

## PAMUK BORSALARINDA OLUŞAN FİYATLARIN ETKİNLİĞİ

Erdiç Telatar \* Şadiye Türkmen \*\* Özgür Teoman \*\*\*

### ÖZET

*Bu çalışmada pamuk borsalarında oluşan fiyatların etkinliği araştırılmaktadır.Etkinliği ölçebilmek için Türkiye'deki pamuk fiyatları ile uluslararası pamuk fiyatları arasındaki ilişkiler, kısa önemli fiyat dalgalanmalarının var olabileceği kabulü doğrultusunda araştırılmıştır. Buna sebep, tarımsal ürünlerin yapısı gereği fiyatların her zaman doğrusal olarak belirlenmediği gerçeğidir. Çalışmada hem doğrusal, hem de doğrusal olmayan eşbütünleşme analizi yapılmıştır. Bulgular Türkiye'de oluşan fiyatlar ile uluslararası borsalarda oluşan fiyatlar arasında bir ilişki bulunduğunu ortaya koymuştur. Tarımsal politika tercihi açısından bakıldığında bulgular, Türkiye'de etkinlik bakımından, borsalar aracılığıyla fiyatların belirlenmesi yönteminin, müdahaleci yöntemle kıyaslandığında daha uygun olacağını desteklemektedir.*

*Anahtar kelimeler:Pamuk borsası, fiyat etkinliği, eş bütünleşme.*

### 1.Giriş

İplik yapımında kullanılmasına bağlı olarak iktisadi ve sosyal hayatın evriminde bir kilometre taşı olarak kabul edilebilecek sanayi devriminin bir kaç temel ürününden biri olma özelliğine sahip pamuk, günümüzde de ülke ekonomileri açısından stratejik bir endüstriyel ürün olma özelliğini sürdürmektedir. Zira pamuk, lifi sayesinde giyinme gibi zorunlu bir ihtiyacın karşılanmasına hizmet ettiği gibi kendisini oluşturan diğer bileşenleri bakımından da katma değer yaratabilen bir üründür. Örneğin tohumu bitkisel yağ üretiminde kullanıldığı için bir yağ bitkisi olma özelliğine sahiptir. Arta kalan küspesi ise protein değeri yüksek hayvan yemi olarak ayrı bir öneme sahiptir.

1996-2000 dönemi esas alındığında dünyanın pamuk ihtiyacının günümüzde yıllık olarak ortalama 19.2 milyon ton düzeyinde bulunması, pamuğun söz konusu önemini global düzeyde ortaya koymaktadır. Pamuk ihtiyacının karşılanabilmesi için 2000 yılı itibariyle dünya ölçeğinde 33.3 milyon hektarlık tarımsal arazi pamuk ekimine ayrılmış ve 18.9 milyon tonluk üretime karşılık 20.1 milyon tonluk tüketim gerçekleşmiştir (İzmir Ticaret

\* Doç. Dr. Hacettepe Üniversitesi, İ.İ.B.F İktisat Bölümü, Ankara.

\*\* Dr. Hacettepe Üniversitesi, İ.İ.B.F İktisat Bölümü, Ankara.

\*\*\* Dr. Hacettepe Üniversitesi, İ.İ.B.F İktisat Bölümü, Ankara.

Borsası Raporu, 1999). Bu denli büyük miktarları bulan pamuk üretiminin uluslararası ticareti günümüzde pamuk borsaları aracılığıyla gerçekleştirilmektedir. Borsaların kuruluş amacı diğer tarımsal ürünler için olduğu gibi fiyat oluşumunun piyasa koşulları uyarınca sağlanmasıdır. Özellikle borsalarda faaliyette bulunan tüccarların kendilerinden mal talep eden işleyici ve ihracatçıların talepleri uyarınca oluşturdukları bilgiyi üreticilere düzenli biçimde aktarabilmeleri, fiyat oluşumundaki etkinliğin sağlanabilmesi açısından oldukça önemlidir. Çünkü imkanlar dahilindeki bilginin üreticilere tam olarak yansıtılabilmesi temel varsayımı kabul edildiğinde üreticinin piyasanın istekleri doğrultusunda istenilen kalite ve çeşitte ürün üretmesi mümkün olabileceğinden, bu tür piyasalar “etkin piyasa” tanımıyla örtüşebilecektir. Bu temel varsayıma, borsalarda işlem maliyetlerinin olmaması, bilginin tüm katılımcılara maliyetsiz olarak verilmesi, cari ve gelecekteki fiyatların dağılımları için cari bilginin etkilerinin tüm piyasa katılımcıları tarafından benimsenmesi varsayımları eklenebilirse, uzun dönemde hiçbir ticari katılımcının ortalama kar’dan daha fazla kazanabilmesi ihtimali ortadan kalkacaktır.<sup>1</sup> Bu durumda ürün fiyatları “artık kar” için temel olabilecek şekilde herhangi bir sistematik yol izleme olasılığını yitirecek ve piyasaların etkin işleyişinden söz edilebilecektir (Mananyi ve Struthers, 1997).

Bilindiği gibi Türkiye’de pek çok tarımsal ürünün değişim değeri devletin tespit ettiği alım fiyatı üzerinden gerçekleştirilmektedir. Ancak pamuk, kuru meyveler, fındık ve bakliyat ile birlikte fiyatının rekabet eksikliğine karşın ağırlıklı olarak piyasa mekanizması kuralları uyarınca borsalarda belirlendiği bir kaç üründen biridir (Zirai ve İktisadi Rapor, 2001). Borsaların geçmişi fazla eski olmamakla birlikte, tarımsal pazarlamada devlet müdahalesinin diğer ürünlerle karşılaştırıldığında asgariye inmiş olması, ürün piyasası etkinliğini ölçmeyi hedefleyen bu çalışmada pamuğun seçilmesinin sebebini oluşturmaktadır. Dünyadaki temel pamuk borsaları yukarıda belirtilen fiyatların

---

<sup>1</sup> Çalışmadaki etkinlik kavramı, ilk olarak, Fama (1970) tarafından geliştirilen ‘bilgiye dayalı etkinlik’dir. Fama, bilgiye dayalı etkinliği üç farklı gruba ayırmaktadır: (i) Zayıf etkinlik, (ii) yarı-güçlü etkinlik ve (iii) güçlü etkinlik. Zayıf etkinlikte, bilgi kümesi sadece geçmiş dönem fiyatlarını içerdiğinden, hiç bir yatırımcı uygun geçmiş dönem fiyat serilerini kullanarak normal üstü kar elde edememektedir. Yarı-güçlü etkinlikte, bilgi kümesi kamuya açık tüm kullanılabilir bilgileri içerdiği için, kamuya açık bilginin herhangi bir alt kümesini kullanan yatırımcı normal üstü kar elde edememektedir. Güçlü etkinlikte ise, bilgi kümesi kamuya açıklanmamış özel ve/veya içsel bilgileri içerse bile, söz konusu bilgiye sahip bir yatırımcı sürekli olarak normal üstü kar elde etme şansına sahip olamaz. Biz bu çalışmada güçlü etkinliği test etmekteyiz.

### *Pamuk Fiyatlarının Etkinliđi*

etkin olarak belirlenebilirliđi bakımından önemli mesafe katetmiş olmalarına karşın, fiyatların belirlenmesinde borsalar arası ilişkiler önem taşımaktadır.

