	SBC	p+d	q	SBC	p+d	q	SBC	p+d	q	SBC	p+d	q	SBC
0	0	-3.80	0	0	-3.80	1	1	-4.47	1	0	-4.46	0	0	-1.78	0	0	-1.78
-.-	-.-	-.-	1	0	-3.74	2	0	-4.46	3	1	-4.36	-.-	-.-	-.-	2	0	-1.63
-.-	-.-	-.-	3	0	-3.64	0	2	-4.62	0	2	-4.62	-.-	-.-	-.-	3	0	-1.53
-.-	-.-	-.-	5	0	-3.47	-.-	-.-	-.-	5	0	-4.52	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-
-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-
-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-	-.-
Minimum Tablo Değeri SBC (0,0) = -3.80						Minimum Tablo Değeri SBC (0,2) = -4.62						Minimum Tablo Değeri SBC (0,0) = -1.78					

Bütün serilerin, birinci farkları durağan olduğundan (d=1) p+d, p+1 olarak değerlendirilmesi gerekmektedir. Test neticelerine göre belirlenen en uygun modelin, doğal logaritması alınmış ekim alanı için ARIMA(2,1,0), pamuk üretim miktarı için ARIMA(0,1,0) ve kütlü pamuk verimi için ARIMA(0,1,3) olduğu söylenebilmektedir. Benzer şekilde doğal logaritması alınmış reel kütlü pamuk, mısır ve buğday fiyatları serileri için en uygun ARIMA(p,d,q) modelleri sırasıyla; ARIMA(0,1,0), ARIMA(4,1,0) ve ARIMA(0,1,0) olarak belirlenmiştir.

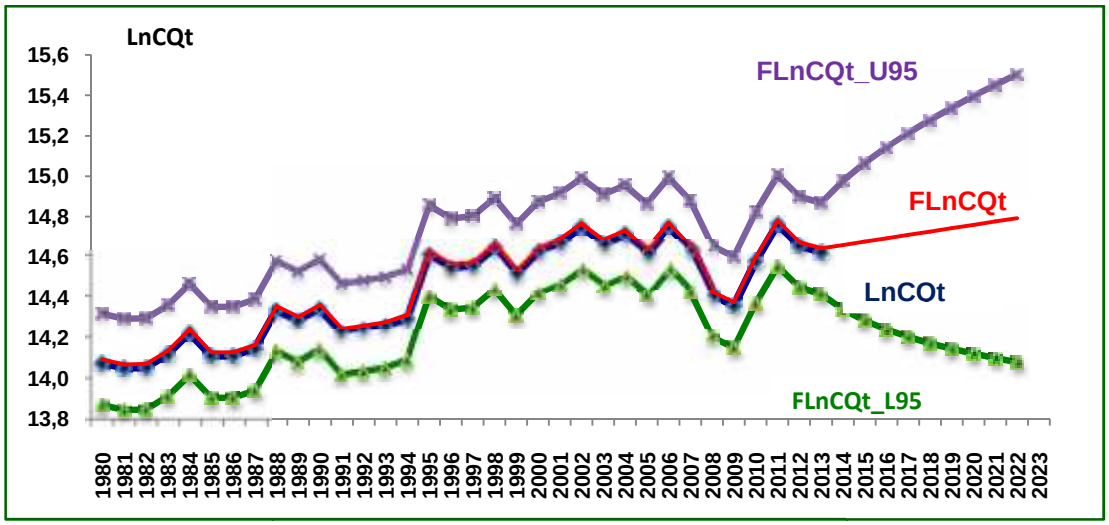
Seriler için en uygun ARIMA (p,d,q) modeli belirlendikten sonra, her bir seri için yapılan 10 yıllık (2014-2023) projeksiyonlara ait tahmin grafikleri alt ve üst limitleri ile birlikte aşağıda verilmektedir. Grafiklerde görüldüğü gibi, zaman aralığı arttıkça alt ve üst limit projeksiyon değerleri beraberinde artmakta ve dolayısıyla kestirme miktarındaki oynaklık da artmaktadır. Yine serinin genel eğilimine paralel olarak uzun dönem denge ortalaması ve varyansı göz önününde bulundurulduğunda, pamuk ekim alanlarında tedricen azalma meydana geleceği ve pamuk ekim alanlarının ekonomik açıdan kârlı diğer rakip ürünlerin ekimi için tahsis edileceği değerlendirilmektedir.

Türkiye pamuk ekim alanlarının çok yüksek bir güven aralığı ile (1.98 milyon dekar – 8.08 milyon dekar) 2023 yılında yaklaşık 3.99 milyon dekar olacağı öngörülmektedir (Şekil 4.12). Bu durum 2013 yılı pamuk ekim alanlarının (4.51 milyon dekar) yaklaşık %11 nispetinde azalması anlamına gelmektedir. Güven aralığının yüksek çıkması zaman aralığının uzunluğuna bağlı olmaktadır. Örneğin 10 yıl sonraki bir değerin belirsizliği, 2 yıl sonra kestirilecek bir değerin belirsizliğinden daha yüksek olacaktır.



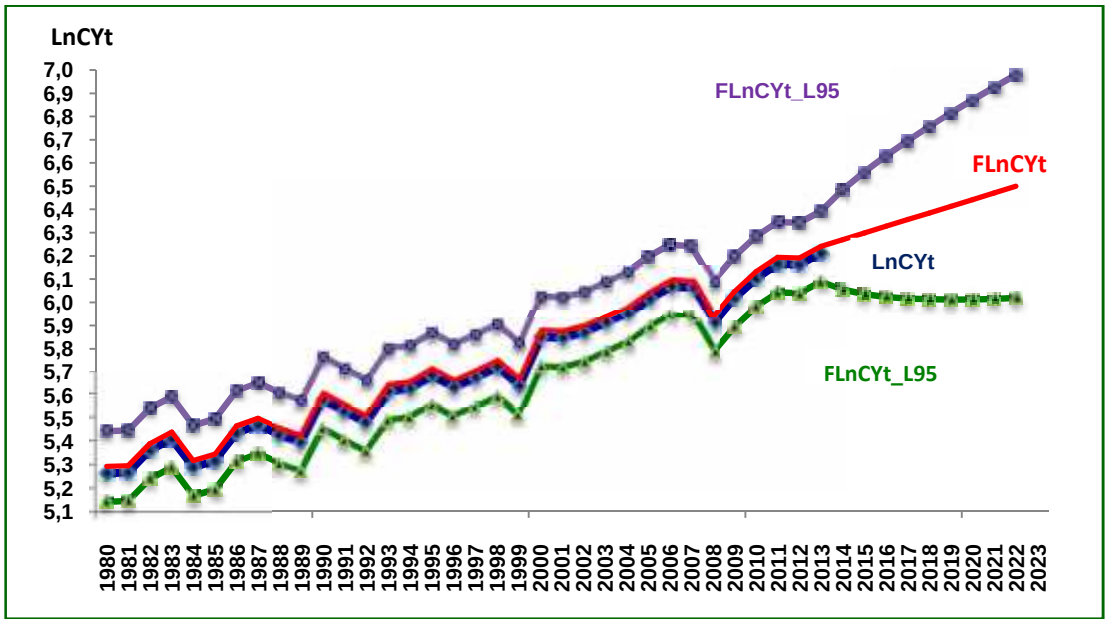
Şekil 4.12. 1980-2013 Pamuk Ekim Alanları ile Pamuk Ekim Alanları Tahminlerinin Karşılaştırılması (Doğal Logaritma Değerleri)

Diğer bütün şartlar sabit varsayıldığında, kütlü pamuk üretim miktarının yükseliş trendini koruyacağı ve 2013 yılı üretim miktarına (2.25 milyon ton) nazaran yaklaşık %18 nispetinde artarak, 2023 yılında 2.66 milyon ton civarında gerçekleşeceği tahmin edilmektedir (Şekil 4.13). Pamuk üretimindeki bu artışın tekstil ve hazır giyim endüstrisinin pamuk talebini karşılayıp karşılayamayacağının, küresel tekstil ve hazır giyim talebiyle birlikte dünya pamuk arzında meydana gelebilecek olan dalgalanmalara ve diğer konjektörel etkilere bağlı olacağı değerlendirilmektedir.



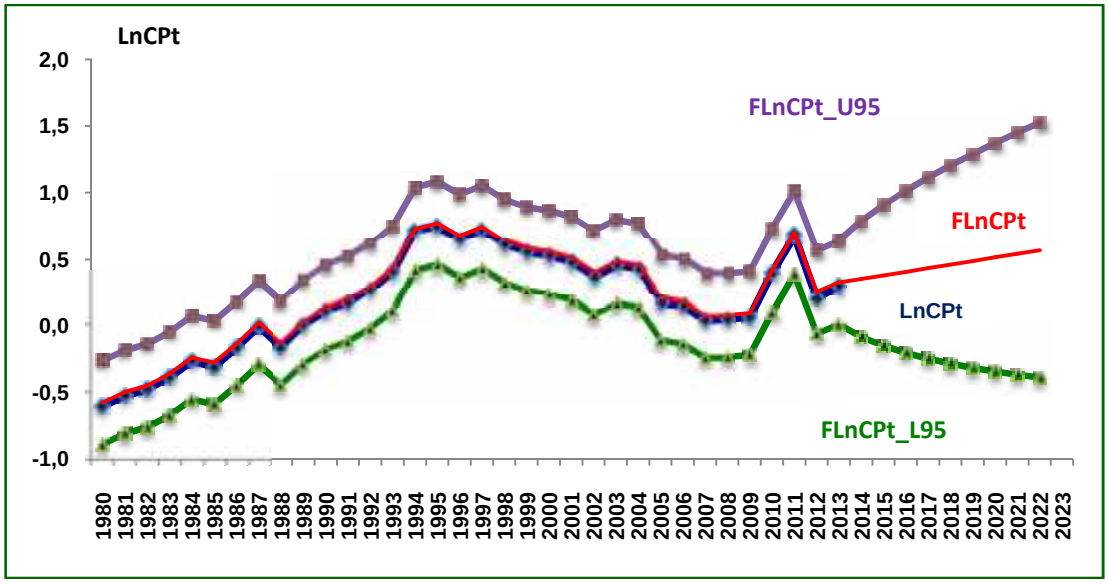
Şekil 4.13. 1980-2013 Kütlü Pamuk Üretim Miktarı ile Kütlü Pamuk Üretim Miktarı Tahminlerinin Karşılaştırılması (Doğal Logaritma Değerleri)

Pamuk verimine ilişkin tahmin Şekil 4.14'de verilmektedir. ARIMA (0,1,3) modeliyle gerçekleştirilen projeksiyonda, 2013 yılında yaklaşık 500 kg/da olan kütlü pamuk veriminin 10 yıllık öngörü ile 2023 yılında 665 kg/da olacağı beklenmektedir. Pamuk verimini etkileyen bütün şartların sabit kalacağı varsayıldığında, sabit bir eğimle önümüzdeki 10 yıllık dönemde yaklaşık %33 nispetinde bir verim artışı öngörülmektedir.



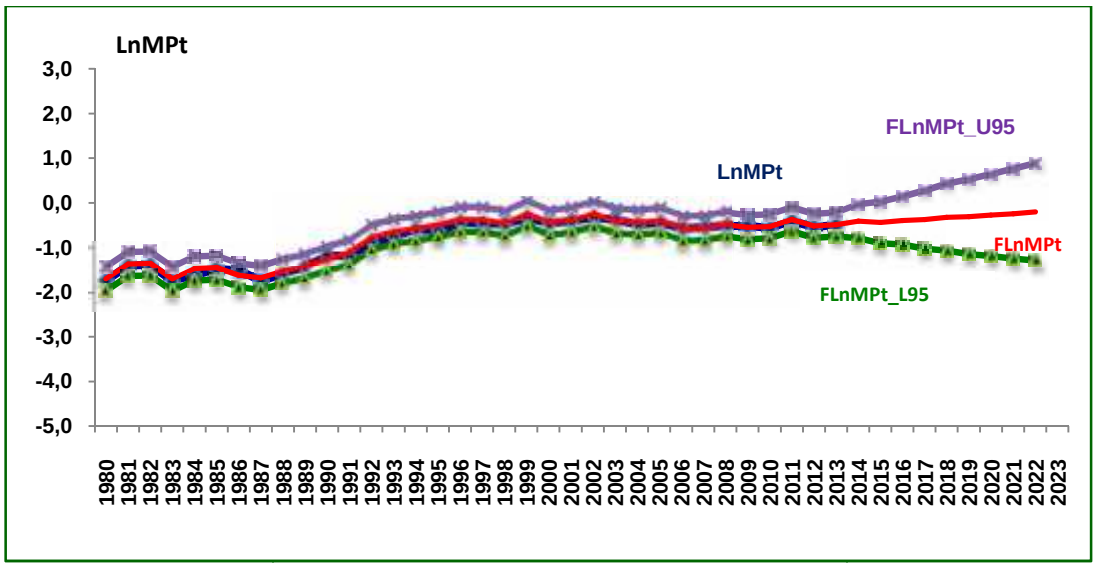
Şekil 4.14. 1980-2013 Kütlü Pamuk Verimleri ile Kütlü Pamuk Verim Tahminlerinin Karşılaştırılması (Doğal Logaritma Değerleri)

Reel kütlü pamuk fiyatlarına ilişkin projeksiyon grafikleri Şekil 4.15'de verilmektedir. ARIMA (2,1,0) modeli ile yapılan öngörü, reel kütlü pamuk fiyatlarındaki artış trendinin gelecek 10 yıllık periyotta da süreceğini ve buna bağlı olarak kütlü pamuk fiyatının 2023 yılında 1.77 TL/kg olacağını göstermektedir. 2014-2023 yılları arası 10 yıllık projeksiyon dönemi sonunda (10 yıllık zaman boyutunda), reel kütlü pamuk fiyatlarında yaklaşık olarak %31 nispetinde bir artış meydana geleceği tahmin edilmektedir.



