

Yapısal Kırılma Varlığında Türkiye ve Dünya Buğday Fiyatlarının Nedensellik Analizi

Doğan UYSAL¹¹

Arzu KAN²²

Şerife ŞAYLAN³

Özet: Bu çalışmada, Türkiye ve dünya buğday fiyatlarındaki 1996:06–2007:10 dönemine ait nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Zaman serilerinde geleneksel birim kök testinin (Augmented Dickey Fuller) yanı sıra, yapısal kırılmanın varlığının tespiti için, Tekrarlı Tahmin Yöntemi ve Philips Perron birim kök testi kullanılmış ve Türkiye ve Dünya buğday fiyatları arasında Granger nedensellik analizi yapılmıştır. Philips Perron ve ADF testi sonuçları benzer şekilde verilerin fark durağan olduğunu göstermiştir. Standart Granger nedensellik testi sonuçlarına göre %90 güven sınırında dünya buğday fiyatlarının, Türkiye buğday fiyatlarının oluşumunda etkili olduğu sonucuna varılmıştır. Ancak bu durum, daha yüksek güven düzeylerinde Türkiye’de buğday fiyatlarının oluşumunu dış şartlardan daha çok içsel ekonomik, siyasi ve buğday arz durumu gibi faktörlere bağlı olduğunu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Buğday fiyatı, Yapısal kırılma, Nedensellik, Zaman serileri

Cointegration Analyze in the Presence of Structural Break Between Turkey and World Wheat Prices

Abstract: In this paper, the cointegration between Turkey and world wheat price belonging to 1996:06–2007:10 period was investigated. Augmented Dickey Fuller (ADF) Test, which is Unit Root Test, was used to determine stationary of the time series, Recursive Estimation and Philips Peron Unit Root Test were used to determine the structural breakpoints and Granger Cointegration analyze was used between Turkey and World wheat prices. The result of Philips Perron and ADF test showed that the first difference of the data was stationary. According to standard Granger Cointegration analyze results, in 90% confidence level that the forming causes of the Turkey wheat price was world wheat price. This result in higher confidence level showed that the forming of Turkey wheat price was changing depending to like as internal condition, politic and wheat supply factors rather than external conditions.

Key Words: Wheat price, Breakpoints, Cointegration, Time series

1. Giriş

Diğer ülke ekonomilerinde olduğu gibi Türkiye ekonomisinde de ekonomik ve sosyal yaşamda büyük öneme sahip olan tahıl sektörü, tarım sektörünün temelini oluşturması nedeniyle hem üretici hem de tüketici kesimi ilgilendiren bir yapıya sahiptir. Tahıllar kapsamında üretici gelirine katkı ve istihdam açısından özel bir konuma sahip olan buğday üretimi, ülkenin ekonomik ve sosyal boyutunu yansıtmak için kullanılan önemli göstergelerden birini oluşturmaktadır(Koç, 2005: 130).

¹ Doç. Dr. Selçuk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, KONYA

² Araş. Gör. Selçuk Üniversitesi, Ziraat Fakültesi, Tarım Ekonomisi Bölümü, KONYA

³ Araş. Gör. Selçuk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, KONYA

Türkiye'nin toplam ekilen alan ve üretim hacmi açısından son yirmi yıllık süreç göz önüne alındığında, neredeyse her bölgede üretiminin yapılması nedeniyle tarla ürünleri arasında ilk sırayı buğday almaktadır. Türkiye'de tarım faaliyetine ayrılan toplam 26 milyon hektarlık alan içerisinde; hububat üretimi yapılan 13 milyon hektarlık kısmın üçte birinden fazlasına karşılık gelen 8,5 milyon hektarlık arazi buğday üretimine tahsis edilmiştir. Üretilen yıllık ortalama 20 milyon ton buğday, yurtiçi tüketim için çoğu zaman gerekli miktarı karşılamış olmakla birlikte artan nüfus ve mevsimsel etkilerden kaynaklanan kalite sorunu nedeniyle bazı yıllarda ithalata da gereksinim duyulmuştur (TMO, 2007).