Çalışmada Türkiye'deki pamuk fiyatlarının belirlenmesinde dış borsalarla etkileşimin önemli rol oynadığı düşünülmektedir. Ayrıca Türkiye'de üretilen yüksek kaliteli pamuđun dış borsalardaki fiyatları etkileyebilmesi gibi bir olasılık da bulunmaktadır. Karşılıklı etkileşim üzerine kurulu bulunan bu hipotezin sınanabilmesi için Türkiye'de oluşan pamuk fiyatları ile dış borsalarda oluşan pamuk fiyatları arasında bir eş anlı hareket olup olmadığı araştırılacaktır. Araştırmada yüksek kaliteli ve yabancı piyasalarda kabul gören Ege Standart 1 pamuđu ile yerli pamuđumuzun kota edildiđi Liverpool ve Memphis borsalarına ait fiyat verilerinden yararlanılacaktır. Araştırma sonucunda elde edilecek bulgulardan Türkiye'de kurulu bulunan pamuk borsalarının etkin işleyişi hakkında yargılara ulaşılabileceđi düşünülmektedir.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde dünyada ve Türkiye'de ham pamuđun elde edilmesinin ardından endüstriyel kullanımına deđin geçirdiđi üretim aşamaları incelenmekte ve Türkiye'nin pamukta üretim, verimlilik ve dış ticaret yönünden dünyadaki yeri hakkında tablolar yardımıyla bir durum tespiti yapılmaktadır. İkinci bölümde makalenin temel amacı olan Türkiye'deki pamuk borsalarının etkinliđini sınavabilmenin önsel bilgileri sunulmaktadır. Bunlar arasında pamukta resmi dünya fiyatı oluşumunda genel kabul gören Liverpool pamuk fiyat indekslerinin oluşturulması, Türkiye'deki borsalarda temel satıcı konumunda bulunan kooperatif birliklerinin durumu gibi dünya ve Türkiye borsaları hakkında genel nitelikli bilgiler yer almaktadır. Üçüncü bölüm İzmir, Liverpool ve Memphis borsalarında oluşan pamuk fiyatlarının karşılıklı etkileşimlerini incelemeye yönelik ampirik çalışmaya ayrılmıştır. Dördüncü ve son bölümde ise çalışmayla ilgili sonuç ve deđerlendirmeler yer almaktadır.

### **2. Dünya'da ve Türkiye'de Pamuk**

Pek çok ülke ekonomisi için stratejik bir ürün olma özelliđi taşıyan pamuk, Türkiye açısından da gerek yarattığı katma deđer, gerekse ihracatın lokomotifini olan tekstil ve dokuma endüstrisinin hammaddesi olması sebebiyle önemli bir yere sahiptir. Pamuk lifinin endüstriyel kullanımı ancak birbirini izleyen çeşitli aşamalardan sonra mümkün olabilmektedir. Öncelikle hasadı yapılan pamuk, çiđit (tohum) ile lifinin ayrıştırılabilmesi için çırçırılmaktadır. Çırçırılama işlemini bittikten sonra ayrılan lif, iplik fabrikalarında işlenerek iplik haline getirilmektedir. İplik, boyama işlemine tabi tutulduktan sonra tekstil fabrikalarında dokumaya dönüştürülmektedir. Kumaş veya bez haline getirilmiş ürün çeşitli işletmelerde konfeksiyon ürünü olarak işlenmektedir. Üretim

zincirindeki her aşamadan sonra pamuğun parasal değeriyle birlikte yarattığı katma değer de artmaktadır. Yaklaşık olarak ham pamuktan ipliğe dönüşümde 2-3, iplikten dokumaya geçişte 5-7, konfeksiyona geçişte 8-12 kat katma değer yaratılmaktadır.<sup>2</sup> Öte yandan ihracatın kompozisyonu incelendiğine, 2000 yılı Türkiye ihracatının yaklaşık %32'sinin dokuma ve dokuma ürünlerinden oluştuğu görülmektedir. Bu kalem içerisinde yer alan pamuk, pamuk ipliği ve pamuklu mensucat kategorisi dahi %3'lük payıyla ihracat açısından ayrı bir öneme sahiptir (DPT Temel Ekonomik Göstergeler, 2001).

Türkiye açısından pamuğun önemini ortaya koyan diğer bir global gösterge ise toplam dünya üretimindeki konumudur. 2000 yılı verileri incelendiğinde Türkiye, 840 bin tonluk üretimiyle dünya üretiminin %4.8'ini gerçekleştirmiş ve pamuk üreticisi tüm ülkeler dikkate alındığında üretimde altıncı sırada yer almıştır (Bkz Tablo 1).

**Tablo 1: Ülkeler İtibariyle Dünya Pamuk Üretimi (Bin Ton)**

Sıra	Ülkeler	96/97	97/98	98/99	99/20*	20/01*	% Pay
1	Kıta Çin	4.203	4.602	4.501	3.900	3.500	24.3
2	A.B.D	4.124	4.092	3.030	3.690	4.200	16.3
3	Hindistan	3.024	2.686	2.710	2.750	2.700	14.6
4	Pakistan	1.594	1.561	1.480	1.800	1.550	8.0
5	Bağ. Dev. Top.	1.438	1.551	1.437	1.670	1.671	7.7
<b>6</b>	<b>Türkiye</b>	<b>784</b>	<b>838</b>	<b>882</b>	<b>899</b>	<b>840</b>	<b>4.8</b>
7	Avustralya	613	689	726	660	680	3.9
	Diğer	3.827	4.011	3.785	3.770	3:280	20.4
	Toplam	19.607	20.030	18.551	19.139	18.996	100.0

Kaynak: Cotton: Review of the World Situation, March-April 2000.

\*Tahmini rakamlardır.

Türkiye'de pamuk ekolojik koşullara bağlı olarak Ege, Güney Doğu Anadolu Bölgeleri ile Çukurova ve Antalya Yörelerinde yetiştirilmektedir. Geçmiş dönemlere bakıldığında Ege Bölgesi ve Çukurova Yöresi, ekim alanları

<sup>2</sup> İstihdam açısından bakıldığında ise pamuğun sadece hasat aşamasında ortalama 400.000 kişiye iş imkanı sağlayıp pek çok tarımsal işletmenin birincil ürünü konumunda bulunması, pamuğun yalnızca bu açıdan ülke ekonomisine katkısını ortaya koymaktadır (DİE Türkiye'de Tarımsal Yapı ve İstihdam, 1998).

### *Pamuk Fiyatlarının Etkinliđi*

bakımından öncelikli yerler iken, 1995 yılından itibaren GAP içerisinde yer alan Atatürk Barajı'nın sulama suyunun kullanılmaya başlanması ile Güney Dođu Anadolu Bölgesi ilk sıraya yerleşmiştir. Öte yandan Çukurova ve Antalya Yörelerinde ekim alanları bakımından bir gerileme söz konusudur. Bu gelişmede bir yandan Ege ve Çukurova'da yaratılan verimlilik artışı yanında (Bkz Tablo 2), iç ticaret hadlerinin pamuk üreticisi aleyhine dönmesi ve dışarıdan ithal edilen pamuđun fiyat yönünden cazip hale gelmesi sonucu üreticinin daha karlı tarımsal ürünlere yönelmesi etkili faktörler olarak değerlendirilebilir. Ancak Güney Dođu Anadolu Bölgesi'nde son beş yılda pamuk ekili alanlarda meydana gelmiş olan %67.9'luk artışın diğer bölgelerdeki azalmayı telafi ederek toplamda ekim alanlarının fazla deđişmeden kaldığı aşağıda yer alan Tablo 3'ten anlaşılmaktadır.

**Tablo 2: Türkiye'de Bölgeler İtibariyle Pamuk Verimliliğindeki Gelişmeler (Kg/Hek)**

Bölgeler	1980-1983	1999-2000	Artış Oranı (%)
Ege Bölgesi	894	1178	31.7
Çukurova Yöresi	702	1141	62.5
Antalya Yöresi	1029	1189	15.5
Güney Dođu Anadolu Bölgesi	558	1299	132.7
Türkiye Ortalaması	771	1229	59.4

Kaynak: Akyıl, Bayaner, Fuller, Koç ve Şengül, 2001 ve İzmir Ticaret Borsası Raporu, 1999.

**Tablo 3: Bölgeler İtibariyle Türkiye Pamuk Ekim Alanları (1000 Hektar)**

Yıllar	Ege Bölgesi	Çukurova Yöresi	Antalya Yöresi	Güney Dođu Anadolu Böl.
1995/96	266	254	30	206
1996/97	268	220	28	228
1997/98	264	172	17	267
1998/99	252	175	17	313
1999/2000	245	122	18	346

Kaynak: İzmir Ticaret Borsası Raporu, 1999.