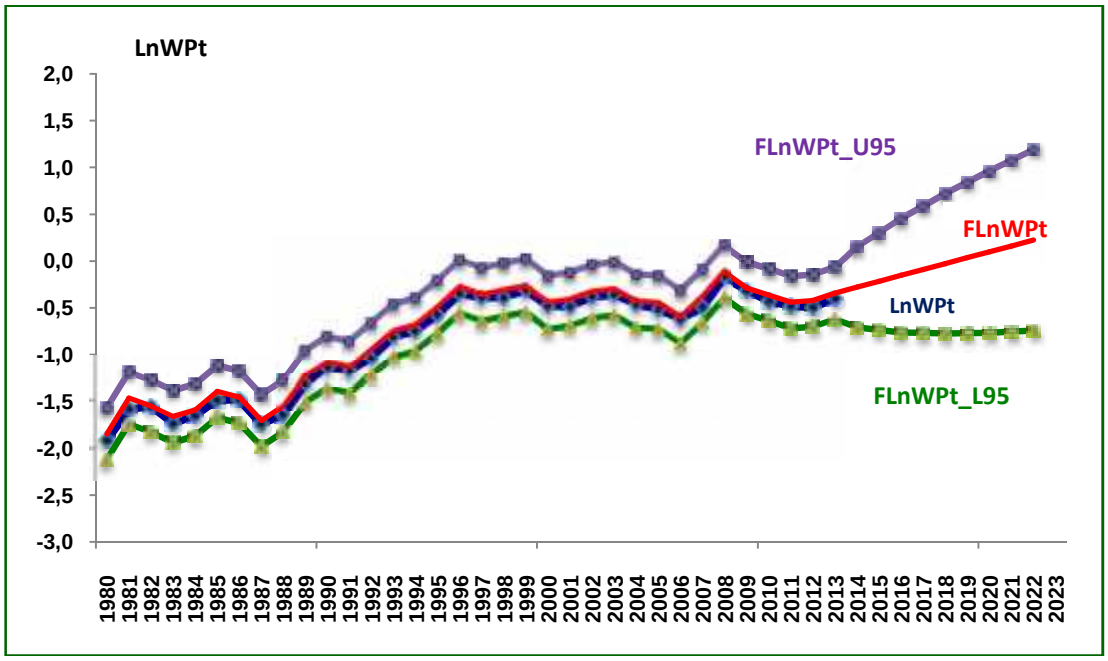
Şekil 4.15. 1980-2013 Kütlü Pamuk Fiyatları ile Kütlü Pamuk Fiyat Tahminlerinin Karşılaştırılması (Doğal Logaritma Değerleri)

Reel mısır fiyatlarının öngörüleri ARIMA (4,1,0) modeli yardımı ile yapılmıştır (Şekil 4.16). 2013 Yılı reel mısır fiyatı 0.61 TL/kg olarak hesaplanmaktadır. Yapılan öngörüde, bu değerin yaklaşık %33'lük bir artışla 2023 yılında 0.82 TL/kg civarında olacağı beklenmektedir. Benzer şekilde, 10 yıllık projeksiyon dönemi boyunca mevcut artış trendinin de devam edebileceği değerlendirilmektedir.



Şekil 4.16. 1980-2013 Mısır Fiyatları ile Mısır Fiyat Tahminlerinin Karşılaştırılması (Doğal Logaritma Değerleri)

Reel buğday fiyatları serisi için ARIMA (0,1,2), en uygun model olarak belirlenmiştir. Bu modele bağlı olarak yapılan öngörü neticesinde, reel buğday fiyatlarının mevcut stokastik trend özelliği ile birlikte 2023 yılında yaklaşık kilogram başına 1.25 TL olacağı beklenmektedir. Reel buğday fiyatındaki bu bariz artışın, serinin ihtiva ettiği stokastik trend ile birlikte projeksiyon dönemi olarak dikkate alınan 10 yıllık periyodun özelliğinden kaynaklandığı değerlendirilmektedir.



Şekil 4.17. 1980-2013 Buğday Fiyatları ile Buğday Fiyat Tahminlerinin Karşılaştırılması (Doğal Logaritma Değerleri)

Zaman serisi modelleriyle analizlere tabi tutulan projeksiyon serilerinin birim kök ihtiva etmemesi gerekmektedir. Dolayısıyla, serinin kendisi ile öngörüsü yapılan seri arasındaki kalıntların temiz seri (white noise) olduğu varsayılmakta, ancak bu durumun ortaya konulması için serinin teste tabi tutulmasına ihtiyaç duyulmaktadır. Kalıntılara uyarlanarak yapılan Dickey-Fuller (DF) testi ve birim kök testinin $\Delta ut = \varphi \Delta ut\text{-}1 + \varepsilon t$ (u, öngörü serisinin kalıntılarını temsil etmektedir) sabit terimsiz ve zaman trendsiz bir yapı sergileyeceği, başka bir ifadeyle temiz dizi özelliği göstereceği varsayımıyla yalnızca kalıntı farkları, fark gecikmesi üzerine regrese edilmiş ve neticeler rapor edilmiştir (Çizelge 4.6).

Çizelge 4.6. ARIMA Projeksiyon Farkları Durağanlık Birim Kök Testleri ($\Delta u_t = \varphi \Delta u_{t-1} + \varepsilon_t$)

Projeksiyon Kalıntıları (Pamuk Ekim Alan)	Projeksiyon Kalıntıları (Pamuk Üretim Miktarı)	Projeksiyon Kalıntıları (Pamuk Verimi)	Projeksiyon Kalıntıları (Reel Pamuk Fiyatı)	Projeksiyon Kalıntıları (Reel Mısır Fiyatı)	Projeksiyon Kalıntıları (Reel Buğday Fiyatı)
-6.09	-6.15	-7.38	-4.42	-5.59	-5.13
Sabit Terimsiz (kesmesiz) ve Trendsiz Model İçin Tau-İstatistik Değerleri					
1%	-2.62				
5%	-1.95				
10%	-1.61				

Dickey-Fuller (DF) birim kök testi sonuçlarına göre, projeksiyon farkları serilerinden hiç birinin birim kök ihtiva etmediği, dolayısıyla tahmini yapılan bütün projeksiyon serileri kalıntılarının durağanlığı sağladığı söylenebilmektedir. Netice itibariyle, eldeki zaman serilerine uyarlanan ARIMA (p,d,q) modellerinin geçerliliği noktasında yeterli sonuçların elde edildiği görülebilmektedir. Zira projeksiyon serilerine ait kalıntıların durağanlığı, nihai olarak seçilen ARIMA (p,d,q) modelinin geçerliliği ve yeterliliği hususunda kuvvetli bir delil olarak kabul edilmektedir.

4.4. Zaman Serisi Analizleri: VAR Modeli Bulguları

ARIMA modeli bulguları bölümünde açıklanan bütün değişkenlere ait zaman serileri ile birlikte mısır ve buğday üretim miktarlarına ait serilerde de bütünleşme (entegre) derecesi I(1) olarak bulunmuştur. Pamuk, mısır ve buğday üretim arz miktarları serilerinden oluşan her hangi bir doğrusal kombinasyonun da I(1) olması beklenmektedir. Ancak, bu serilerin bazı doğrusal kombinasyonları daha düşük bir mertebe olan düzeyde I(0) entegre ise, bu üç değişkenin koentegre (eşbütünleşen) oldukları ifade edilebilmektedir. Başka bir anlatımla, şayet sistemin I(1) serileri koentegre ise, ayrı ayrı durağan olmayan serilerin birlikteliği ile seriler arasında uzun dönem ilişkisi söz konusu olmaktadır. Dolayısıyla koentegrasyon, seriler arasında uzun dönem ilişkisini ifade etmektedir ve iktisadi teoriye göre bu tür bir ilişkinin varlığı kabul edilebilmektedir.

Pamuk, mısır ve buğday arz miktarları arasında böyle bir ilişkinin olup olmadığının belirlenebilmesi için, anılan her üç seri VAR modeli yardımıyla analize

tabi tutulmuştur. VAR modelinde; pamuk, mısır ve buğday arz miktarlarından oluşan üç bağımlı değişken söz konusudur. Analizde değişkenler doğal logaritmaya dönüştürülmüştür. Bununla birlikte VAR modelinde bağımsız değişkenler olarak, doğal logaritması alınmış reel kütlü pamuk fiyatı, reel mısır fiyatı, reel buğday fiyatı, yıllık yağış miktarı ortalamaları analize dâhil edilmiş, kukla değişken olarak GAP'ın faaliyete geçtiği yıldan (1995) itibaren "1", öncesi ise "0" olarak tanımlanmıştır. Ayrıca kukla değişken olarak analize dâhil edilen pamuk desteklemeleri, sonuçlar itibariyle istatistikî açıdan anlamlı bulunmadığından değerlendirmelerde dikkate alınmamıştır.

VAR modeli ile analizler yapılmadan önce Dickey-Fuller (DF) testleri yardımı ile bu üç bağımlı değişkene ait serilerin durağan olup olmadığı tespit edilmiştir (Çizelge 4.7). Sıfır ortalama, sabit ortalama ve eğim dikkate alındığında, her üç serinin de birim kök ihtiva ettiği anlaşılabilmektedir. Bu durumda VAR modelinin gecikme sayısı belirlendikten sonra, VAR denklem sistemi, hata düzeltme modeli VECM (Vector Error Correction Model) yardımı ile tahmin edilmiştir. Zira, VEC modeli, değişkenleri eşbütünleşik (koentegre) olan VAR(1) modelinin özel bir şekli olarak kabul edilmektedir.

Çizelge 4.7. VAR Modeli Bağımlı Değişkenleri Dickey-Fuller (DF) Birim Kök Testleri

Dickey-Fuller (DF) Birim Kök Testi					
Değişkenler	**Tip**	**Rho**	**Pr< Rho**	**Tau**	**Pr< Tau**
Pamuk Üretim Miktarı	**Sıfır Ortalama**	0.04	0.6846	0.92	0.9005
	Sabit Ortalama	-4.74	0.4342	-1.73	0.4065
	Eğim	-15.49	0.1049	-2.52	0.3165
Mısır Üretim Miktarı	**Sıfır Ortalama**	0.11	0.6999	2.11	0.9901
	Sabit Ortalama	-1.11	0.8689	-0.54	0.8703
	Eğim	-10.52	0.3340	-1.99	0.5843
Buğday Üretim Miktarı	**Sıfır Ortalama**	0.01	0.6791	0.72	0.8662
	Sabit Ortalama	-13.28	0.0393	-2.5	0.1248
	Eğim	-27.77	0.0019	-3.51	0.0548

VAR modelinde üç bağımlı değişken konumunda olan pamuk, mısır ve buğday üretim miktarları gecikme sayıları, Kısmi Çapraz Şematik Gösterim tablosu (Çizelge 4.8.) ve Kanonik Kısmi Korelasyonlar tablosu (Çizelge 4.9.) yardımı ile belirlenmiştir.

Çizelge 4.8. VAR Modeli Bağımlı Değişkenleri Kısmi Çapraz Şematik Gösterim

Kısmi Çapraz Şematik Gösterim										
Korelasyonlar										
Değişken/Gecikme	**1**	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**	**7**	**8**	**9**	**10**
Pamuk Üretim Miktarı	+..	...	...	..-	...	...	...	...	...	...
Mısır Üretim Miktarı	.+.	...	...	...	...	...	...	...	...	...
Buğday Üretim Miktarı	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
+ is > 2*std hata, - is < -2*std hata, . aralarında										

Çizelge 4.9. VAR Modeli Bağımlı Değişkenleri Kanonik Kısmi Korelasyonlar

Kanonik Kısmi Korelasyonlar						
Gecikme	Korelasyon1	Korelasyon2	Korelasyon3	Serbestlik Derecesi	Ki-Kare	Pr >Ki-Kare
1	0.8879	0.6854	0.0049	9	41.52	<.0001
2	0.4362	0.3383	0.0409	9	9.80	0.3667
3	0.4585	0.1791	0.0705	9	7.67	0.5681
4	0.5231	0.2368	0.0372	9	9.93	0.3559
5	0.4914	0.1203	0.0397	9	7.47	0.5885
6	0.4247	0.2360	0.0242	9	6.63	0.6760
7	0.2756	0.2350	0.0458	9	3.60	0.9358
8	0.3509	0.1921	0.0528	9	4.23	0.8955
9	0.4402	0.2011	0.0428	9	5.90	0.7497
10	0.5213	0.3377	0.1785	9	10.02	0.3485

Her iki çizelgeden de anlaşıldığı gibi sisteme ait gecikme sayısı 1 olarak belirlenmiş ve buna bağlı olarak model VAR(1) olarak tanımlanmıştır. Ayrıca Granger nedensellik testleri yapılmış ve üç durumda da, üç bağımlı değişken arasında çift yönlü Granger nedensellik ilişkisi olduğu ortaya konulmuştur. Pamuk üretim miktarı, mısır üretim miktarı ve buğday üretim miktarından oluşan üç bağımlı değişken arasındaki çift yönlü Granger nedensellik ilişkisinden dolayı, bu değişkenler arasında geri besleme (feedback) olduğu da söylenebilmektedir (Çizelge 4.10).