Dünya buğday ticaretinde ABD, Avrupa Birliği, Kanada, Avustralya, Arjantin, Cezayir, Brezilya, Mısır ve Japonya'nın önemli paya sahip olduğu söylenebilir. Özellikle ABD ve Avrupa Birliği ülkelerinde tarımsal ürünlere yönelik ihracat sübvansiyonları, bu ülkelerin dünya piyasalarına üretim maliyetinin çok altında ürün arz etmelerini mümkün kılmaktadır. Öte yandan ülkemizde üretim yapan işletmelerin sistemli bir yapıya sahip olmaktan uzak ve üretimde yoğun olarak kuru tarım yapmakta olması buğday üretim maliyetini artırıcı sonuçlar doğurmuştur. Türkiye açısından buğdayın stratejik niteliği ve büyük bir üretici kesimini ilgilendirmesi, bu ürünün fiyatına devlet tarafından sürekli müdahale edilme ihtiyacını da beraberinde getirmiştir. Sonuç olarak müdahaleli buğday fiyatları, dünya fiyatlarının üzerinde olmuş ve bu nedenle dış dünya ile rekabet daha da güç bir hal almıştır(TMO, 2007).

Tarım sektörünün Türkiye ekonomisindeki önemi zaman içinde nispi olarak azalmış olmasına rağmen, yurtiçi gıda talebinin karşılanması, sanayi sektörünün ihtiyaç duyduğu girdinin sağlanması, ihracat ve yarattığı istihdam imkânlarından dolayı taşıdığı önem göz ardı edilemez. Türkiye ekonomisinde tarım sektörünün GSMH içindeki payının uzun dönemde giderek azalan bir seyir izlemesi, sanayileşme politikalarına ve hizmet sektöründeki gelişmeye daha büyük önem verilmesinin doğal bir sonucudur(Miran, 2005: 9).

Bu çalışmada, Haziran 1996 ile Ekim 2007 arası dönem için Türkiye buğday fiyatları (www.tuik.gov.tr) ile Dünya buğday fiyatları (www.usda.gov) arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmaktadır ve Türkiye'deki buğday fiyatlarının oluşumunda dünya buğday fiyatlarının etkili olup olmadığı ortaya konulmaya çalışılmaktadır. Ayrıca Türkiye için referans fiyat olarak kabul edilen buğday çeşidi fiyatlarının eş-bütünleşik olup olmadığı, Johansen ve ark (2000) tarafından ortaya konulan yapısal kırılmalı eş-bütünleşme metodu ile analiz edilmiştir. Analizlerde Türkiye Buğday Fiyatları (TURKP) ve Dünya Buğday Fiyatları (WORLDP) dolar olarak ifade edilmiş ve doğal logaritmaları kullanılmıştır. Değişkenlerin doğal logaritmalarının kullanılması durumunda tahmin edilen parametreler elastikiyete eşit olacak, bu da parametrelerin yorumunda kolaylık sağlayacaktır. Aylık verilerin kullanıldığı çalışmalarda genellikle, mevsimsel etkilerden arındırılmış veriler kullanılmasına karşın

mevsimler düzeltme yapılmamıştır. Çünkü, Davidson and MacKinnon (1993) birim kök testlerinin uygulanmasında mevsimsel etkilerden arındırılmış verilerin kullanımının, eğilimli sonuçlara neden olabileceğini ileri sürmüşlerdir. Bu nedenle, benzer şekilde değişkenleri mevsim etkisinden arındırmak için, gölge değişkenlerin (DUM1, DUM2, DUM3) modele dahil edilmesi uygun bulunmuştur.