Verimlilik açısından ise Türkiye'de pamukta verimlilik düzeyi oldukça yüksektir. Öyle ki 1999 yılı dünya pamuk verimi ortalaması 557 kg/hektar

düzeyinde iken, aynı yıl itibarıyla Türkiye’de hektara verim 1166 kg seviyesinde olup, verimlilik açısından dünyada üçüncü sıradadır. (Bkz Tablo 4).

**Tablo 4: Dünya Pamuk Verimi (Lif Pamuk) (Kg/Hektar)**

Sıra	Ülkeler	96/97	97/98	98/99	99/20*	20/01*
1	Suriye	1.233	1.377	1.558	1.337	1.579
2	Avustralya	1.580	1.611	1.316	1.435	1.417
<b>3</b>	<b>Türkiye</b>	<b>1.054</b>	<b>1.165</b>	<b>1.166</b>	<b>1.229</b>	<b>1.200</b>
4	Kıta Çin	890	1.016	1.064	1.040	1.037
5	Yunanistan	704	890	995	953	950
6	Meksika	954	1.042	924	909	927
7	A.B.D	792	762	702	696	709
	Dün. Ort.	567	589	557	591	591

Kaynak: İzmir Ticaret Borsası Raporu, 1999.

\*Tahmini rakamlardır.

Verimlilikte sağlanan bu aşamanın, tohum ıslahı, artan gübre ve su kullanımı, tarımsal ilaçlama gibi modern tekniklerin pamuk üretiminde yaygınlaşmasının bir sonucu olduğu söylenebilir. Bölge düzeyinde verimlilik açısından önceliği Güney Doğu Anadolu Bölgesi alırken, bu bölgeyi Antalya Yöresi ve Ege Bölgesi izlemektedir. Verimlilik oranının yüksekliğine karşın Türkiye’de pamuğun arzı ile talebi karşılaştırıldığında arzın talebi karşılamaya yetmediği ve önemli sayılabilecek düzeyde ithalata gereksinim duyulduğu anlaşılmaktadır. Nitekim 1995-2000 dönemi ortalama pamuk ithalatına bakıldığında 321.7 bin tonluk; yani aynı dönemin ortalama üretim düzeyinin üçte birinden fazla ithalat yapılmıştır (Bkz Tablo 1 ve 5). Bu gelişme tekstil ve konfeksiyon ürünlerine olan hızlı talep artışı ile açıklanabilir. Türkiye’de 1980 sonrasında hızla değişen ekonomik, sosyal ve demografik yapı; özellikle artan şehirleşme ile birlikte şehirdeki tüketim kalıplarının kırdan göç eden kitleler tarafından benimsenmesi, tekstil ürünlerine olan ülke içi talebi uyarmış, bu gelişme artan dış talep sonucu pamuğun dış satımı ile birleşince Türkiye, 1991 yılından itibaren net pamuk ithalatçısı haline gelmiştir.

*Pamuk Fiyatlarının Etkinliđi*

**Tablo 5: Türkiye'nin Karde Edilmemiş veya Taranmamış Pamuk Dış Ticareti (1991-2001)**

Yıllar	İhracat Miktarı (Ton)	İhracat Deđeri (Mil.\$)	İthalat Miktarı (Ton)	İthalat Deđeri (Mil. \$)
1991	100.895	167.485	46.235	79.045
1992	33.526	44.452	149.228	192.847
1993	131.601	142.094	200.153	246.528
1994	26.799	30.371	146.600	238.498
1995	2.032	4.041	182.560	381.045
1996	76.042	124.077	167.579	301.292
1997	37.039	57.168	356.458	627.917
1998	45.964	55.467	379.687	600.845
1999	90.394	87.121	277.157	351.435
2000	27.515	36.269	566.784	676.575
2001*	7.142	10.771	107.500	142.397

Kaynak: Dış Ticaret Müsteşarlığı, 2001.

\*2001 yılı verileri bu yıla ait ilk üç aylık verileri göstermektedir.

Muhtemel verimlilik ve üretim artışlarının en azından kısa dönemde fazla yükselmeyeceđi ve reel gelir dışında tekstil ve konfeksiyon ürünlerine olan talep artışını hızlandıran, nüfus artışı, şehirleşme oranı gibi faktörlerin gerilemeyeceđi düşünülürse, pamukta arz ve talep arasındaki dengesizliđin önümüzdeki dönemlerde yine ithalat yoluyla giderilmeye devam edeceđi ileri sürülebilir (Akyıl *vd.*, 2001).

### **3. Dünya'da ve Türkiye'de Borsalar Aracılıđıyla Pamuk Ticareti**

Günümüzde dünya pamuk ticareti çeşitli ülkelerde kurulu bulunan ürün borsaları aracılıđıyla gerçekleştirilmektedir. Bu borsalar arasında uzun yıllar lider ve belirleyici borsa olma özelliđini korumuş olan Liverpool Borsası bu özelliđini, İngiltere'nin dokuma sanayindeki öncü ve etken konumunun diđer ülkelerce ele geçirilmesine bađlı olarak yitirmek durumunda kalmıştır. Ancak Liverpool'da kurulu bulunan ve özel şahıslara açık bir tür haber ajansı veya

pamuk bilgi bankası olarak nitelenebilecek Cotton Outlook-Cotlook adlı bir firma, geçmişten gelen, pamuk ticareti ile ilgili tecrübelerine dayanarak pamukta referans fiyatı oluşturma konusunda dünya piyasaları nezdinde geçerli firma özelliğini korumaktadır. Bu firma tarafından oluşturulan A ve B indeksleri, borsalarda işlem gören farklı kalite ve nitelikteki pamukların iki ana gruba ayrılması suretiyle oluşturulmaktadır. A indeksin içerisinde birinci grup Middling ayarı Memphis, Meksika, İzmir/Antalya, Brezilya v.b pamukları yer almaktadır. Cotlook firması A indekse dahil ettiği on dört ülkenin pamuklarının o günkü CIF Kuzey Avrupa fiyatlarını büyük firmalar nezdinde araştırmakta ve kotasyonların en düşük beşinin aritmetik ortalamasını alarak indeks sayılarını oluşturmaktadır. B indeks ise ikinci gruba dahil sekiz ülkenin en düşük kotasyonlarının üçünün aritmetik ortalaması alınarak aynen A indekste olduğu gibi tespit ve ilan edilmektedir (Pamuk Pazarlama Ders Kitabı, 1998). Liverpool'da kota edilen İzmir/Antalya pamuğu A indeksi oluşturan kotasyonların arasında yer alırken, yine Liverpool'da kota edilen Adana pamuğu B indeks kotasyonları arasında yer almaktadır.<sup>3</sup>

Türkiye'de pamuk fiyatlarının belirlenmesinde Türkiye'nin ilk ticaret borsası olan ve kuruluşu 1891'e dayanan İzmir Ticaret borsası etkin rol oynamakta ve diğer borsaları yönlendirici bir özelliğe sahip bulunmaktadır. Bu durum hem Ege pamuğunun daha uzun elyafı oluşu ve dolayısıyla kalitesinin yüksekliğiyle hem de yabancı borsalarda işlem gören pamuklarla eş değer sayılabilmesiyle ilişkilendirilebilir. Türkiye'deki pamuk borsalarındaki başlıca satıcılar özel kesim pamuk çırçırıcıları ve kooperatif birlikleridir (Çukurova'da Çukobirlik, Antalya'da Antbirlik, Ege'de Tariş, Güney Doğu'da Güneydoğubirlik). Pamukta başlıca alıcılar ise yerli iplikçiler, ihracatçılar ve kendi hesabına çalışan tüccarlardır. Dolayısıyla borsalardaki işlem hacmini destekleme kuruluşlarının alımları, özel kesim ihracat düzeyi ve tekstil sanayinin talep düzeyi belirlemektedir. Bunlar arasında birliklerin pamuk alımları önemli bir yere sahiptir. Nitekim Tablo 6'dan izlenebileceği gibi birliklerin son on yıldaki ortalama pamuk alım miktarlarının Türkiye'nin kütlü pamuk üretimi içerisindeki payı ekonomik kriz yıllarına rastlayan 1994/95 sezonu ihmal edilirse %25.25'tir.