Çizelge 4.10. Granger-Nedensellik Wald Testi

Granger-Nedensellik Wald Testi			
Testler	Serbestlik Derecesi	Khi-kare	Pr > KhiKare
1: H_0: Pamuk Arz Miktarı, Mısır ve Buğday Arz Miktarından Etkilenmemektedir	2	1.27	0.5307
2: H_0: Mısır Arz Miktarı, Pamuk ve Buğday Arz Miktarından Etkilenmemektedir	2	4.89	0.0867
3: H_0: Buğday Arz Miktarı, Pamuk ve Mısır Arz Miktarından Etkilenmemektedir	2	10.31	0.0058

Pamuk üretim miktarı, Buğday üretim miktarı ve mısır üretim miktarı değişkenlerine ait zaman serileri düzeyde durağan olmadığından, VAR(1) sistemi bağımsız değişkenlerin gecikmelerini de içerecek şekilde hata düzeltme modeli (VECM) olarak dikkate alınmıştır. Johansen iz testi yardımıyla denklem sisteminin koentegrasyon düzeyi belirlenmiştir (Çizelge 4.11 ve 4.12). Uygulanan test neticesinde denklem sisteminin 2'den büyük rank içerdiği gözlemlenmiştir.

Çizelge 4.11. Johansen İz Testi Yardımıyla Koentegrasyon (Eşbütünleşme) Testi

Johansen İz Testi Yardımı ile Eşbütünleşme Testi						
H_0: Rank=r	**H_1: Rank>r**	**Öz Değer**	**İz**	**Pr > İz**	**VECM'de Eğim**	**Süreçte Eğim**
0	**0**	0.9198	131.0296	<.0001	Sabit	Doğrusal
1	**1**	0.6878	50.3013	<.0001		
2	**2**	0.3348	13.0470	0.0002		

Çizelge 4.12. Kısıt Altında Johansen İz Testi Yardımıyla Koentegrasyon (Eşbütünleşme) Testi

Kısıt Altında İz Yardımı ile Eşbütünleşme Testi						
H_0: Rank=r	**H_1: Rank>r**	**Öz Değer**	**İz**	**Pr > İz**	**ECM'de Eğim**	**Süreçte Eğim**
0	**0**	0.9286	141.7131	<.0001	Sabit	Sabit
1	**1**	0.7453	57.2355	<.0001		
2	**2**	0.3435	13.4642	0.0069		

VECM(1) modeli, denklem sisteminin ikiden fazla rank ihtiva etmekte olduğu göz önünde bulundurularak tahmin edilmiştir ve tahmini değer matrisi aşağıda verilmiştir.

$$\Delta y_t = \begin{pmatrix} -4.22402 \\ 1.63752 \\ -2.02108 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} -0.91236 & -0.17689 & -0.66556 \\ -0.45476 & -0.33320 & 0.61317 \\ -0.07172 & 0.41949 & -1.72364 \end{pmatrix} y_{t-1} +$$
$$\begin{pmatrix} 0.23712 & 0.29389 & -0.72619 & 0.32115 & 0.13823 \\ -0.03179 & -0.28197 & 0.72136 & -0.23745 & 0.42879 \\ -0.13758 & -0.01109 & 0.00611 & 0.19568 & 0.00648 \end{pmatrix} x_t +$$
$$\begin{pmatrix} -0.16578 & -0.11119 & 0.50517 & 0.33558 & -0.19222 \\ 0.02766 & 0.32001 & -0.99129 & -0.07405 & -0.11042 \\ 0.15468 & -0.33231 & 0.36870 & 0.12877 & -0.11324 \end{pmatrix} x_{t-1} + \varepsilon$$

Tahmini değer matrisinden elde edilen verilere göre; pamuk arz miktarı, bir yıllık kendi gecikmesindeki pozitif değişimden negatif yönde etkilenmekte, benzer şekilde mısır ve buğday arz miktarlarına ait bir yıllık gecikme değerlerinde meydana gelen artış, pamuk arzını olumsuz yönde etkileyerek pamuk üretiminin azalmasına yol açmaktadır. Diğer taraftan doğal logaritmaya dönüştürülmüş reel kütlü pamuk fiyatları ve reel mısır fiyatlarındaki pozitif değişimin, pamuk arz miktarını olumlu yönde etkilediği ve pamuk üretiminde artışa neden olduğu gözlemlenmektedir. Ancak, reel buğday fiyatlarında meydana gelen pozitif değişim, pamuk arz miktarında azalışa yol açmaktadır. Pamuk üretim miktarı ile artan yağış miktarı arasında pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Buna göre yağış miktarındaki artış, pamuk üretiminde de artışa sebebiyet vermektedir. Kukla değişken olarak dikkate alınan GAP'ın, pamuk üretimi üzerindeki etkisinin pozitif olduğu ve GAP'ın devreye girmesi ile birlikte pamuk arzında artış meydana geldiği gözlemlenmektedir.

Analizlerden elde edilen, ancak istatistikî açıdan anlamlı bulunmayan bulgulara göre ise; reel kütlü pamuk ve mısır fiyatlarındaki bir yıllık gecikme, pamuk arzında azalışa yol açmakta, reel buğday fiyatlarındaki bir yıllık gecikme ise pamuk arz miktarına pozitif bir katkı sağlamaktadır. Yine yıllık yağış miktarlarındaki bir yıllık gecikme, pamuk arz miktarına olumlu yönde yansımaktadır.

5. SONUÇLAR ve ÖNERİLER

Durağanlık Analizleri Sonuçları:

ARIMA(p,d,q) modellerine uyarlanarak zaman serisi analizlerinde kullanılan Türkiye pamuk ekim alanları, kütlü pamuk üretim miktarları, reel kütlü pamuk üretici fiyatları, reel buğday ve reel mısır üretici fiyatları değişkenlerine ait doğal logaritması alınmış serilerin, ADF, ZA ve LP testleri sonucunda düzeyde durağan olmadığı görülmüş, birinci derecede entegre I(1) olarak tanımlanan seriler tek fark alma işlemine tabi tutularak durağan hale getirilmişlerdir. Türkiye kütlü pamuk verimine ilişkin zaman serisi ise, doğal logaritması alındıktan sonra belirli bir ortalamaya yaklaşmış ve durağan hale gelmiştir. Birinci farkları alınan serilerin durağanlaştığı yine ADF testleri yardımıyla ortaya konulmuştur.

Doğal logaritmaya dönüştürülmüş pamuk üretim miktarı ile birlikte bağımlı değişkenler olarak VAR modeline uyarlanan doğal logaritması alınmış mısır üretim miktarı ve buğday üretim miktarına ait zaman serilerinin de ayrı ayrı birinci derecede entegre I(1) oldukları, başka bir ifadeyle birim kök içerdikleri ve düzeyde durağan olmadıkları görülmüştür. Bu durumda bağımlı değişkenleri koentegre (eşbütünleşik) olan ve gecikme seviyesi 1 olarak belirlenen VAR(1) denklem sistemi, bağımsız değişkenlerin gecikmelerinin de sisteme dâhil edilmesine izin veren VEC modeli olarak dikkate alınmıştır. Johansen iz testi kullanılarak denklem sisteminin 2'den büyük rank içerdiği belirlenmiştir. Bu husus dikkate alınarak denklem sistemi, değişkenleri koentegre olan VAR(1) modelinin özel bir şekli olarak tanımlanan VECM(1) yardımıyla çözülmüş ve farkı alınarak durağan hale getirilen tahmini değer matrisi elde edilmiştir.

Zaman Serisi Analizleri Sonuçları:

ARIMA(p,d,q) modellerine uyarlanan doğal logaritması alınmış Türkiye pamuk ekim alanı (LnCAt), kütlü pamuk üretim miktarı (LnCQt), kütlü pamuk verimi (LnCYt), reel kütlü pamuk fiyatı (LnRCPt), reel mısır fiyatı (LnRMPt) ve reel

buğday fiyatı (LnRWPt) değişkenlerine ait 34 yıllık zaman serileri için en uygun ARIMA modelleri belirlenmiştir. Nihai ARIMA(p,d,q) modellerinin seçiminden sonra her bir seri için % 95 güven aralığında 10 yıllık (2014-2023) projeksiyonlar hesaplanmıştır. ARIMA modellerinden elde edilen projeksiyon neticelerine göre;

- 2013 yılı itibariyle 4.51 milyon dekar olarak gerçekleşen Türkiye pamuk ekim alanlarının 10 yıllık periyotta % 11 nispetinde azalarak, 2023 yılında 3.99 milyon dekar olacağı öngörülmektedir.

- 2013 yılı itibariyle 2.25 milyon ton olarak gerçekleşen Türkiye kütlü pamuk üretim miktarının 10 yıllık süreçte % 18 nispetinde artarak, 2023 yılında 2.66 milyon ton olacağı beklenmektedir.

- 2013 yılı itibariyle 499 kg/da olarak gerçekleşen Türkiye kütlü pamuk veriminin takip eden 10 yıl içerisinde % 33 oranında artış göstereceği ve 2023 yılında 665 kg/da olarak gerçekleşeceği öngörülmektedir.

- 2013 yılı itibariyle 1.35 TL/kg olarak gerçekleşen Türkiye reel kütlü pamuk pamuk fiyatının 10 yıllık zaman boyutunda % 31 oranında yükselerek, 2023 yılında 1.77 TL/kg olacağı tahmin edilmektedir.

- 2013 yılı itibariyle 0.61 TL/kg olarak gerçekleşen Türkiye reel mısır fiyatının gelecek 10 yılda % 33 nispetinde artış kaydetmesi ve 2023 yılında 0.82 TL/kg olarak gerçekleşmesi beklenmektedir.

- 2013 yılı itibariyle 0.67 TL/kg olarak gerçekleşen Türkiye reel buğday fiyatının gelecek 10 yıllık dönemin sonunda % 86 oranında artış sergileyeceği ve 2023 yılında 1.25 TL/kg olarak gerçekleşeceği öngörülmektedir.

VAR modeli kullanılarak gerçekleştirilen zaman serisi analizlerinde; doğal logaritmaya dönüştürülmüş Türkiye kütlü pamuk üretim miktarı (LnCQt), mısır üretim miktarı (LnMQt) ve buğday üretim miktarı (LnWQt) bağımlı değişken olarak

dikkate alınmıştır. VAR modelinde; doğal logaritması alınmış Türkiye reel kütlü pamuk fiyatı (LnRCPt), reel mısır fiyatı (LnRMPt) ve reel buğday fiyatı (LnRWPt) ile birlikte yıllık ortalama yağış miktarı (Rt) bağımsız değişkenler olarak analizlere dâhil edilmiştir. GAP etkisi (GAPt) ve pamuk desteklerinin etkisi (CDCt) ise kukla değişkenler olarak dikkate alınmıştır. Kukla değişken olarak analizlere dâhil edilen pamuk destekleri (CDCt), elde edilen bulgulara bağlı olarak istatistikî açıdan anlamlı bulunmamış ve değerlendirme dışı bırakılmıştır. VAR modeli zaman serisi analizlerinden (VAR denklem sisteminin VEC modeliyle çözümünden) elde edilen bulgulara göre;

- Pamuk üretim miktarı, mısır üretim miktarı ve buğday üretim miktarından oluşan 3 bağımlı değişken arasında çift yönlü Granger nedenselliği bulunmaktadır. Daha açık bir ifadeyle her bir bağımlı değişkenin geçmişteki gözlem değerleri, diğer bağımlı değişkenlerin tahmin gücünde anlamlı bir etki meydana getirmektedir.

- Kütlü pamuk üretim miktarının bir gecikmeli değerinde meydana gelen artış, pamuk üretim miktarında azalışa yol açmaktadır.

- Mısır ve buğday üretim miktarlarının bir gecikmeli değerindeki artışlar, pamuk üretiminin azalmasına yol açmaktadır.

- Kütlü pamuk fiyatlarının bir gecikmeli değerindeki artış, pamuk üretiminde artışa neden olmaktadır.

- Mısır fiyatlarının bir gecikmeli değerindeki artış, pamuk üretim miktarının artmasını sağlamaktadır.

- Buğday fiyatlarının bir gecikmeli değerindeki artış, pamuk üretimini olumsuz etkilemekte ve azalışa yol açmaktadır.

- Ortalama yıllık yağış miktarının bir gecikmeli değerinde meydana gelen artış, pamuk üretiminin artmasını sağlamaktadır.