---

<sup>3</sup> Ayrıntılı bilgi için bkz.: Pamuk Pazarlama Ders Kitabı, 1998.



**Tablo 6: Birliklerin Alım Miktarları (Ton) ve Toplam Kütüü Üretim İindeki Payı (%).**

Yıllar	Türkiye Kütüü Pamuk Üretimi	Tarım.Sat.Koop. Alım Miktarları	Türkiye Üretimi İindeki Payı
1990/91	1.650.000	439.880	26.7
1991/92	1.540.000	516.369	33.5
1992/93	1.635.000	803.488	49.1
1993/94	1.530.390	428.827	28.0
1994/95	1.637.950	157.726	9.6
1995/96	2.128.700	304.604	14.3
1996/97	2.089.220	281.979	13.4
1997/98	2.104.946	277.300	13.1
1998/99	2.221.922	533.003	23.9

Kaynak: Gümüş, 1999.

Borsalarda önemli işlem hacmine sahip kooperatif birliklerinin kuruluş amaçlarını biraz daha ayrıntılı olarak ortaya koymak için birliklerin amaçları aşağıdaki gibi sıralanabilir: (i) ortak ürünlerine devamlı alıcı bulmak, sürümü sağlamak, gereğinde ürünleri işleyerek satışını gerçekleştirmek, (ii) iç ve dış araçlara giden kazancı üreticiye mal etmek, (iii) piyasada düzenleyici rol oynayarak, fiyatların zararlı dalgalanmalarını önlemek, (iv) ürünlerin standardizasyonunu sağlamak ve kalitesinin iyileştirilmesine çalışmak, (v) ortakların ihtiyacı olan her türlü araç ve gereci ucuza temin etmek, (vi) ortakları arasında ar-ge vasıtası ile bilgi dağılımını temin etmek, pamuk konusunda son teknik piyasa gelişmelerini ortaklarına iletmekle ortaklarının günün koşullarını takip etmelerini sağlamak, (vii) çırçır, yağ sanayi ve iplik sanayi dallarında da üreticinin malını daha iyi değerlendirmek, ekonomik çıkarlarını korumak ve geliştirmek.<sup>4</sup>

İzmir Ticaret Borsası'nın uluslararası normlarda hizmet vermesi amacıyla 1994 yılında vadeli işlemler piyasasına geçiş çalışmaları başlamıştır. Vadeli işlemler piyasası bir kontrat piyasası olarak alıcı ve satıcı arasında kalitesi ve miktarı önceden belirlenmiş olan pamuğun ileri bir tarihte aralarında anlaştıkları fiyattan teslim edilmesi ve teslim alınmasını öngörmektedir. Böylece pamuđu alan ve satanların fiyat değışiklikleri karşısında kendilerini sağlıklı bir biçimde yönetebilmeleri ve riskten korunabilmeleri

<sup>4</sup> Örneđin sadece Çukobirliđe ait sekiz adet sawgin, altı adet rollergin çırçır işletmesi, yüz yirmi bin ton çiđit işleme kapasiteli yağ fabrikası, altmış kamyon, yirmi tırdan kurulu nakliyat teşkilatı, üç yüz on bin balya kapasiteli depo ve ondört bin ton pamuk işleme kapasiteli iplik, dokuma basma fabrikası bulunmaktadır (bkz.Pamuk Pazarlama Ders Kitabı, 1998).

düşünülmektedir. Bunlara bir de desteklemenin devlete getirdiği mali yükün kalkması, depolama ve stoklama maliyetlerinin asgariye inmesi gibi genel nitelikli pozitif dışsallıklar eklenirse, vadeli işlemler piyasasının etkinlik açısından borsalara yapacağı katkı daha somut olarak değerlendirilebilir.

Vadeli işlemler piyasalarında üç çeşit işlem bulunmaktadır. Birincisi alım ve satım işlemlerinin taraflar arasındaki karşılıklı güven esasına dayandığı “forward sözleşmeler”, ikincisi alım satım hakkının belirli bir prim karşılığında ileriki bir tarihe saklı tutulduğu “options sözleşmeler”, üçüncüsü ise belirli bir tutardaki standardize edilmiş bir malın ileride belirlenmiş bir tarihte, sabit bir miktarının bugünden belli olan bir fiyattan teslimi koşuluyla satın alınma ya da satma yükümlülüğüne dair “futures sözleşmeler” dir. Kesintiye uğrayan vadeli işlemler piyasasına geçiş süreci 1998 yılında Dünya Bankası destekli projenin devreye sokulmasıyla yeni bir ivme kazanmıştır (Zirai ve İktisadi Rapor, 2001).

Yukarıda sunulan pamuk ve pamuk borsaları hakkındaki genel nitelikli veriler, gelişme gösteren suni elyaf yapımına karşın, dünyada ve Türkiye’de stratejik bir endüstri bitkisi olma özelliğini sürdüren pamuğun, önümüzdeki dönemlerde doğrudan destek sistemine geçilmesiyle beraber pazrlama ve fiyatlandırma açısından oldukça dinamik bir yapıya sahip olacağı izlenimini vermektedir. Özellikle Türkiye’de devletin tarımsal ürünlerin pazarlanmasında kamu müdahalesini azaltarak fiyatların piyasada serbestçe belirlenebilmesi yönünde benimsemiş olduğu eğilimin doğrudan destek sistemine geçilmesiyle beraber bir eğilim olmaktan çıkıp bir ilkeye dönüşecek olması bu dinamik yapının kesin bir habercisidir. Bu nedenle piyasalarda etkileşim sonucu belirlenen fiyatların ne derece etkin olarak belirlendiğinin tespit edilmesi, geçilecek olan sistemin etkinliği hakkındaki değerlendirmeler için bir bilimsel alt yapı kurulmasında yardımcı olabilecektir.

#### **4. Veri Seti, Birim Kök ve Eşbütünlüşme Test Sonuçları**

Çalışmada kullanılan STANDART 1 (STD1), LIVERPOOL A (LIVA) VE MEMPHIS (MEM) pamuk fiyat endeksleri İzmir Ticaret Borsası’ndan temin edilmiş olup 06/01/2000’den 26/04/2001’e günlük verilerden oluşmaktadır. Tüm veriler logaritmiktir.

Çalışmamızda üç ayrı birim kök testi uygulanmaktadır. Bunlar, ADF ve PP birim kök testleri ile KPSS durağanlık testidir. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) tarafından geliştirilen KPSS testi, ADF ve PP testlerinin bir sağlaması şeklinde kullanılmaktadır. Zira ADF ve PP testlerinde elde edilen test istatistikleri, birim kök bulunduğu boş hipotezini test etmede kullanılırken, KPSS testi, boş hipotez olarak birim kök olmadığını kabul etmektedir. Corradi, Swanson ve White (2000)’ın belirttiği gibi, KPSS

*Pamuk Fiyatlarının Etkinliđi*

durađanlık testinin bir diđer özelliđi ise, dođrusal olmayan veri oluřum sũreçleri iin bile iyi tanımlanmıř sınırlı dađılımlara sahip olması, dolayısıyla hem dođrusal hem de dođrusal olmayan zaman serileri iin birim kœkũn varlıđını yakalamada aynı derecede etkinlik tařımasıdır.

LIVA, MEM VE STD1 deđiřkenlerinin dũzey ve birinci fark deđerleri iin yũrũtũlen birim kœk test sonuları Tablo 7’de sunulmaktadır.