- GAP, pamuk üretim miktarını olumlu yönde etkilemekte ve pamuk üretiminde artışa neden olmaktadır.

Pamuk Sektörüne Dair Değerlendirmeler ve Öneriler:

Dünyanın en eski ve yaygın ticaret mallarından biri olarak kabul edilen pamuk, aynı zamanda hem lif ve hem de yağ bitkisi olması itibariyle nadir bir zirai ürün olarak günümüzde de önemini korumaya devam etmektedir. Pamuğun dünyadaki genel durumu geniş bir bakış açısıyla değerlendirildiğinde; uzun yıllar ortalaması değişmeyen ekim alanlarıyla birlikte, daha çok aktarma genli çeşitlere ve ortalama verim seviyelerindeki yükselişe bağlı olarak üretim hacminde nispi artışlar meydana geldiği, ancak son yıllar ortalamaları itibariyle küresel tüketim seviyesinin üretim miktarı ortalamalarının altında kaldığı görülmektedir. Dünya pamuk verimi ortalamalarının altında bir verimle üretim yapmakta olan Hindistan gibi dünyanın en büyük pamuk ekim alanlarına sahip ülkelerin verim seviyelerini yükseltmesi durumunda dünya pazarlarına arz edilen pamuk miktarının da önemli ölçüde artacağı beklenmektedir.

Çin, ABD, AB ve Hindistan gibi küresel aktörlerin izlediği üretim, stok, ticaret ve destekleme politikaları nedeniyle, uluslararası pamuk fiyatları diğer emtia fiyatlarının uzun dönem ortalama artış seviyelerinin altında seyretmektedir. Muhtelif politika araçları kullanılarak hem arz ve hem de talep yönüyle en fazla müdahaleye maruz kalan emtianın pamuk olduğu kabul edilmektedir. Küresel pamuk ticaretini belirli hükümlerle disiplin altına almaya çalışan DTÖ üyesi ABD, AB gibi etkin üretici ve ihracatçı ülkeler, kendi üreticilerini korumak için ekonomik ve siyasi güce dayalı politika araçları geliştirebilmektedirler. Bunun yanı sıra dünyanın en büyük pamuk üreticisi, tüketicisi ve ithalatçısı sıfatlarına tek başına haiz olan Çin, aynı zamanda dünyanın en büyük tekstil üreticisi ve ihracatçısıdır. Bu konumuyla

uluslararası pamuk piyasalarını önemli ölçüde etkileyebilen politika araçları geliştiren Çin, küresel ölçekte fiyat belirleyici bir rol da oynayabilmektedir.

Dünyada artan tekstil ve hazır giyim ürünleri talebine rağmen sentetik liflerin kullanımındaki artış, pamuğun küresel lif tüketimindeki pazar payının % 30'lar seviyesine kadar düşmesine yol açmıştır. Pazar payının azalmasına karşılık, tekstil ve hazır giyim endüstrisinde kullanılan başlıca doğal lif pamuktur. Yenilenebilir doğal bir kaynak olarak pamuk, tekstil ve hazır giyim endüstrileri vasıtasıyla kalkınma sürecinin başlangıç evrelerinde işgücü, doğal kaynaklar ve sermaye gibi ekonomik faktörlerin istihdamını tatminkâr ölçüde sağlayabilmekte ve bu yönüyle kalkınma sürecinde önemli bir rol üstlenebilmektedir. Dünyada benzer süreçleri yaşayan ülke örneklerine bakıldığında; pamuğun işlenmesi süreciyle birlikte emek yoğun bir özellik arz eden tekstil ve hazır giyim endüstrisinin, fiyat/maliyet oranını maksimize edebildiği bölge ve ülkelerde kümeleşme eğilimi taşıdığı gözlemlenmektedir. Keza bu endüstri dalının, ucuz işgücü temininde güçlüklerle karşılaştığı, kalkınma sürecini tamamlama evresindeki bölge ve ülkelerde sınaî ve ticari hayatiyetini sürdüremediği de müşahade edilmektedir.

Pamuğun Türkiye için stratejik önemi, sahip olduğu lif ve yağ bitkisi olma özellikleri göz önüne alınarak değerlendirildiğinde; arz açığı nedeniyle yerli tekstil ve hazır giyim endüstrisinin hammadde talebini karşılayamayan Türkiye'nin net pamuk ithalatçısı olduğu açıkça görülmektedir. Yine arz açığına bağlı olarak artan yenilebilir yağ talebini yerli üretim kaynaklarıyla karşılayamayan Türkiye'nin net ham yağ ithalatçısı olduğu da bilinmektedir. Türkiye pazarına giren Yunanistan ve ABD menşeli ithal pamuğun, muazzam üretim ve ihracat teşvikleriyle sübvanse edildiği ve pek çok pamuk üreticisi ülkenin aksine Türkiye'de pamuğun dış ticaret korumasından mahrum olduğu ayrıca dikkate alınmalıdır.

Sağladığı istihdam imkânlarıyla birlikte tekstil ve hazır giyim değer zincirinde önemli ölçüde katma değer oluşturan pamuk gibi stratejik tarım ürünlerinin, üretimi teşvik edici muhtelif politika araçlarıyla desteklenmesi gerekli olarak değerlendirilmektedir. Ülkemiz açısından gerek tekstil ve hazır giyim endüstrisi ve

gerekse kırsal kalkınma bağlamında tarım sektörü için hayati öneme haiz pamuğun desteklenmesi, dünya piyasalarında özellikle de sübvanse edilen pamuklarla rekabet edebilmesi, pamuk üretiminin sürdürülebilirliğinin sağlanması ve endüstrinin kaliteli pamuk talebinin karşılanması açısından önem arz etmektedir.

Pamuk ile birlikte tekstil ve hazır giyim endüstrisinin Türkiye açısından konumu ve öneminin, yukarıda tasvir edilen tablonun stratejik bir vizyonla değerlendirilmesi neticesinde ele alınması gerektiği düşünülmektedir. Ulusal makro pamuk politikalarının, ana hatlarıyla ortaya konulacak bir vizyon kapsamında ve bu araştırmadan elde edilen bulgular ışığında geliştirilmesinin ve uygulanabilecek politika araçları şeklinde tanımlanarak hayata geçirilmesinin daha rasyonel ve anlamlı olacağı değerlendirilmektedir.

KAYNAKLAR

ABAY, C., OLHAN, E., UYSAL, Y., YAVUZ, F., TÜRKEKUL, B., 2005. Türkiye'de Tarım Politikalarında Değişim, TMMOB Türkiye Ziraat Mühendisleri Odası, VI. Teknik Kongre, 3–7 Ocak 2005, Ankara.

ADAMS, G., BOYD, S., and HUFFMAN, M., 2014. The Economic Outlook For U.S. Cotton 2014. National Cotton Council of America (NCCA), 63p.

ADHIKARI, R., and AGRAWAL, R.K., 2013. An Introductory Study On Time Series Modeling and Forecasting. LAP Lambert Academic Publishing, Germany, 76p.

AGIAKLOGLOU, C., 1999. A Selective Review on the Issue of Testing for a Unit Autoregressive Root. University of Piraeus Spoudai Journal of Economics and Business, 49(1-4):15-32.

AIZENSHTEIN, E. M., 2006. World Production and Consumption of Polyester Fibres and Thread. Springer, Fibre Chemistry, 38(3):264-271.

AKAIKE, H., 1974. A New Look at the Statistical Model Identification. IEEE Transactions on Automatic Control, 19(6): 716-723.

AKAIKE, H., 1992. Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle. Edited by Kotz, S., and N.L. Johnson, Springer-Verlag Inc, New York, Breakthroughs in Statistics, 1: 610-624.

AKTAŞ, E., 2006. Çukurova Bölgesinde Pamuk Arz Duyarlılığının Tahmini Üzerine Bir Çalışma. Tarım Ekonomisi Dergisi, 12 (1): 3-8.

AKTAŞ, E., İPEK, S., ve IŞIK, S., 2010. Türkiye'de tarım Sektöründe Kullanılan Mazota Yönelik Vergi ve Destekler. Tarım Ekonomisi Dergisi, 16(1):19-24.

ALLEN, P.G., and FILDES, R., 2005. Levels, Differences and ECMs – Principles for Improved Econometric Forecasting. Blackwell Publishing Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 67: 881-904.

ALLENDE, H., ULLOA, G., and ALLENDE-CID, H., 2014. Prediction Intervals in Linear and Nonlinear Time Series with Sieve Bootstrap Methodology. Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics Vol.48:255-273, Empirical Economic and Financial Research. Theory, Methods and Practice. Edited by J.Beran, Y.Feng and H.Hebbel., Springer International Publishing, Switzerland, 503p.

ANEMIYA, T., 1994. Introduction to Statistics and Econometrics. Harvard University Press, Cambridge, Massachusetts, 384p.

ANONİM, 2013. 2012 Yılı Pamuk Raporu. T.C. Gümrük ve Ticaret Bakanlığı, Kooperatifçilik Genel Müdürlüğü, 1-46.

ANONİM, 2014a. 2013 Yılı Pamuk Raporu. T.C. Gümrük ve Ticaret Bakanlığı, Kooperatifçilik Genel Müdürlüğü, 1-45.

ANONİM, 2014b. Tekstil Deri Hazır Giyim Çalışma Grubu Raporu. T. C. Kalkınma Bakanlığı, Onuncu Kalkınma Planı 2014-2018, Yayın No: KB 2912, Ankara, 207s.

ANONİM, 2015a. 2014 Yılı Pamuk Raporu. T.C. Gümrük ve Ticaret Bakanlığı, Kooperatifçilik Genel Müdürlüğü, 1-44.

ANONİM, 2015b. İzmir Ticaret Borsası Broşürü, http://itb.org.tr/dosya/itb-brosur-pdf.pdf. Erişim tarihi: 29.02.2015.

ANONİM, 2015c. Tarımsal Veriler. T.C. Gıda Tarım ve Hayvancılık Bakanlığı, Tarımsal Araştırmalar ve Politikalar Genel Müdürlüğü, Tarımsal Ekonomi ve Politika Geliştirme Enstitüsü (TEPGE), Mart 2015:1-25.

ANONYMOUS, 2009. Agro-Value Chain Analysis and Development, The UNIDO Approach, A Staff Working Paper, United Nations Industrial Development Organization, Vienna, 83p.

ANONYMOUS, 2011. Cotton and Climate Change: Impacts and Options to Mitigate and Adapt. International Trade Centre (ITC), Geneva, Technical Paper, Doc. No. MAR-11-200.E, xii+32 p.

ANONYMOUS, 2013a. Cotton: Trends in Global Production, Trade and Policy; Information Note; International Centre for Trade and Sustainable Development, Geneva, Switzerland, ICTSD : 1-13.

ANONYMOUS, 2013b. USDA Agricultural Projections to 2022. United States Department of Agriculture (USDA), Office of the Chief Economist World Agricultural Outlook Board, Prepared by the Interagency Agricultural Projections Committee, Long-term Projections Report OCE-2013-1, 105p.

ANONYMOUS, 2013c. OECD-FAO Agricultural Outlook 2013-2022. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) and the Food and Agriculture Organization (FAO) of the United Nations, OECD Publishing, OECD-FAO Agricultural Outlook 2013, 326p.

ANONYMOUS, 2013d. Overview of World Fiber Production. International Cotton Advisory Committee Cotton (ICAC), Presentation before the 1st. International Conference on Natural Fibres, Guimarães, Portugal, 9-11 June 2013.

ANONYMOUS, 2014a. Major Changes in Supply and Demand Estimates and Projections, International Cotton Advisory Committee Cotton, This Month ICAC, Jannuary 2014: 1-10.

ANONYMOUS, 2014b. The United States Farm Bill of 2014 and its Implications for Cotton Producers in Low Income Developing Countries. United Nations Conference On Trade And Development, UNCTAD/SUC/2014/3, United Nations, New York, 22p.

ANONYMOUS, 2014c. Production and Trade Policies Affecting The Cotton Industry. A Report by the Secretariat of the International Cotton Advisory Committee (ICAC), November, 2014, Washington DC, USA, 1-6.

ANONYMOUS, 2014d. 2014 Research Associates Program Turkey Country Report, International Cotton Advisory Comittee (ICAC), 1-8.

ANONYMOUS, 2014e. OECD-FAO Agricultural Outlook 2014-2023. Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) and the Food and Agriculture Organization (FAO) of the United Nations, OECD Publishing, OECD-FAO Agricultural Outlook 2014, 329p.

ANONYMOUS, 2014f. Cotton & Wool. United States Department of Agriculture, USDA Economic Research Service, October 2014.

ANONYMOUS, 2014g. Demand Expected to Improve as Prices of Polyester and Cotton Converge, International Cotton Advisory Committee, Cotton: Review of the World Situation, July-August 2014, 67 (6): 2-3.

ANONYMOUS, 2014h. Major Changes in Supply and Demand Estimates and Projections, International Cotton Advisory Committee Cotton, This Month ICAC, June 2014: 1-10

ANONYMOUS, 2015a. The World of Cotton. National Cotton Council of America (NCCA), http://www.cotton.org/econ/world/.

ANONYMOUS, 2015b. Monthly Economic Letter Cotton Market Fundamentals & Price Outlook. January 2015, Cotton Incorporated.

APPERSON, G. P., 2014. Agricultural Commodity Futures Market Volatility: A Case for Punctuated Equilibrium. Southern Agricultural Economics Association, 2015 Annual Meeting, January 31-February 3, 2015, Atlanta.

ASKARI, H. and CUMMINGS, J.T., 1977. Estimating Agricultural Supply Response with the Nerlove Model: A Survey. International Economic Review, 18(2): 257-292.

BADAGIAN, A.L., KAISER, R. and PENA, D., 2014. Time Series Segmentation Procedures to Detect, Locate and Estimate Change-Points. Advanced Studies in Theoretical and Applied Econometrics Vol.48:45-60, Empirical Economic and Financial Research. Theory, Methods and Practice. Edited by J.Beran, Y.Feng and H.Hebbel., Springer International Publishing, Switzerland, 503p.

BAFFES, J., 2004. Cotton Market Setting, Trade Policies, and Issues. World Bank Policy Research Working Paper, No: 3218, 88p.

BAFFES, J., 2011. Cotton Subsidies, the WTO, and the 'Cotton Problem'. Policy Research Working Paper No: 5663. The World Bank Development Economics, Development Prospects Group & Poverty Reduction and Economic Management Network, 28p.

BAFFES, J., and GOHOU, G., 2005. The Co-movement Between Cotton and Polyester Prices. World Bank Policy Research Working Paper 3534, 29p.

BANERJEE, A., DOLADO, J.J., GALBRAITH, J.W. and HENDRY, D.F., 1993. Co-integration Error Correction and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press, Oxford, 352p.

BAO, L., and LI, X., 2012. Towards Textile Energy Storage from Cotton T-Shirts. WILEY-VCH Verlag GmbH & Co. KGaA, Weinheim, Advanced Materials, 24(24): 3246-3252.

BAŞAL, H., SEZENER, V., 2012. Turkey Cotton Report, International Cotton Advisory Committee (ICAC),11th Meeting of the Inter-Regional Cooperative Research Network on Cotton for the Mediterranean and Middle East Regions, November 5-7, Antalya: 1-23.

BEN-DAVID, D., LUMSDAINE, R. and PAPELL, D.H., 2003. Unit Root, Postwar Slowdowns and Long-Run Growth: Evidence Trom Two Structural Breaks. Empirical Economics, 28(2): 303-319.

BERG, A., McMURRAY, T., and POLITIS, D.N., 2012. Testing Time Series Linearity: Traditional and Bootstrap Methods. Handbook of Statistics, Time Series Analysis: Methods and Applications, Vol. 30:27-42, Edited by T. Subba RAO, S.Subba RAO and C.R. RAO., Elsevier B.V., North Holland Publication, 776 p.

BOX, G. E. P., and PIERCE, D. A., 1970. Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models. Journal of the American Statistical Association , JSTOR, 65 (332): 1509–1526.

BOX, G.E.P. and JENKINS, G.M ., 1976. Time Series Analysis Forecasting and Control. Revised Edition, by Holden-Day Inc., Oakland, California, USA, 575p.

BOX, G.E.P., JENKINS, G.M. and REINSEL, G.C., 2008. Time Series Analysis Forecasting and Control, Fourth Edition. WILEY John Wiley & Sons, Inc. Publication, Hoboken, New Jersey, New York, 756p.

BRANDIMARTE, P., 2014. Handbook in Monte Carlo Simulation Applications in Financial Engineering, Risk Management, and Economics. Wiley Handbooks Financial Engineering and Econometrics. WILEY, John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey, 688p.

BREITUNG, J.,BRÜGGEMANN, R., and LÜTKEPOHL, H., 2004. Structural Vector Autoregressive Modeling and Impulse Responses. Themes in Modern Econometrics. Applied Time Series Econometrics: pp159-196, Edited by H. Lütkepohl and M. Kratzig. Cambridge University Press, New York, USA, 352p.

BROCKWELL, P.J. and DAVIS, R.A., 2002. Introduction to Time Series and Forecasting. Springer Texts in Statistics, 2nd Edition. Springer-Verlag New York, Inc., 437p.

BROOKES, G., 2012. Türkiye'deki Biyogüvenlik Kanunu ve Uygulama Yönetmeliklerinin Ülkedeki İthalatçı ve Kullanıcı Sektörler Üzerindeki Ekonomik Etkileri. PG Economics Ltd, Birleşik Krallık, Bilgilendirme Raporu, 56s.

BROOKES, G., and BARFOOT, P., 2014. GM Crops: Global Socio-Economic and Environmental Impacts 1996-2012. PG Economics Ltd, Dorchester, UK, 189p.

BROOKS, C., 2008. Introductory Econometrics for Finance, Second Edition. Published by Cambridge University Press, New York, 674 p.

CAPPS, O. Jr., and WILLIAMS, G. W., 2011. Economics and Marketing: Is the Cotton Checkoff Program Worth the Cost?., The Cotton Foundation, The Journal of Cotton Science, 15(2): 109–126.

CAVANAUGH, J.E., and NEATH, A.A., 1999. Generalizing the Derivation of the Schwarz Information Criterion. Communications in Statistics-Theory and Methods 28(1): 49-66.

CHANDRAMOHAN, D., and MARIMUTHU, K., 2011. A Review on Natural Fibers. International Journal of Research and Reviews in Applied Sciences (IJRRAS), 8 (2):194-206.

CHAUDHRY, M. R., 2001. Survey of the Cost of Production of Raw Cotton, Introduction. A Report by the Technical Information Section of the International Cotton Advisory Committee, September 2001, Washington DC USA, 105p.

CHAUDHRY, M. R., 2008. Update on Costs of Producing Cotton in the World. International Cotton Advisory Committee (ICAC), Secretariat Papers on Cotton, Presented at the 29th International Cotton Conference Bremen, Germany 3-5 April, 2008.

CHAUDHRY, M. R., 2010. Cotton Production and Processing. Industrial Applications of Natural Fibres: Structure, Properties and Technical Applications, Edited by Jörg Müssig, Part II, pp 219-236, John Wiley & Sons Ltd. Publication, UK, 506p.

CHEUNG, Y.-W., and LAI, K.S., 1995. Lag Order and Critical Values of the Augmented Dickey–Fuller Test. American Statistical Association, Journal of Business & Economic Statistics, 13(3): 277-280.

CLEMENTS, M.P. and HENDRY, D.F., 2005. An Overview of Economic Forecasting. A Companion to Economic Forecasting: pp1-18, Edited by M.P.CLEMENTS & D.F. HENDRY, Blackwell Publishing, 620 p.

ÇOBANOĞLU, F.,ÜNAY, A., TUNALIOĞLU, R., ve diğerleri, 2011. Ege Bölgesi'nde 2011 Yılı Kütlü Pamuk Üretim Maliyetinin Belirlenmesi Üzerine Bir Araştırma ,Adnan Menderes Üniversitesi Ziraat Fakültesi, TARİŞ, Nazilli Pamuk Araştırma Enstitüsü ,Aydın ,Türkiye.

DAGISTAN, E., AKCAOZ, H., DEMIRTAS, B., and YILMAZ, Y., 2009. Energy Usage and Benefit-Cost Analysis of Cotton Production in Turkey. African Journal of Agricultural Research, 4 (7): 599-604.

DAHLHAUS, R. 2012. Locally Stationary Processes. Handbook of Statistics, Time Series Analysis: Methods and Applications, Vol.30:351-413, Edited by T. Subba RAO, S.Subba RAO and C.R. RAO., Elsevier B.V., North Holland Publication, 776 p.

DARNE, O., 2009. Spurious Rejections with Endogenous Break Unit Root Tests in the Presence of Outliers and Breaks. Communications in Statistics - Simulation and Computation, 38(5):1037-1050.

De LEEUW, J., 1992. Introduction to Akaike (1973) Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle. Edited by Kotz, S., and N.L. Johnson, Springer-Verlag, New York, Breakthroughs in Statistics, 1:599-609.

DELLAL, İ., ÖZAT, H.E., ve ÖZÜDOĞRU, T., 2007. Tarımda Mazot Kullanımı ve Mazot Destekleri. Çalışma Raporu, Tarımsal Ekonomi ve Politika Geliştirme Enstitüsü, TEPGE Yayın No: 163:-21.

DEMİRDÖĞEN, A, ve OLHAN, E., 2013. Üretimden Bağımsız Desteklerin Etkileri: Genel Bir Değerlendirme. Tarım Ekonomisi Dergisi,19(1): 45-57.

DIAZ-BONILLA, E., and HARRIS, J., 2014. Export Subsidies and Export Credits. Tackling Agriculture in the Post-Bali Context, A Collection of Short Essays, Ed.by R. Meléndez-Ortiz, C. Bellmann and J. Hepburn, Part II, Export Competiton: 115-122, Published by International Centre for Trade and Sustainable Development (ICTSD), Switzerland, 245p.

DICKEY, D.A., 2005. Stationarity Issues in Time Series Models SAS Users' Group International, Philadelphia Pa, April 11, 2005, SUGI 30 Statistics and Data Analysis.CD ROM Paper: 192-30.

DICKEY, D.A. and FULLER, W.A., 1979. Distribution of The Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of The American Statistical Association, 74(366): 427-431.

DICKEY, D.A. and FULLER, W.A., 1981. Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With A Unit Root. Econometrica, 49(4): 1057-1072.

ENDERS, W., 1995. Applied Econometric Time Series. John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey, 433 p.

ENDERS, W., 2009. Applied Econometric Time Series, 3rd Edition. John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey, 544 p.

ERDAL, G., ve ERDAL, H., 2008. Türkiye'de Tarımsal Desteklemeler Kapsamında Prim Sistemi Uygulamalarının Etkileri. GOÜ. Ziraat Fakültesi Dergisi, 25 (1): 41-51.

ERDAL, G., ERDAL, H., ve GÜRKAN, M., 2013. Türkiye'de Uygulanan Tarımsal Desteklerin Üretici Açısından Değerlendirilmesi (Kahramanmaraş İli Örneği). IJSES Uluslararası Sosyal ve Ekonomik Bilimler Dergisi, International Journal of Social and Economic Sciences, 3 (2): 92-98.

EWING, B.T., and WUNNAVA, P.V., 2001. Unit Roots and Structural Breaks in North American Unemployment Rates. North-Holland Publishing, North American Journal of Economics and Finance, 12:273-282.

FERNANDEZ, V., 2014. Linear and Non-Linear Causality Between Price Indices and Commodity Prices. Elsevier Ltd, Resources Policy, 41:40–51.

FERNANDEZ-STARK, K., FREDERICK, S., and GEREFFI, G., 2011. The Apparel Global Value Chain: Economic Upgrading and Workforce Development. Duke University Center on Globalization, Governance and Competitiveness (Duke CGGC), USA, 66p.

FERRIGNO, S., 2010. Organic Cotton Production and Fiber Trade 2008/09: In the Eye of the Storm., Helga and Kilcher, Lukas, Eds., The World of Organic Agriculture - Statistics and Emerging Trends 2010. IFOAM, Bonn,: pp 67 - 70.

FONTANELLA, L., and IPPOLITI, L., 2012. Karhunen–Loeve Expansion of Temporal and Spatio-Temporal Processes. Handbook of Statistics, Time Series Analysis: Methods and Applications, Vol. 30:497-520, Edited by T. Subba RAO, S.Subba RAO and C.R. RAO., Elsevier B.V., North Holland Publication, 776 p.

FRANSES, P.H., DIJK, D.van., and OPSCHOOR, A., 2014. Time Series Models for Business and Economic Forecasting. Second Edition, Cambridge University Press, Cambridge, 311p.

GARCIA, S., and DE ALENCAR NAAS, I., 2014. Textile Industry Can Be Less Pollutant: Introducing Naturally Colored Cotton. International Journal of Production Management and Engineering, 2(2): 85-91.

GE, Y., WANG, H. H., and AHN, S. K., 2008. Implication of Cotton Price Behavior on Market Integration. Paper presented at the NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management, April 21-22, 2008, St. Louis, Missouri, 11p.

GEREFFI, G., and FREDERICK, S., 2010. The Global Apparel Value Chain, Trade and the Crisis Challenges and Opportunities for Developing Countries. The World Bank, Development Research Group Trade and Integration Team, Policy Research Working Paper, WPS 5281.

GENÇER, O., ÖZÜDOĞRU, T., KAYNAK, M., YILMAZ, A., ve ÖREN, N., 2005. Türkiye'de Pamuk Üretimi ve Sorunları. TMMOB Ziraat Mühendisleri Odası, Türkiye Ziraat Mühendisliği Teknik Kongresi, 3–7 Ocak 2005, Ankara: 1-20.

GHOLAMZAD, E., KARIMI, K., and MASOOMI, M., 2014. Effective Conversion of Waste Polyester–Cotton Textile to Ethanol and Recovery of Polyester by Alkaline Pretreatment. Elsevier B.V., Chemical Engineering Journal, 253: 40–45.

GHOSH, M., 1999. Structural Break and Unit Root in Macroeconomic Time Series: Evidence from a Developing Economy. The Indian Journal of Statistics, 61(Series B):318-336.