**Tablo 7: Birim Kœk Test Sonuları**

	LIVA	MEM	STD1	ΔLIVA	ΔMEM	ΔSTD1
<b>ADF<sup>(1)</sup></b>	p=2	p=2	p=3	p=2	P=1	P=3
ADF1	2,0255* (-2,5806)	1,9377* (-2,5806)	1,3405*** (-1,6169)	-7,1509* (-2,5808)	-9,8586* (-2,5806)	-6,0940* (-2,5809)
ADF2	p=2	p=2	p=3	p=2	p=3	p=3
ADF2	-0,5885*** (-2,5778)	-0,3656*** (-2,5778)	-0,4808*** (-2,5779)	-7,5781* (-3,4793)	-7,0718* (-3,4796)	-6,2302* (-3,4796)
ADF3	p=2	p=2	p=3	p=2	p=3	p=3
ADF3	-2,2556*** (-3,1460)	-2,2649*** (-3,1460)	-1,5970*** (-3,1461)	-7,5554* (-4,0278)	-7,0856* (-4,0283)	-6,2345* (-4,0283)
<b>PP<sup>(2)</sup></b>						
PP1	-1,6165*** (-2,5777)	-1,1462*** (-2,5777)	-3,1524* (-3,4783)	-10,5916* (-3,4786)	-14,1416* (-3,4786)	-13,2216* (-3,4786)
PP2	-3,1324* (-4,0263)	--3,1911** (-3,4426)	-4,0204** (-3,4426)	-10,5479* (-4,0268)	-14,0976* (-4,0268)	-13,1500* (-4,0268)
<b>KPSS<sup>(3)</sup></b>						
KPSS1	2,4607** (0,4630)	2,4710** (0,4630)	1,6657** (0,4630)	0,1250** (0,4630)	0,0747** (0,4630)	0,1674** (0,4630)
KPSS2	0,1842** (0,1460)	0,1823** (0,1460)	0,1548** (0,1460)	0,1096*** (0,1190)	0,0749*** (0,1190)	0,1381** (0,1460)

Not : Burada \*  $\alpha = 0,01$  ve \*\*  $\alpha = 0,05$  ve \*\*\*  $\alpha = 0,10$  anlamlılık dũzeylerini gœstermektedir. ADF ve PP test istatistiklerine ait parantez ii deđerler MacKinnon kritik deđerlerini, KPSS test istatistiklerine ait parantez ii deđerler ise, Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992), Shin ve Schmidt (1992) ve Sephton (1995)’dan alınan KPSS kritik deđerlerini temsil etmektedir. Burada, ADF testi iin gecikmeli deđiřkene ait gecikme sayıları (p) AIC (Akaike Information Criteria) deđerlerine bakılarak belirlenmiřtir. PP ve KPSS testleri iin uygun paralı gecikme (truncation lag) sayıları (l) ise Newey-West (1987) Barlett penceresi ile 4 olarak tespit edilerek yũrũtũlmüřtũr.

( Tablo 7'nin devamı )

<p>(1) ADF1: <math>\Delta y_t = (\hat{\rho}_1 - 1) y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \hat{\rho}_{t-j} \Delta y_{t-j} + e_{1t}</math>,</p> <p>ADF2: <math>\Delta y_t = (\hat{\rho}_2 - 1) y_{t-1} + \hat{\alpha}_2 + \sum_{j=1}^p \hat{\rho}_{t-j} \Delta y_{t-j} + e_{1t}</math>,</p> <p>ADF3: <math>\Delta y_t = (\hat{\rho}_3 - 1) y_{t-1} + \hat{\alpha}_3 + \hat{\beta}_3 t + \sum_{j=1}^p \hat{\rho}_{t-j} \Delta y_{t-j} + e_{1t}</math></p> <p>(2) PP1: <math>y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha} y_{t-1} + \hat{u}_t</math> ve PP2: <math>y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta}(t-1/2T) + \tilde{\alpha} y_{t-1} + \tilde{u}_t</math></p> <p>(3) KPSS1: <math>H_0</math>: <math>y_t</math> serisi bir sabit içeren sıfır ortalamalı durağan bir prosestir: <math>y_t = \hat{\alpha} + \hat{u}_t</math>. <math>H_1</math>: <math>y_t</math> serisi bir birim kök prosesidir: <math>y_t = y_{t-1} + \hat{u}_t</math>. KPSS2: <math>H_0</math>: <math>y_t</math> serisi bir sabit ve trend içeren sıfır ortalamalı durağan bir prosestir: <math>y_t = \tilde{\alpha} + \tilde{\beta}t + \tilde{u}_t</math>. <math>H_1</math>: <math>y_t</math> serisi bir sabit içeren birim kök prosesidir: <math>y_t = y_{t-1} + \tilde{\alpha} + \tilde{u}_t</math>. KPSS, <math>LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \sigma_u^2</math> formülü ile tek yanlı bir LM (Lagrange Multiplier) test istatistiği önermektedir. Burada <math>S_t</math> kısmi hata toplamı ve <math>\sigma_u^2 = T^{-1} \left[ \sum_{t=1}^T u_t^2 + 2 \sum_{s=1}^{l-1} w(s, l) \sum_{t=s+1}^T u_t u_{t-s} \right]</math> uzun dönem varyans tahmin edicisidir. <math>T</math> kullanılabilir gözlem sayısı, <math>w(s, l) = 1 - (s/l + 1)</math> Newey-West Barlett penceresi kullanımı ile seçilen opsiyonel bir ağırlık fonksiyonu ve <math>l</math> parçalı gecikme sayısıdır.</p>
--

Uygulanan tüm test sonuçları, düzeyde, LIVA, MEM VE STD1 değişkenlerinin birim köke sahip olduklarının reddedilemediğini göstermektedir. Buna karşılık, LIVA, MEM VE STD1 değişkenlerinin birinci farkları alındığında uygulanan tüm birim kök testleri ile her bir serinin durağan hale getirildiği tespit edilmiştir. Sonuç olarak LIVA, MEM VE STD1 serileri fark durağan birer I(1) değişkendirler. O halde, incelenen değişken ikilileri arasında bir eşbütünlüşme ilişkisinin bulunup bulunmadığı araştırılmalıdır.

Çalışmamızda, STD1 ile LIVA, STD1 ile MEM ve LIVA ile MEM ikilileri arasında bir uzun dönem denge ilişkisinin bulunup bulunmadığı, hem doğrusal hem de doğrusal olmayan eşbütünlüşme testleri kullanılarak araştırılmaktadır. Burada uygulanan doğrusal eşbütünlüşme testleri, Engle-Granger, Johansen ve Shin (1994) eşbütünlüşme testleri ile Shin testinin Corradi, Swanson ve White (2000) (kısaca CSW) tarafından önerilen revizyonudur. Diğer taraftan, doğrusal olmayan eşbütünlüşme (nonlinear cointegration) nin varlığı Corradi, Swanson ve White (2000) tarafından geliştirilen bir test (bundan sonra CSW NLCI) yöntemi ile araştırılmaktadır. İktisat literatüründe, doğrusal olmayan durağan ekonomik değişkenlerin modellenmesine ilginin son yıllarda arttığı gözlenmektedir. Doğrusal olmayan değişkenlerin ekonomideki şoklara verdiği tepkiler karmaşık bir yapıya sahiptir, çünkü, stokastik trend bileşkelerine sahip doğrusal olmayan zaman serilerinin tipik bir özelliği, cari şokların, şokun işareti ve/veya büyüklüğüne bağlı olarak,

serinin hem geçmiş hem de gelecek gözlemleri üzerinde etki yaratması ve söz konusu etkilerin birbirlerinden farklı büyüklükte olmasıdır (Boswijk and Franses, 1996). İki ya da daha fazla değişken arasındaki doğrusal olmayan eşbütünleşme ise, değişkenler arası ilişkinin uzun dönemde dengeden küçük ya da büyük, negatif ya da pozitif sapmalara farklı biçimde tepki verebilmesi ifade etmektedir. Bununla beraber, doğrusal olmayan eşbütünleşme durumunun en zor yönü, söz konusu eşbütünleşme ilişkisinin test edilmesidir (Aparicio ve Escribano, 1998). Ancak, Corradi, Swanson ve White (2000) tarafından geliştirilen bir yöntem, doğrusal olmayan eşbütünleşmenin, doğrusal eşbütünleşmeye karşı test edilebilmesini mümkün kılmaktadır.