GIANNERINI, S., 2012. The Quest for Nonlinearity in Time Series. Handbook of Statistics, Time Series Analysis: Methods and Applications, Vol. 30:3-63, Edited by T. Subba RAO, S.Subba RAO and C.R. RAO., Elsevier B.V., North Holland Publication, 776 p.

GLYNN, J., PERERA, N., and VERMA, R., 2007. Unit Root Tests and Structural Breaks: A Survey with Applications. Revista De M´Etodos Cuantitativos Para La Economia Y La Empresa, 3:63–79.

GRANGER, C. W. J., 1969. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. The Econometric Society, Econometrica, 37(3): 424-438.

GRANGER, C.W.J. and NEWBOLD, P.,1974. Spurious Regressıons in Econometrics. North-Holland Publishing Company, Journal of Econometrics, 2 : 111-120.

GRUERE, A., 2012. Recent Trends in Biotech Cotton Production. International Cotton Advisory Committee (ICAC), Cotton: Review of the World Situation 65(5): 6-7.

GRUERE, A., and PLASTINA, A., 2010. Outlook for World Cotton Supply and Use: Tight Stocks & Higher Prices. Presented at the 69 th Plenary Meeting of the ICAC, September 22, 2010. International Cotton Advisory Committee, Washington, DC, 22p.

GUITCHOUNTS, A., 2014. Government Support to the Cotton Industry. Cotton: Review of the World Situation, International Cotton Advisory Committee (ICAC), May-June 2014, 67 (5): 10-13.

GUJARATI, D., N., 2001. Temel Ekonometri. 2. Basım, Çeviren Ü. Şenesen ve G. Günlük Şenesen, Literatür Yayıncılık, İstanbul, 849s.

GUJARATI, D., N., and PORTER, D.C., 2008. Basic Econometrics, Fifth Edition. Published by McGraw Hill Higher Education, McGraw-Hill / Irwin, 944 p.

GUSTAFSON, D.I., COLLINS, M., FRY, J., SMITH, S., MATLOCK., M., ZILBERMAN, D., SHRYOCK, J., DOANE, M., and RAMSEY, N., 2014. Climate Adaptation Imperatives: Global Sustainability Trends and Eco-efficiency Metrics in Four Major Crops – Canola, Cotton, Maize, and S.oybeans. International Journal of Agricultural Sustainability, 12 (2): 146-163.

HAMILTON, J.D., 1994. Time Series Analysis. Princeton University Press, Princeton, NJ, 820 p.

HALDRUP, N., KRUSE, R., TERASVIRTA, T., and VARNESKOV, R.T., 2012. Unit roots, Nonlinearities and Structural Breaks. Center for Research in Economic Analysis of Time Series, Aarhus University, Denmark, CREATES Research Paper, 2012-14:1-34.

HARDIN, A., L., 1990. Industry Structure and the Marketing of Synthetic Fibers. JSTOR, Oxford University Press, Business and Economic History, 19:213-222.

HARIFI, T., and MONTAZER, M., 2012. Past, Present and Future Prospects of Cotton Cross-Linking: New Insight Into Nano Particles. Elsevier Ltd, Carbohydrate Polymers, 88: 1125–1140.

HAYASHI, N., 2005. Structural Changes and Unit Roots in Japan's Macroeconomic Time Series: Is Real Business Cycle Theory Supported. Elsevier B.V, Japan and the World Economy, 17(2): 239–259.

HEIJ, C., De BOER, P., FRANSES, P.H., KLOEK, T., and Van DIJK, H.K., 2004. Econometric Methods with Applications in Business and Economics. Published by Oxford University Press Inc., New York, 816 p.

HELIE, S., 2006. An Introduction to Model Selection: Tools and Algorithms. Tutorials in Quantitative Methods for Psychology, 2(1): 1-10.

HILL, R.C. and CAMPBELL, R.C., 2012. Using SAS for Econometrics. 4th Edition, John Wiley & Sons, Inc., New York, 590 p.

HILL, R.C., GRIFFITHS, W.E., and LIM, G.C., 2011. Principles of Econometrics, Fourth Edition. John Wiley & Sons Inc, Hoboken, NJ, 758 p.

HOUSTON, J.E., McINTOSH, C.S., STAVRIOTIS, P.A., and TURNER, S.C., 1999. Leading Indicators of Regional Cotton Acreage Response: Structural and Time Series Modeling Results. Southern Agricultural Economics Association, Journal of Agricultural and Applied Economics, 3l(3):507-517.

HU, G., KOH, J., YOO, M-J., GRUPP, K., CHEN, S., and WENDEL, J.F., 2013. Proteomic Profiling of Developing Cotton Fibers From Wild and Domesticated Gossypium Barbadense. Wiley Online Library, New Phytologist, 200: 570–582.

HU, J., MENG, H., LI, G., and IBEKWE, S.I., 2012. A Review of Stimuli-Responsive Polymers for Smart Textile Applications. IOP Publishing, Smart Materials and Structures, 21:1-23.

HUDSON, D., 2010. The Turkish Cotton Industry: Sturcture and Operation. Reprinted from the Proceedings of the Beltwide Cotton Conference, 1997 Volume 1:287-292, National Cotton Council of America, Memphis TN.

IMBODEN, N., 2014. How to Re-invigorate the Cotton Issue at the WTO: Gin Ideas, Spin Proposals, Weave Solutions and Avoid Stocks.Tackling Agriculture in the Post-Bali Context, A Collection of Short Essays, Ed.by R. Meléndez-Ortiz, C. Bellmann and J. Hepburn, Part II, Cotton: 195-204, Published by International Centre for Trade and Sustainable Development (ICTSD), Switzerland, 245p.

ISENGILDINA-MASSA, O., and MacDONALD, S., 2009. U.S. Cotton Prices and the World Cotton Market: Forecasting and Structural Change. United States Department of Agriculture (USDA), Economic Research Service, Economic Research Report Number 80, iv+26p.

IŞGIN, T., BİLGİÇ, A., and İPEKÇİOĞLU, Ş., 2010. An Analysis of Cotton Production Technology on the Harran Plain. Journal of Agricultural Sciences, 16: 254-261.

JALES, M., 2010. How Would A Trade Deal On Cotton Affect Exporting and Importing Countries?. Programme on Agriculture Trade and Sustainable Development, Issue Paper No. 26, International Centre for Trade and Sustainable Development (ICTSD), Geneva, Switzerland, 57p.

JAMES, C., 2011. Global Status of Commercialized Biotech/GM Crops: 2011. The International Service for the Acquisition of Agri-biotech Applications (ISAAA), Brief No. 43, Ithaca, NY, 36p.

JANZEN, J. P., SMITH, A.D. and CARTER, C.A., 2012. Commodity Price Comovement: The Case of Cotton. Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management. St. Louis, Missouri, USA. Proceedings of the NCCC-134:1-31.

JANZEN, J. P., SMITH, A.D., and CARTER, C.A., 2013. Commodity Price Comovement and Financial Speculation: The Case of Cotton. Working Paper, University of California, Davis, 2013, 38p.

JAYAWARDENA, A. W., 2014. Environmental and Hydrological Systems Modelling. Taylor and Francis Group and CRC Press, Boca Baton, Florida, 516 p.

JEBABLI, I., AROURI, M., and TEULON, F., 2014. On the Effects of World Stock Market and Oil Price Shocks on Food Prices: An Empirical Investigation Based on TVP-VAR Models with Stochastic Volatility. Elsevier B.V., Energy Economics, 45:66–98.

JHA, R., and SHARMA, A., 2004. Structural Breaks, Unit Roots, and Cointegration: A Further Test of the Sustainability of the Indian Fiscal Deficit. Sage Publications, Public Finance Review, 32(2): 196-219.

JOHNSON, J., MacDONALD, S., MEYER, L., NORRINGTON, B., and SKELLY, C., 2014. The World and United States Cotton Outlook. U.S. Department of Agriculture (USDA), Agricultural Outlook Forum 2014.

JOHNSTON, J., and DiNARDO, J., 1996. Econometric Methods, Fourth Edition. McGraw-Hill / Irwin, New York, 531 p.

JOSLING, T., 2015. Rethinking the Rules for Agricultural Subsidies. E15 Initiative, Strengthening the Global Trade System, Geneva, International Centre for Trade and Sustainable Development (ICTSD) and World Economic Forum.

KAPETANIOS, G., 2002. Unit Root Testing Against the Alternative Hypothesis of Up to M Structural Breaks. Department of Economics, Queen Mary University of London, Working Paper No.469:1-18.

KARLI, B., 1997. Türkiye'de 1981-1995 Döneminde Pamuk Fiyatlarının Analizi. H.Ü. Ziraat Fakültesi Dergisi, 1(4):19-28.

KENNEDY, P., 2008. A Guide to Econometrics, Sixth Edition. Blackwell Publishing, Malden, MA, USA, 585p.

KHADI, B. M., SANTHY, V., and YADAV, M. S., 2010. Cotton: An Introduction. Edited by U.B. Zehr, Springer Heidelberg, Cotton, Biotechnological Advances, Biotechnology in Agriculture and Forestry, 65:1-14.

KIRCHGÄSSNER, G., and WOLTERS, J., 2007. Introduction to Modern Time Series Analysis. Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 274 p.

KOÇ, A., UZUNLU, V., ve BAYANER, A., 2001. Türkiye Tarımsal Ürün Projeksiyonları 2000-2010, TEAE Proje Raporu: 2001-6, TEAE Yayın No: 54, Ankara, 59s.

KOZLOWSKI, R. M., RYSZARD, M. A., MACKIEWICZ–TALARCZYK, M., MUZYCZEK, M., and BARRIGA–BEDOYA, J., 2012. Future of Natural Fibers, Their Coexistence and Competition with Man-Made Fibers in 21st Century. Publisher: Taylor & Francis, Molecular Crystals and Liquid Crystals, 556: 200–222.

KUTLAR, A., 2012. Ekonometriye Giriş. Nobel Akademik Yayıncılık, Güncellenmiş 2. Basım, Ankara, 588s.

LAWRANCE, K.D., KLEINMAN, G., and LAWRANCE, S.M., 2014. Time Series Models to Predict the Net Asset Value (NAV) of an Asset Allocation Mutual Fund VWELX, Handbook of Financial Econometrics and Statistics, Volume 4:2445-2460, Edited by Cheng-Few Lee and John C. Lee, Springer – Verlag New York Inc, 2903p.

LIMA-CAMPOS, A., 2014. In Agriculture, it is Time to Act with Plurilaterals. Tackling Agriculture in the Post-Bali Context, A Collection of Short Essays, Ed.by R. Meléndez-Ortiz, C. Bellmann and J. Hepburn, Part III, Systemic and Institutional Issues: 219-221, Published by International Centre for Trade and Sustainable Development (ICTSD), Switzerland, 245p.

LING, T.Y., NOR, A. H .S .M., SAUD, N. A., and AHMAD, Z., 2013. Testing for Unit Roots and Structural Breaks: Evidence from Selected ASEAN Macroeconomic Time Series. International Journal of Trade, Economics and Finance, 4(4): 230-237.

LJUNG, G.M. and G.E.P. BOX, 1978. On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models. Biometrika, 65(2):297–303.

LUMSDAINE, R.L. and PAPELL, D.H., 1997. Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis. Published by: The MIT Press, The Review of Economics and Statistics, 79(2): 212-218.

LÜTKEPOHL, H., 2004(a). Univariate Time Series Analysis. Themes in Modern Econometrics. Applied Time Series Econometrics: 8-85, Edited by H. Lütkepohl and M. Kratzig. Cambridge University Press, New York, USA,352p.

LÜTKEPOHL, H., 2004(b). Vector Autoregressive and Vector Error Correction Models. Themes in Modern Econometrics. Applied Time Series Econometrics:86-158, Edited by H. Lütkepohl and M. Kratzig. Cambridge University Press, New York, USA, 352p.

LÜTKEPOHL, H., 2011. Vector Autoregressive Models. European University Institute, Florence, EUI Working Paper ECO 2011/30: 1-28.

MacDONALD, S., 2006. The World Bids Farewell to the Multifiber Arrangement. United States Department of Agriculture, Economic Research Service, Amber Waves, 4(1):20-25.

MacDONALD, S., 2012. Economic Policy and Cotton in Uzbekistan. A Report from the Economic Research Service, United States Department of Agriculture (USDA), CWS-12h-01 October 2012, 26p.

MacDONALD, S., 2014. China's Cotton Policy: New Directions in 2014. United States Department of Agriculture, Economic Research Service, USDA Outlook Forum February 21, 2014, Washington DC.

MacDONALD, S., PAN, S., SOMWARU, A., and TUAN, F., 2010. China's Role in World Cotton and Textile Markets: A Joint Computable General Equilibrium/Partial Equilibrium Approach, Taylor & Francis Group, Applied Economics, 42:875–885.

MADDALA, G.S., 1992. Introduction to Econometrics. Second Edition, Macmillan Publishing Company, New York, 631p.

MAGGINA, A., 2014. Market-Based Accounting Research (MBAR) Models: A Test of ARIMAX Modeling. Handbook of Financial Econometrics and Statistics, Volume 1:279-298, Edited by Cheng-Few Lee and John C. Lee, Springer – Verlag New York Inc, 2903p.

MAHADEVA,,L., and ROBINSON, P., 2004. Unit Root Testing to help Model Building., Bank of England, London. Centre for Central Banking Studies, Handsbook in Central Bank, No.22: 1-48.

MALCOLM, S., MARSHALL, E., AILLERY, M., HEISEY, P., LIVINGSTON, M., and DAY-RUBENSTEIN, K., 2012. Agricultural Adaptation to a Changing Climate: Economic and Environmental Implications Vary by U.S. Region. United States Department of Agriculture (USDA), Economic Research Report Number 136, 84p.

McMICHAEL, B. L., OOSTERHUIS, D. M., and ZAK, J. C. 2011. Stress Response in Cotton Root Systems. Stress Physiology in Cotton, Number Seven The Cotton Foundation Reference Book Series, Chapter 6:97-112, Edited by Derrick M. Oosterhuis, The Cotton Foundation Cordova, Tennessee, U.S.A., xxii+167p.

McLEOD, A.I., YU, H. and MAHDI, E., 2012. Time Series Analysis with R. Handbook of Statistics, Time Series Analysis: Methods and Applications, Vol. 30:661-712, Edited by T. Subba RAO, S.Subba RAO and C.R. RAO., Elsevier B.V., North Holland Publication, 776 p.

MEYER, L., MacDONALD., S., and FOREMAN, L., 2007. Cotton Backgrounder. United States Department of Agriculture (USDA), Outlook Report from the Economic Research Service, CWS-07B-01, 33p.

MEYER, L., and MacDONALD, S., 2014. Cotton and Wool Outlook. United States Department of Agriculture (USDA), Economic Research Service, Situation and Outlook CWS-14k, 16p.

MEYER, R. L., 2011. Subsidies As an Instrument in Agriculture Finance: A Review. BMZ, FAO, GIZ, IFAD, The World Bank and UNCDF, Joint Discussion Paper – Issue, The International Bank for Reconstruction and Development / The World Bank, Washington, DC, 57p.

MILLS, T.C., and MARKELLOS, R.N., 2008. The Econometric Modelling of Financial Time Series, Third edition. Cambridge University Press, New York, 472 p.

MİRAN, B., 2005. Tarımsal Yapı ve Üretim. Türkiye'de Tarım, Tarım ve Köyişleri Bakanlığı, Editör Fahri YAVUZ, Bölüm 2: 9-42.

MİRAN, B., ABAY, C., GÜNDEN, C., 2002. Pamukta Girdi Talebi: Menemen Örneği, Ege Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi, 39(3): 88-95.

MUTUC, M., HUDSON, D., and REEVES, J. M., 2012. The Effects of Uniform Climate Change on International Cotton Prices and Production. International Association of Agricultural Economists (IAAE), Triennial Conference, August 18-24, 2012, Foz do Iguacu, Brazil, 1-27p.

MUTUC, M., PAN, S., HUDSON, D., 2011. Response of Cotton to Oil Price Shocks, Agricultural Ecocomics Review, 12(2):40-49.

NARAYAN, P.K., and POPP, S., 2013. Size and Power Properties of Structural Break Unit Root Tests. Applied Economics, 45(6):721-728.

NCUBE, M., TESSEMA, D.B., and GURARA, D. Z., 2014. Volatility and Co-movement in Commodity Prices: New Evidence. Working Paper Series No 205:1-28, African Development Bank, Tunis, Tunisia.

NEEDLES, H., 1986. Textile Fibers, Dyes, Finishes, and Processes: A Concise Guide. Noyes Publications, New Jersey, USA, 249p.

NELSON, C.R. and PLOSSER, C.I., 1982. Trends and Random Walks In Macroeconomic Time Series Some Evidence and Implications. North-Holland Publishing Company, Journal of Monetary Economics, 10:39-162.

NORDAS, H. K., 2004. The Global Textile and Clothing Industry Post the Agreement on Textiles and Clothing. Discussion Paper No 5:1-41, World Trade Organization (WTO), Geneva, Switzerland.

OTT, H., 2014. Extent and Possible Causes of Intrayear Agricultural Commodity Price Volatility. Wiley Online Library, Agricultural Economics 45 (2): 225–252.

ÖREN, M. N., ve BİNİCİ, T., 2004. Doğrudan Gelir Desteği Uygulamasının GAP Alanı Tarımsal Yapı ve Gelirlerine Etkileri. Türkiye VI. Tarım Ekonomisi Kongresi 16-1 8 Eylül 2004, GOP Ziraat Fakültesi, Tarımsal Ekonomi Araştırma Enstitüsü, Tarım Ekonomisi Derneği: 53-60, Tokat.

ÖZÜDOĞRU, T., 2003. Pamuk Durum ve Tahmin 2002/2003. Türkiye VI. Pamuk Tekstil ve Konfeksiyon Sempozyumu, 24-25 Nisan, Antalya, 30-35.

ÖZÜDOĞRU, T., 2007. Pamuk, Tarımsal Ekonomi Araştırma Enstitüsü, T.A.E.E. Bakış, 9(6):1-4.

ÖZÜDOĞRU, T., 2014. Durum ve Tahmin Pamuk 2013/2014. Tarımsal Ekonomi ve Politika Geliştirme Enstitüsü, TEPGE Yayın No: 228: 1-32.

PAGGI, M., 2014. A Study of the Cotton Sector of Turkey: Implications for US Cotton Exports. In 2014 Beltwide Cotton Conferences (January 6-8, 2014). National Cotton Council of America.

PAHLAVANI, M. and HARVIE, C., 2008. Multiple Structural Breaks in Korea's Macroeconomic Data: An Application of the Lumsdaine and Papell Test. The Journal of The Korean Economy, 9(3): 425-441.

PAN, S., MOHANTY, S., and FADIGA, M., 2007. Price Asymmetry in the US Fiber Markets, Applied Economic Letters, 14:545-48.

PANDOLPH, R., 2013. Global Cotton Production in 2014/15. Cotton : Review of the World Situation, International Cotton Advisory Committee (ICAC), November-December 2013, 67 (2):3-6.

PANDOLPH, R., 2014a. The Impact of Exchange Rates On Domestic Cotton Prices Between March 2013 and March 2014. Cotton: Review of the World Situation, International Cotton Advisory Committee (ICAC), May-June 2014, 67 (5): 4-6.

PANDOLPH, R., 2014b. Production Outlook for 2014/15. Cotton: Review of the World Situation, International Cotton Advisory Committee (ICAC), May-June 2014, 67 (5): 6-10.

PANZA, L., 2013. Globalization and the Near East: A Study of Cotton Market Integration in Egypt and Western Anatolia. Cambridge University Press, Cambridge Journals, The Journal of Economic History, 73(3):847-872.

PERCIVAL, D.B., and MONDAL, D., 2012. A Wavelet Variance Primer. Handbook of Statistics, Time Series Analysis: Methods and Applications, Vol. 30:623-657, Edited by T. Subba RAO, S.Subba RAO and C.R. RAO., Elsevier B.V., North Holland Publication, 776 p.

PERRON, P., 1989. The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis. Econometrica, 57(6): 1361– 1401.

PLASTINA, A., 2013a. Fiber Content In Cotton Yarn And Fabric. Cotton : Review of the World Situation, International Cotton Advisory Committee (ICAC), November-December 2013, 67 (2):6-10.

PLASTINA, A., 2013b. The World Cotton Market: Structure and Outlook. International Cotton Advisory Committee (ICAC), Presented Texas International Cotton School, Lubbock, TX, 13 August 2013.

PLASTINA, A., 2010a. Revisiting the Relationship Between Cotton, Polyester and Oil Prices. Cotton : Review of the World Situation, International Cotton Advisory Committee (ICAC), January-February 2010, 63 (3):12-15.

PLASTINA, A., 2010b. Hedge Funds and Cotton Prices. Cotton: Review of the World Situation, International Cotton Advisory Committee (ICAC), January-February 2010, 63 (3):15-22.

PLASTINA, A., 2008. Speculation and Cotton Prices. Cotton: Review of the World Situation, International Cotton Advisory Committee (ICAC), March-April 2008, 61(4): 8-12.

PLATZER, M. D., 2014. U.S. Textile Manufacturing and the Trans-Pacific Partnership Negotiations. CRS Report, Prepared for Members and Committees of Congress, Congressional Research Service, 7-5700, 26p.

RIEPLE, A., and SINGH, R., 2010. A Value Chain Analysis of the Organic Cotton Industry: The Case of UK Retailers and Indian Suppliers. Elsevier B.V., Ecological Economics, 69: 2292–2302.

ROTH, G., 2010. Economic, Environmental and Social Sustainability Indicators of the Australian Cotton Industry. Cotton Research and Development Corporation, Cotton Catchment Communities Cooperative Research Centre (CRC), University of New England, 136p.

SABIR, E. C., ve GÜZEL, G., 2010. Türkiye'de Pamuğun Standardizasyonu ve Son Durum. Çukurova Üniversitesi Mühendislik ve Mimarlık Fakültesi Dergisi, 25(1-2):1-16.

SAID, S.E. and DICKEY, D.A., 1984. Testing For Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order. Biometrika, 71(3): 599-607.

SANDS, R., WESTCOTT, P., PRICE, J. M., BECKMAN, J., LEIBTAG, E., LUCIER, G., McBRIDE, W., McGRANAHAN, D., MOREHART, M., ROEGER, E., SCHAIBLE, G., and WOJAN, T. R., 2011. Impacts of Higher Energy Prices on Agriculture and Rural Economies. United States Department of Agriculture (USDA), Economic Research Report Number 123, 48p.

SANKAR, A. S., 2013. Trends in Cotton Crop in Three Regions of Andhra Pradesh and All-India. PARIPEX - Indian Journal of Research, 2(2):64-65.

SATTARY, A., TEMURLENK, M. S., BİLGİÇ, A., and ÇELİK, A. K., 2014. Volatility Spillovers Between World Oil Market and Sectors of BIST. Published by Canadian Center of Science and Education, Asian Social Science, 10(8): 156-164.

SAYIN, C., ve TAŞÇIOĞLU, Y., 2003. Pamuk Destekleme ve Dış Ticaret Politikalarında Strateji Arayışları. Türkiye VI. Pamuk Tekstil ve Konfeksiyon Sempozyumu, 24-25 Nisan, Antalya, 21-29.

SCHMITZ, T. G., 1999. Turkish Trade Policy and the Efficiency of Turkish Cotton Markets. Morrison School of Agribusiness and Resource Management, Arizona State University, Faculty Working Paper Series No: MSABR 99-02 Polytechnic Campus.

SCHÜLKE, B., 2014. New Materialism - The Transformation of Intelligent Textiles Towards An Interactive Youser Generated Interface. European Scientific Journal, Special Edition, Vol 3: 371-377.

SCHWARZ, G., 1978. Estimating the Dimension of a Model. Institute of Mathematical Statistics,The Annals of Statistics, 6(2): 461-464.

SEALE, J., REGMI, A., and BERNSTEIN, J., 2003. International Evidence on Food Consumption Patterns, United States Department of Agriculture (USDA), Economic Research Service, Electronic Report from the Economic Research Service, Technical Bulletin No. 1904, 70p.

SETTE, J., 2014. Cotton: Outlook 2015-20 DG's Consultative Framework Mechanism on Cotton. 73rd Plenary Meeting of the ICAC, 02 November, 2014-07 November, 2014, Thessaloniki, Greece.

SEVÜKTEKİN, M. ve ÇINAR, M., 2014. Ekonometrik Zaman Serileri Analizi, EViews uygulamalı, 4. Baskı. Dora Basım Yayın, Bursa, 667s.

SEVÜKTEKİN, M. ve NARGELEÇEKENLER, M., 2010. Ekonometrik Zaman Serileri Analizi EViews Uygulamalı. Geliştirilmiş 3.Baskı, Nobel Yayın Dağıtım, Ankara, 523s.

SHEPHERD, B., 2006. Estimating Price Elasticities of Supply For Cotton A Structural Time Series Approach, FAO Commodity and Trade Policy Working Paper No:21:1-21.

SHUI, S., and PLASTINA, A., 2013. World Apparel Fibre Consumption Survey. Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO) and International Cotton Advisory Committee (ICAC), ICAC, Washington, July 2013:1-27.

SIMS, C.A., 1972. Money, Income, and Causality. The American Economic Review, 62(4): 540-552.

SIMS, C.A., 1980. Macroeconomics and Reality. Jstor, Econometrica, 48(1): 1-48.

SIRTIOGLU, I., and PAULSON, K., 2014. Turkey Cotton and Products Annual Report 2014. United States Department of Agriculture (USDA), Foreign Agricultural Service, Global Agriculture Information Network, GAIN Report Number: TR4010.

SIRTIOGLU, I., and PAULSON, K., 2015. Turkey Cotton and Products Annual Report 2015. United States Department of Agriculture (USDA), Foreign Agricultural Service, Global Agriculture Information Network, GAIN Report Number: TR5017.

SMOLE, M.S., HRIBERNIK, S., KLEINSCHEK, K.S., and KREZE, T., 2013. Plant Fibres for Textile and Technical Applications. Chapter 15: 369-398, Advances in Agrophysical Research, Edited by S. Grundas and A.Stepniewski, Publisher: InTech, 408p.