Corradi, Swanson ve White (2000), Shin (1994) eşbütünleşme testindeki  $C_{\mu}$  test istatistiğinin kritik değerlerini farklı sınırlı (limiting) asimptotik dağılıma göre yeniden tanımlamışlardır.<sup>5</sup> Böylece CSW, doğrusal olmayan gizli bir bileşkenin varlığı halinde uzun dönem varyansın sabit olmama ihtimalini, hesaplanan kritik değerlere yansıtmaktadırlar. CSW revizyonu altında hesaplanan  $C_{\mu}$  (CSW) test istatistiği için olası üç durum söz konusudur: a.) Hesaplanan  $C_{\mu}$  (CSW), CSW kritik değerinden küçükse, eşbütünleşme var boş hipotezi kabul edilir. b.) Hesaplanan  $C_{\mu}$  (CSW), Shin  $C_{\mu}$  kritik değerinden büyükse, eşbütünleşme yok alternatif hipotezi kabul edilir. c.) Hesaplanan  $C_{\mu}$  (CSW), CSW kritik değeri ile Shin  $C_{\mu}$  kritik değeri arasında bir bölgede yer alıyorsa, hata teriminin sabit varyanslı olmadığı düşüncesi reddedilebilir ve ara bölge için Shin testi uygulanır.

CSW NLCI testi, aşağıda tanımlanan doğrusal olmayan veri oluşum sürecinde yer alan hata terimi  $\hat{\eta}_t$ 'nin basit EKK ile tahminine dayanmaktadır.

$$\Delta\gamma' X_t = \alpha + \delta\gamma' X_{t-1} + \gamma'g(\theta' X_{t-1}) + \eta_t$$

Burada  $X_t$  incelenen zaman serileri vektörünü,  $\gamma' = (-\hat{\theta}_1/\hat{\theta}_2, 1) = (-\hat{\beta}, 1)$  ve  $\theta' = (-\hat{\theta}_1, \hat{\theta}_2)$  sırasıyla incelenen değişkenler arasında rankı bire eşit olan normalize edilmiş ve edilmemiş eşbütünleştirici vektörleri,  $\delta$  tahmin edilen karakteristik kökler toplamını temsil etmektedir.  $g$  ise doğrusal olmayan bir fonksiyondur. CSW NLCI testi,  $g$  için polinom olmayan bir logistik c.d.f. (cumulative distribution function) kullanımı önermektedir. Bu tür bir logistik c.d.f. ya  $g(x) = 1/(1+e^{-x})$  standart formuna ya da

<sup>5</sup> Shin (1994) eşbütünleşme testi iktisat literatüründe standart uygulanan bir yöntem olduğundan burada tekrarlanmamaktadır. Ayrıntılı bilgi için bkz: Shin (1994).

$g(x)=[2/(1+e^{-x})-1]$  yarı genelleştirilmiş formuna sahip olabilir. CSW NLCI testinin asimptotik  $\chi^2$  dağılımına sahip test istatistiği  $(m_t^\tau)^2$ , tahmin edilen hata terimi  $\hat{\eta}_t$ 'ya bağlıdır ve  $(m_t^\tau)^2 = T^{-1} \left[ \sum_{t=2}^T \hat{\eta}_t \left[ g(\hat{\gamma}'_t X_{t-1} \tau) - \bar{g} \right] / \hat{\sigma}_1^2 \right]^2$  formülü ile hesaplanmaktadır. Burada  $\bar{g} = T^{-1} \sum_{t=2}^T g(\hat{\gamma}'_t X_{t-1} \tau)$ 'dır ve  $\hat{\sigma}_1^2$  uzun dönem varyansın tutarlı bir tahmin edicisi olup parçalı gecikme sayısı l'ye bağlı olan Newey-West ağırlık fonksiyonu kullanımı ile oluşturulmaktadır:

$$\hat{\sigma}_1^2 = T^{-1} \sum_{t=2}^T (\hat{\eta}_t^\tau)^2 + T^{-2} \sum_{t=2}^T (1 - (t/l+1)) \sum_{j=t+1}^T \hat{\eta}_j^\tau \hat{\eta}_{j-t}^\tau \quad \text{ve}$$

$$\hat{\eta}_t^\tau = \left[ \left[ g(\hat{\gamma}'_t X_{t-1} \tau) - \bar{g} \right] - \frac{T^{-1} \sum_{t=2}^T \left[ (\hat{\gamma}'_t X_{t-1} - \hat{\gamma}'_t \bar{X}) (g(\hat{\gamma}'_t X_{t-1} \tau) - \bar{g}) \right]}{T^{-1} \sum_{t=2}^T \left[ \hat{\gamma}'_t X_{t-1} - \hat{\gamma}'_t \bar{X} \right]^2} (\hat{\gamma}'_t X_{t-1} - \hat{\gamma}'_t \bar{X}) \right] \hat{\eta}_t$$

Burada  $\tau$  doğrusal olmayan bir bileşkenin varlığı halinde iki veri seti arasındaki kombinasyonda düzleştirme amacıyla kullanılan bir nüans parametresidir ve nüans parametresi için her hangi bir reel sayı seçimi uygundur (Stinchcombe ve White, 1998 ve Bierens, 1990).<sup>6</sup>

Tablo 8, uygulanan eşbütünleşme test sonuçlarını özetlemektedir. Engle-Granger, Johansen, Shin ve Shin testine CSW revizyonu ile STANDART1 ve LIVERPOOL A, STANDART1 ve MEMPHIS ile MEMPHIS ve LIVERPOOL A değişkenleri arasında bir eşbütünleşme bulunduğu tespit edilmektedir. Ayrıca CSW NLCI testi ile LIVERPOOL A ile MEMPHIS arasındaki uzun dönem ilişkinin doğrusal olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Bununla beraber, Johansen eşbütünleşme testi ile, STANDART1 ve LIVERPOOL A ile STANDART1 ve MEMPHIS arasındaki uzun dönem ilişkinin bir trende sahip olduğu tespit edildiği için, söz konusu değişkenler arasında doğrusal olmayan bir uzun dönem ilişkinin varlığı CSW NLCI testi ile araştırılamamıştır. Zira, CSW NLCI testi veri oluşum sürecinde bir trendin yer almadığı düşüncesinden hareketle geliştirilmektedir. Ancak, belirtilmesi gerekir ki, Shin testine CSW revizyonu STANDART1 ve LIVERPOOL A ile

<sup>6</sup> CSW NLCI test istatistiğinin gücü nüans parametresi seçiminden bağımsız olup, sadece büyüklüğü adı geçen parametreye bağlıdır. Bununla beraber, asimptotik  $\chi^2$  dağılımına sahip  $(m_t^\tau)^2$  test istatistiği için boş hipotezin reddi ya da kabulü Bonferroni Sınır (bound) uygulaması altında elde edilen uyumlanmış P-değeri (P-value) seçimine bağlı olduğu için test istatistiği büyüklüğündeki değişmelerin etkisi de ortadan kalkmaktadır.

Pamuk Fiyatlarının Etkinliği

STANDART1 ve MEMPHIS eşbütünleşme ilişkilerinin doğrusal olmayan bir yapıya sahip olabileceğine dair bir gösterge niteliği taşımaktadır, çünkü, hesaplanan tüm  $C\mu$  (CSW) test istatistikleri, CSW kritik değerlerinden daha küçüktür. Böylece, uygulanan eşbütünleşme testleri, STANDART1, LIVERPOOL A ve MEMPHIS borsalarında belirlenen pamuk fiyatları arasında uzun dönemde bir denge ilişkisi bulunduğu ve söz konusu ilişkilerin de doğrusal olmayabileceği bulguları ile sonuçlanmaktadır.