SÖNMEZ, T., 2003. Tarımda Liberalleşme, Tarım Satış Kooperatifleri Birliklerinin Yeniden Yapılandırılması ve Pamuk Piyasasına Etkileri. Türkiye VI. Pamuk Tekstil ve Konfeksiyon Sempozyumu, 24-25 Nisan, Antalya, 45-54.

STOCK, J.H., 1994. Unit Roots, Structural Breaks and Trends. Handbook of Econometrics. Vol.4: 2739-2841, Edited by R.F. Engle and D. McFadden, Elsevier Science B.V., Amsterdam: 2111-3155pp.

STOCK, J.H. and WATSON, M.W., 2001. Vector Autoregressions. The Journal of Economic Perspectives, 15(4):101-115.

SUMNER, D.A., 2006. Reducing Cotton Subsidies: The DDA Cotton Initiative. Chapter 10: 271-292, Agricultural Trade Reform and the Doha Development Agenda, Edited by ANDERSON, K., and MARTIN, W., A Copublication of Palgrave MacMillan and the World Bank, 420p.

SUNDARAMOORTHY, C., MATHUR, V.C., and JHA, G.K., 2014. Price Transmission Along the Cotton Value Chain. Agricultural Economics Research Review, 27 (2): 177-186.

SURGUN, Y., ÇÖL, B., and BÜRÜN, B., 2012. Genetic Diversity and Identification of Some Turkish Cotton Genotypes (Gossypium hirsutum L.) by RAPD-PCR Analysis. TÜBİTAK, Turkish Journal of Biology, 36(2):143-150.

TANGERMANN, S., 2014. Post-Bali Issues in Agricultural Trade: A Synthesis. Background Document for the OECD Global Forum on Agriculture: Issues in Agricultural Trade Policy, 2 December 2014, Paris, 51p.

TANRISEVEN, A., 2003. Türkiye'de Pamuk Durumu, Sorunları Ve Çözüm Önerilerine Yönelik Çalışmalar. Türkiye VI. Pamuk Tekstil ve Konfeksiyon Sempozyumu, 24-25 Nisan, Antalya, 36-41.

TARI, R., ve BOZKURT, H., 2006. Türkiye'de İstikrarsız Büyümenin VAR Modelleri İle Analizi. Ekonometri ve İstatistik Dergisi, 4:12-28.

TAŞKAYA TOP, B., ve UÇUM, İ., 2012. Türkiye'de Bitkisel Yağ Açığı. Tarımsal Ekonomi ve Politika Geliştirme Enstitüsü, TEPGE Bakış, 14(2):1-8.

TELATAR, E., TÜRKMEN, Ş., ve TEOMAN, Ö., 2002. Pamuk Borsalarında Oluşan Fiyatların Etkinliği. Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 17 (2): 55-74.

TILMAN, D., BALZER, C., HILL, J., and BEFORT, B. L., 2011. Global Food Demand and The Sustainable Intensification of Agriculture. PNAS Proceedings of the National Academy of Sciences, 108(50): 20260-20264.

TOKARICK, S., 2003. Measuring the Impact of Distortions in Agricultural Trade in Partial and General Equilibrium. International Monetary Fund (IMF), IMF Working Paper, WP/03/110, 46p.

TON, P., 2011. Cotton and Climate Change: Impacts and Options to Mitigate and Adapt. International Trade Centre (ITC) UNCTAD/WTO, Switzerland, 17p.

TRIMBUR, T. M, and BELL, W. R., 2012. Seasonal Heteroskedasticity in Time Series Data: Modeling, Estimation, and Testing. Economic Time Series Modeling and Seasonality: 37-62, Edited by W.R. Bell, S.H. Holan and T.S. McElroy, CRC Press Taylor & Francis Group, New York, 554p.

TSAY, R.S., 2014. Multivariate Time Series Analysis With R and Financial Applications. Published by John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey, 520 p.

TURKMAN, K.F., SCOTTO, M.G., and De ZEA BERMUDEZ, P., 2014. Non-Linear Time Series Extreme Events and Integer Value Problems. Springer International Publishing, Switzerland, 245p.

UCAL, M.Ş., 2006. Ekonometrik Model Seçim Kriterleri Üzerine Kısa Bir İnceleme. C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 7(2): 41-57.

UZMAY, A., (2009), Türkiye'de Pamukta Uygulanabilir Destekleme Araçlarından Destekleme Alımı ve Fark Ödeme Sisteminin Refah Etkileri: Kısmi Denge Analizi, Ege Üniv. Ziraat Fak. Dergisi, 46 (1): 53-62.

VALADKHANI, A., LAYTON, A. P. and PAHLAVANI, M., 2005. Multiple Structural Breaks in Australia's Macroeconomic Data: An Application of The Lumsdaine and Papell Test. Department of Economics, University of Wollongong, Working Paper No.2005-17: 2-9.

WANG, Q., and CHIDMI, B., 2011. Cotton Hedging: A Comparison across Developing and Developed Countries. Scientific Research, Modern Economy, 2: 654-666.

WANG, Q., and CHIDMI, B., 2009. Cotton Price Risk Management Across Different Countries. Presented at the Southern Agricultural Economics Association Annual Meeting, Atlanta, Georgia, January 31-February 3, 2009.

WANG, T., ZHANG, S., ZHANG, J., and ZHU, H., 2015. Factor Analysis on the Fluctuation of China's Cotton Import -Based on the CMS Model. International Conference on Management Engineering and Management Innovation (ICMEMI 2015), Atlantis Press 2015: 23-28.

WATSON, M.W., 1994. Vector Autoregressions and Cointegration. Handbook of Econometrics. Vol.4: 2843-2915, Edited by R.F. Engle and D. McFadden, Elsevier Science B.V., Amsterdam, The Netherlands: 2111-3155pp.

WEI, W.W.S., 2006. Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods. Second Edition, Pearson Addison Wesley Publishing, USA. 618 p.

WELCH, M., PAN, S., MOHANTY, S., and FADIGA, M., 2008. Economics & Marketing: Ethanol's Effect on the U.S. Cotton Industry. The Cotton Foundation, The Journal of Cotton Science, 12: 99–108.

WILKINS, T. A., and ARPAT, A. B., 2005. Mini Review The Cotton Fiber Transcriptome. Physiologia Plantarum, 124: 295–300.

WOOLDRIDGE, J.M., 2013. Ekonometriye Giriş 1 – Modern Yaklaşım, Introductory Econometrics – A Modern Approach. South Western, Çev. E. ÇAĞLAYAN, Nobel Akademik Yayıncılık, 4. Basımdan Çeviri, Ankara, 609s.

WU, Y., and ZHOU, X., 2014. VAR Models: Estimation, Inferences and Applications. Handbook of Financial Econometrics and Statistics, Edited by Cheng-Few Lee and John C. Lee, Volume 4:2077-2091, Springer – Verlag New York Inc, 2903p.

XIAO, Z., 2012. Time Series and Quantile Regressions. Handbook of Statistics, Time Series Analysis: Methods and Applications, Vol. 30:211-258, Edited by T. Subba RAO, S.Subba RAO and C.R. RAO., Elsevier B.V., North Holland Publication, 776 p.

XIAO, Z., and PHILLIPS, P.C.B., 1998. An ADF Coefficient Test For a Unit Root in ARMA Models of Unknown Order with Empirical Applications to the US Economy. Royal Economic Society, Blackwell Publishers Ltd, MA, Econometrics Journal, 1: 27–43.

YAVUZ, F., 2005. Tarım Politikası. Türkiye'de Tarım, Tarım ve Köyişleri Bakanlığı, Editör Fahri YAVUZ, Bölüm 3: 43-67.

YAVUZ, F., BILGIC, A., TERIN, M., ve GULER, I.O., 2013. Policy Implications of Trends in Turkey's Meat Sector With Respect to 2023 Vision. Elsevier Meat Science, 95 (4): 798–804.

YILMAZ, I., AKCAOZ, H., and OZKAN, B., 2005. An Analysis of Energy Use and Input Costs for Cotton Production in Turkey. Elsevier Ltd, Renewable Energy, 30: 145–155.

YURDAKUL, F., 1998. Pamuk Üretimi İle Pamuk Fiyatı Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: Koyck-Almon Yaklaşımı. Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi, 8(1):341-354.

ZAHEDI, M., ESHGHIZADEH, H.R., and MONDANI, F., 2014. Energy Use Efficiency and Economical Analysis in Cotton Production System in an Arid Region: A Case Study for Isfahan Province, Iran. International Journal of Energy Economics and Policy, 4(1): 43-52.

ZHANG, P., ENGELS, C., and ETHRIDGE, D., 1991. Analyzing and Forecasting Weekly, Monthly, and Quarterly Cotton Spot Prices: A Time Series Analysis Approach. Beltwide Cotton Conference, 1991. Reprinted from Proceedings of the Beltwide Cotton Conference: 354-358.

ZHAO, X., and TISDELL, C., 2009. The Sustainability of Cotton Production in China and Australia: Comparative Economic and Environmental Issues. Working Papers on Economics, Ecology and the Environment, Published by the School of Economics, University of Queensland, Australia, Working Paper No. 157, 34p.

ZIVOT, E., and ANDREWS, D.W.K., 1992. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. Journal of Business & Economic Statistics, 10(3): 251-270.

ZIVOT, E., and WANG, J., 2006. Modelling Financial Time Series with S-PLUS, Second Edition. Published by Springer-Verlag, NY, xxii + 998 p.

WEB SAYFALARI:

www.ictsd.org
www.icac.org
www.cotton.org/
www.mgm.gov.tr
www.tuik.gov.tr
www.tarim.gov.tr
www.ers.usda.gov
www.kalkinma.gov.tr
http://evds.tcmb.gov.tr
www.fao.org
http://www.usda.gov
http://www.ekonomi.gov.tr
http://www.gtb.gov.tr/
www.wto.org
http://www.worldbank.org/
http://www.cottoninc.com
http://dnfi.org/
www.unido.org
https://itb.org.tr/

ÖZGEÇMİŞ

KİŞİSEL BİLGİLER

Adı Soyadı : Nihat KÜÇÜK
Uyruğu : T.C.
Doğum Yeri ve Tarihi : Şanlıurfa – 01.01.1964
Telefon : 414 318 3032
E-mail : nihatk@harran.edu.tr

EĞİTİM

Derece	Adı	İl	Bitirme Yılı
Lise	Ş.Urfa Endüstri Meslek Lisesi Motor Bölümü	Şanlıurfa	1981
Üniversite	Atatürk Üniversitesi İİBF İktisat Bölümü	Erzurum	1987
Yüksek Lisans	Harran Üniversitesi SBE Maliye ABD	Şanlıurfa	2007
Doktora	Harran Üniversitesi FBE Tarım Ekonomisi ABD	Şanlıurfa	2015

İŞ DENEYİMLERİ

Yıl	Kurum	Görevi
1990	T.Halk Bankası A.Ş.	Proje Değerlendirme ve Mali Analiz Uzman Yrd.
1993	T.Halk Bankası A.Ş.	Proje Değerlendirme ve Mali Analiz Uzmanı
1997	T.Halk Bankası A.Ş.	İstihbarat ve Proje Değerlendirme Müdür Yrd.
2001	T.Halk Bankası A.Ş.	Pazarlama Müdürü
2002	T.C. Harran Üniversitesi	Araştırmacı
2013	T.C. Harran Üniversitesi	Yüksekokul Sekreteri
2014	T.C. Harran Üniversitesi	Sosyal ve Spor Tesisleri İşletme Müdürü
2002-2014	T.C. Harran Üniversitesi	İİBF Öğretim Elemanı : Maliyet Muhasebesi, Yatırım Projeleri Analizi, Finansal Tablolar ve Mali Analiz Teknikleri, Mikro İktisat ve Makro İktisat dersleri

UZMANLIK ALANI

Tarım Ekonomisi, İktisat Politikası, Ekonometri, Yatırım Projeleri Analizi, Finansal Tablolar ve Mali Analiz Teknikleri, E-Ticaretin Vergilendirilmesi, Maliyet Muhasebesi.

YABANCI DİLLER

İngilizce: 2009 ÜDS Fen Bilimleri: 70 ve 2010 ÜDS Sosyal Bilimler: 72.5

YAYINLAR

SSCI,SCI,SCI-EXPANDED,AHCI kapsamı dışındaki Uluslararası hakemli dergilerde yayımlanan makaleler

KÜÇÜK, N., 2015. "Pamuğun Dünyası, Küresel Aktörler ve Politikalar". ASSAM Uluslararası Hakemli Dergisi, (Hakem sürecinden geçmiş, Aralık 2015 sayısında yayınlanacağına dair baş Editörlük'ten Makale Kabul Yazısı alınmıştır).

ÖĞÜT, T., ve KÜÇÜK, N., 2015. "18.Yüzyılda Kilis'te Okçu İzzeddinli Aşiretinin Vergi Direnci". Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi (AKAD), Yıl 7 – Sayı 12: 47-74.

Ulusal hakemli dergilerde yayımlanan makaleler

Ulusal bilimsel toplantılarda sunulan ve bildiri kitabında basılan bildiriler :