**Tablo 8: Engle-Granger, Johansen, Shin, Shin Testine CSW Revizyonu ve CSW NLCI Eşbütünleşme Test Sonuçları**

<b>Engle-Granger Eşbütünleşme Testi</b> <sup>(1)</sup>			
	<b>STD1-LIVA</b>	<b>STD1-MEM</b>	<b>MEM-LIVA</b>
	p=4	p=4	p=5
ADF1	-2,8580 <sup>a</sup> (-2,5809)*	-2,7909 <sup>a</sup> (-2,5809)*	-2,6151 <sup>a</sup> (-2,5810)*
	p=4	p=4	p=5
ADF2	-2,8465 <sup>a</sup> (-2,5780)***	-2,7844 <sup>a</sup> (-2,5809)***	-2,6238 <sup>a</sup> (-2,5781)***
	p=0	p=1	p=1
ADF3	-5,0050 <sup>a</sup> (-4,0263)*	-3,6588 <sup>a</sup> (-3,4428)**	-5,2469 <sup>a</sup> (-4,0268)*
<b>Johansen Eşbütünleşme Testi</b> <sup>(2)</sup>			
$\lambda_{\text{trace}}$	25,89 <sup>a</sup> (30,45)*	27,66 <sup>a</sup> (30,45)*	31,49 <sup>a</sup> (20,04)*
<b>Shin Eşbütünleşme Testi</b> <sup>(3)</sup>			
C	0,7734 <sup>b</sup> (1,199)**	0,7503 <sup>b</sup> (1,199)**	0,2082 <sup>b</sup> (1,199)**
$C\mu$	0,0962 <sup>b</sup> (0,314)**	0,0980 <sup>b</sup> (0,314)**	0,0903 <sup>b</sup> (0,314)**
$C\tau$	0,0359 <sup>b</sup> (0,121)**	0,0200 <sup>b</sup> (0,121)**	0,0394 <sup>b</sup> (0,121)**
<b>Shin Testine CSW Revizyonu</b> <sup>(4)</sup>			
$C\mu$ (CSW)	0,1463 <sup>b</sup> (0,150)**	0,1111 <sup>b</sup> (0,121)***	0,1349 <sup>b</sup> (0,150)**
<b>CSW NLCI</b> <sup>(5)</sup>			
$(m\tau_t)^2$	- (-)	- (-)	9,4331 (0,01)*

Not : Burada, \*  $\alpha=0,01$  \*\*  $\alpha=0,05$  ve \*\*\*  $\alpha=0,10$  anlamlılık düzeylerine ait kritik değerleri temsil etmektedir. Hesaplanan test istatistiklerine ait parantez içinde verilen değerler, ilgili istatistik değerine ait kritik değerleri göstermektedir.

<sup>a</sup> Hesaplanan test istatistiği değeri için boş hipotezin, alternatif hipotez lehine reddedildiğini, <sup>b</sup> hesaplanan test istatistiği değeri için boş hipotezin, alternatif hipoteze karşı reddedilemediğini göstermektedir. Shin tipi testlerde b işareti, Engle-Granger ve

(Tablo 8'in devamı)

Johansen tipi testlerde  $\alpha$  işaretine eşanlıdır ve eşbütünleşmenin varlığını temsil etmektedir.

(1) Eşbütünleşme yok boş hipotezine karşı, eşbütünleşme var alternatif hipotezini test eden Engle-Granger testinin uygulanmasından önce LIVA ve STD1, MEM ve STD1 ile MEM ve LIVA değişkenleri arasında Granger nedensellik testi yapılmıştır. Test sonuçları, LIVA ve STD1 ile MEM ve STD1 değişkenleri arasındaki karşılıklı nedensellik ilişkisinin reddedilemediğini verirken, LIVA'nın MEM'i belirlediğini tespit etmiştir. Bu durumda, LIVA ve STD1 ile MEM ve STD1 arasındaki ilişkilerde STD1, LIVA ve MEM arasındaki ilişkilerin tespiti için ise LIVA bağımlı değişken olarak seçilmiştir. ADF birim kök testinin, Tablo 1'de verilen üç ayrı versiyonu ile durağanlık testi yapılmıştır. Burada uygun gecikme değerleri (p), AIC değerlerine bakılarak belirlenmiştir.

(2) Eşbütünleşme yok boş hipotezine karşı, rankı 1'e eşit bir eşbütünleştirici matris bulunduğu alternatif hipotezini test eden Johansen testi için LIVA, MEM ve STD1 ikilileri arasındaki Granger nedensellik ilişkisinin yönü dikkate alınmıştır.  $\lambda_{\text{trace}}$  istatistiklerinin hesaplanmasında uygun model seçimi AIC ve Schwarz Bayesian Kriteri (SBC) değerleri karşılaştırılarak araştırılmıştır. STD1-LIVA ve STD1-MEM için en uygun modelin, eşbütünleştirici ilişkide bir sabit ve bir trend ile veride doğrusal bir deterministik trend içeren model olduğu, MEM-LIVA ikilisi için ise bir sabit ve veride doğrusal bir deterministik trend içeren model olduğu sonuçlarına ulaşılmıştır. Ayrıca uygun gecikme aralıkları AIC, SBC ve olabilirlik oran (likelihood ratio) istatistikleri hesaplanarak LIVA-STD1 ve MEM-STD1 için 4, MEM-LIVA için ise 1 olarak tespit edilmiştir.

(3) Shin test istatistikleri için parçalı gecikme sayısı, Newey-West ile her üç değişken ikilisi için 4 olarak seçilmiştir. Shin 1, 2 ve 3 versiyonlarına ait uygun gecikme sayıları (p) seçimi için ise AIC değerleri karşılaştırılmıştır. STD1-LIVA ve STD1-MEM için Shin 1 ve Shin 2 versiyonlarında  $p=5$ , STD1-LIVA için Shin 3 versiyonunda  $p=4$ , STD1-MEM için Shin 3 versiyonunda  $p=4$ , MEM-LIVA için Shin 1 versiyonunda  $p=4$  ve Shin 2 ve 3 versiyonlarında  $p=5$  olarak tespit edilmiştir. Shin testi kritik değerleri Shin (1994)'den alınmıştır.

(4)  $C_{\mu}$  (CSW) test istatistiği, parçalı gecikme sayısı  $l=4$  seçimi ile hesaplanmıştır. Shin testine CSW revizyonu için hesaplanan test istatistiklerine ait kritik değerler Corradi, Swanson ve White (2000) kritik değerleridir.

(5) CSW NLCI test istatistiğinin hesaplanmasında Granger nedensellik ve Johansen eşbütünleşme test sonuçları dikkate alınmıştır. CSW NLCI testi veri oluşum prosesinde bir trendin yer almadığı düşüncesi üzerine geliştirilmiş olduğundan, söz konusu test sadece MEM ve LIVA arasındaki ilişkilerin araştırılabilmesine olanak sağla-



## Pamuk Fiyatlarının Etkinliği

(Tablo 8'in devamı)

maktadır. MEM-LIVA için Johansen eşbütünlük testi ile tahmin edilen normalize edilmemiş ve normalize edilmiş eşbütünlük katsayıları ile karakteristik kökler toplamı  $-\hat{\theta}_1=3,324828$ ,  $\hat{\theta}_2=-3,46503$ ,  $-\hat{\beta} = -0,959538$  ve  $\delta=0,205253$  olarak bulunmuştur. Ek olarak, doğrusal olmayan g fonksiyonu yerine genelleştirilmiş yarı logistik c.d.f. formu kullanılmıştır. CSW NLCI test istatistiğine ait parantez içindeki değer, Hochberg (1988) Bonferroni sınır yönteminde  $\alpha_c = \min_{j=1, \dots, \tau} (m - j + 1) P_{(j)}$  formülü ile hesaplanması önerilen düzeltilmiş anlamlılık düzeyi  $\alpha_c$ 'yi göstermektedir. m hesaplanan test istatistiklerinin sayısıdır. CSW NLCI test istatistiğinin hesaplanmasında nüans parametresi için  $\tau = \{0.01, 0.03, 0.05\}$  seçimi yapılmıştır, dolayısıyla  $m=3$ 'tür.  $P_{(j)}$  ise  $l=3$  olarak seçilen parçalı gecikme sayısına karşılık üç farklı  $\tau$  değeri için hesaplanan CSW NLCI test istatistiklerine ait P-değerlerini tanımlamaktadır. Hesaplanan düzeltilmiş anlamlılık düzeyi,  $\alpha=0,05$  anlamlılık düzeyinde doğrusal eşbütünlük var boş hipotezinin, doğrusal olmayan eşbütünlük olduğu alternatif hipotezi lehine reddildiğini ifade etmektedir. (Zira,  $\alpha_c < \alpha$ 'dır.)

### 5. Sonuç

Bu çalışmada Türkiye'deki pamuk borsalarının fiyat bakımından etkinliği araştırılmaktadır. Etkinliğin sınanabilmesi için ülke içi borsa fiyatlarının uluslararası fiyatlarla rekabet edebilirliği ortaya konulmalıdır. Diğer bir ifadeyle fiyatların uluslararası fiyatlardan farklılaşp farklılaşmadığı, farklılaşma varsa bunun ne ölçülerde olduğunun tespit edilmesinin, pamuk piyasasının etkin işleyişi konusunda yargılara ulaşmada yardımcı olabileceği düşünülmektedir.

Teorik açıdan bakıldığında pamuk, diğer bir çok tarımsal ürün için olduğu gibi teknolojik gelişmelere karşın, üretimi doğa koşullarına önemli ölçüde bağlı bulunan bir üründür. Bu nedenle ülke içi borsalarda oluşan fiyatların kısa dönemde uluslararası piyasa fiyatının altında veya üstünde gerçekleşmesi beklenebilir. Ancak uzun dönemde ülke içi fiyat ile uluslararası fiyat arasında meydana gelebilecek farklar, piyasanın etkin işleyişi hakkında bazı sapmaları akla getirmektedir. Ayrıca borsalarda fiyatların belirlenme süreci doğrusal olmayabilir. Bu nedenle çalışmada hem doğrusal, hem de doğrusal olmayan eşbütünlük analizi yapılmıştır. Analizde Türkiye pamuk fiyatlarını temsilen Ege Standart 1 pamuğu günlük fiyat verileri, uluslararası pamuk fiyatlarını temsilen Liverpool ve Memphis borsaları fiyat verileri kullanılmıştır. Veri olarak İzmir Ticaret Borsası'nda işlem gören Ege Standart 1 pamuğunun seçilmesinin iki sebebi bulunmaktadır. Birincisi Ege Standart 1 pamuğu uzun

elyafı sebebiyle kaliteli bir pamuk olup, uluslararası piyasalardaki diğer kaliteli pamuklarla eş değer sayılmaktadır. Bu durum aynı ürünün aynı kalitedeki türlerinin karşılaştırılabilmesine olanak tanımaktadır. İkincisi Türkiye'deki pamuk fiyatlarının tespitinde İzmir Ticaret Borsası'nın "yönlendirici" işlevidir. Zira İzmir Ticaret Borsası'nın belirlediği fiyat, ülke içerisindeki diğer borsalar için bir "referans fiyat" olarak kabul edilmektedir. Yapılan eşbütünleşme analizleri, Türkiye'deki pamuk borsalarında işlem gören pamuğun fiyatının etkin olarak belirlendiği sonucunu vermiştir. Dolayısıyla yaygın kanının aksine Türkiye'deki pamuk borsaları uluslararası borsalara paralel işlemekte ve borsalar arasında güçlü sayılabilecek bir etkileşim bulunmaktadır.

Tarım politikası açısından düşünüldüğünde etkinlik açısından elde edilen bu sonuç, tarımsal ürün fiyatlarının belirlenmesinde müdahaleci yöntemin yerine ürün borsalarında fiyatların serbestçe belirlenmesi yönteminin hem üretici hem de tüketici açısından daha yararlı olduğu anlamına gelmektedir. Pamuk için ortaya konulan bu yaklaşım, Türkiye'de devletçe alımı yapılan diğer ürünler için de uluslararası normlarda hizmet veren ürün borsalarının kurulup geliştirilmesi düşüncesini beraberinde getirmektedir. Bu bağlamda 2001 yılında Dünya Bankası desteğinde uygulamaya konulan Tarımsal Destek Programı içerisinde yer alan borsaların daha iyi ve düzenli işleyişinin sağlanması yönündeki tercihin doğru tercih olduğu düşünülmektedir.

#### **ABSTRACT**

This study investigates the efficiency of cotton prices that formed at stock exchanges. In order to measure the efficiency, the relations between cotton prices in Turkey and international cotton prices have been investigated by the fact that short termed price fluctuations can exist because of the nature of agricultural products and prices can not always be determined linearly. In this paper, both linear and non linear cointegration analysis has been implemented. Findings exhibit that there is a relation between the prices form at Turkey and international stock exchanges. In terms of agricultural policy perspective, findings imply that the process of price determination by stock exchanges is more appropriate compared with interventory process in the sense of efficiency in Turkey.

#### **KAYNAKÇA**

AKYIL, N., A. BAYANER, F. FULLER, A. KOÇ ve H. ŞENGÜL (2001)  
*Türkiye'de Pamuk Pazarı: Gelecekteki Talebi Etkileyen Faktörlerin Değerlendirmesi*, Tarımsal Ekonomi Araştırma Enstitüsü, Ankara.

*Pamuk Fiyatlarının Etkinliđi*

- APARICIO, F. M. ve A. ESCRIBANO (1998) "Information-Theoretic Analysis of Serial Dependence and Cointegration.", *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 3: 119-140.
- BIERENS, H. J. (1990) "A Consistent Conditional Moment Test of Functional Form.", *Econometrica*, 58: 1443-1458.
- BOSWIJK P. H. ve P. H. FRANSES (1996) "Common Persistence in Nonlinear Autoregressive Models.", (Draft), Econometric Institute, Erasmus University, *Rotterdam*.
- CORRADI, V., N. R. SWANSON ve H. WHITE (2000) "Testing for Stationarity-Ergodicity and for Comovements between Nonlinear Discrete Time Markow Processes.", *Journal of Econometrics*, 96: 39-73.
- COTTON: *Review of World Situation* (2000) March, April.
- DİE, *Türkiye'de Tarımsal Yapı ve İstihdam* Ed: Tuncer Bulutay (1998), Ankara.
- DPT, *Temel Ekonomik Göstergeler* (2001) Şubat, Ankara.
- DTM, *Pamuk İthalat ve İhracat İstatistikleri* (2001) Haziran, Ankara.
- FAMA, Eugene F. (1970) "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work.", *Journal of Finance*, 25: 383-417.
- GÜMÜŞ, M. (1999) "Türkiye'de Kooperatif Birlikleri.", *Pamukta Tarım ve Sanayi Entegrasyonu: 76-90*, Tarımsal Ekonomi Araştırma Enstitüsü, Ankara.
- HOCHBERG, Y. (1988) "A Sharper Bonferroni Procedure for Multiple Tests of Significance.", *Biometrika*, 75: 800-802.
- İzmir Ticaret Borsası 1999 İktisadi Raporu (1999) *İzmir Ticaret Borsası Yayın* No: 69, İzmir.
- KWIATKOWSKI, D., P. C. B. PHILLIS, P. SCHMIDT, and Y. SHIN (1992) "Testing the Null of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We the Economic Time Series Have a Unit Root?", *Journal of Econometrics*, 54: 159-78.

- MANANYI, A. ve J. STRUTHERS (1997) “Cocoa Market Efficiency: A Cointegration Approach.”, *Journal of Economics Studies*, 24: 141-151.
- NEWAY, W. K. ve K. D. WEST (1987) “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix.”, *Econometrica*, 55: 703-708.
- Pamuk Pazarlama Ders Kitabı (1998) Tekstil, Konfeksiyon Araştırma-Uygulama Merkezi Yayını, Emel Akın Meslek Yüksekokulu.
- SEPHTON, P. S. (1995) “Response Surface Estimates of the KPSS Stationarity Test.”, *Economics Letters*, 47: 255-261.
- SHIN Y. (1994) “A Residual-Based Test of the Null of Cointegration against the Alternative of No Cointegration.”, *Econometric Theory*, 10: 91-115.
- SHIN, Y. ve P. SCHMIDT (1992), “The KPSS Stationarity Test as a Unit Root Test.”, *Economics Letters*, 38: 387-392.
- STINCHCOMBE, M. B. ve H. WHITE (1998) “Consistent Specification Testing with Nuisance Parameters Present only under the Alternative.”, *Econometric Theory*, 14: 295-325.
- Zirai ve İktisadi Rapor 1999-2000 (2001) Türkiye Ziraat Odaları Birliği, Yayın No: 204, Ankara.