2. Teorik Çerçeve

Tarım ürünleri piyasasının devlet tarafından çok fazla müdahaleye konu olması, tarım ürünleri ticaretinin Dünya Ticaret Örgütü görüşmelerinde üzerinde yoğun tartışmalar yapılan konular arasında yer alması sonucunu beraberinde getirmiştir. Bu bağlamda zaman içinde ülkeler arası ticareti artırmak ve üretimde etkinliği sağlamak amacıyla, ticari engellerin kaldırılmasına yönelik çalışmalar yoğunlaşmış ve tarım ticareti de bu kapsamda yerini almıştır(Dölekoğlu, 2003: 1).

Uluslararası ticaret, arbitrajı ortadan kaldırarak mal fiyatlarını eşitleyeceği için piyasalardaki entegrasyon seviyesinin arttıracak ve zaman içinde ticareti yapılan ürünlerin fiyatları arasındaki farklılıkların azalması sonucunu beraberinde getirecektir(Baldwin ve Yan, 2004: 2). Diğer bir ifadeyle uluslararası ticaret ortağı konumundaki ülkelerde, ticareti yapılan mal fiyatlarının eşitlenmesi, uluslararası piyasalarla entegrasyonun da bir göstergesi olarak kabul edilmektedir(Baffes, 1991: 1265).

Diğer bir ifadeyle, ülkeler arasında ticaret öncesi varolan fiyat farklılıklarının ticarete açılmakla birlikte azalarak, ortak bir para birimi üzerinden aynı değere ticaret yapılması durumu tek fiyat kanunu olarak adlandırılmaktadır(Isard, 1977: 942). Ticaretin sonrası ülkelerarası mal fiyatlarının eşitlenebilmesi için başka bir ifadeyle tek fiyat kanununun işleyebilmesi için öncelikli koşul mal fiyatları arasında arbitrajın varlığıdır(Baffes, 1991: 1265).

Klasik tek fiyat kanununa göre, ticaret ortağı iki piyasadan birinde meydana gelen herhangi bir fiyat değişimi, diğer piyasaya da yansiyarak denge fiyatının değişmesine yol açacaktır. Bu ilişkiden hareketle (1) numaralı eşitliği yazmak mümkündür(Goodwin, 1992: 118):

$$P_t^1 = a + \beta P_t^2 + e_t \quad (1)$$

Denklemden yer alan P_t^1 ve P_t^2 parametreleri, iki farklı piyasaya ait mal fiyatlarını temsil etmektedir. Eşitlikten anlaşılacağı üzere β , istatistiksel olarak 1'den çok fazla farklılaşmadığı sürece tek fiyat kanunu geçerliliğini koruyacaktır. Böylesi bir denklem pek çok zayıflığı da bünyesinde taşımaktadır.

Klasik tek fiyat kanununa göre fiyatların uluslararası piyasalarda, ticari ortaklar tarafından birlikte belirlenmesi gerekliliđi, iki deđiřkenli denklemlerde eř zamanlılık sorununu da beraberinde getirmektedir. Eřitlik aracılıđıyla tek fiyat kanununa yoneltlen ikinci eleřtiri ise tařıma maliyetlerinin oluřturduđu sınırlar arasında fiyatların deđiřim gosterebileceđidir(Goodwin, 1992: 118).

Tarifeler ve tařıma maliyetleri göz ardı edildiđinde uluslararası ticaretle birlikte farklı ülkelerde özdeř malların fiyatlarının eřitlenmesi, piyasalardaki arbitraj tarafından sađlanacak ve ticaret ortađı ülkelerde tek fiyat kanunu geđerli olmuř olacaktır. Piyasalar ve ürün hakkında tam bilgiye eriřimin her zaman mümkün olmaması, uzun dönemli geđerme sahip alıcı-satıcı iliřkileri, tüketici alışkanlıklarındaki atalet řeklinde sıralanabilecek nedenlerden ötürü, kısa dönemde tek fiyat kanunundan sapmalar olmakla birlikte, uzun dönemde bu sapmalar ortadan kalkmaktadır(Vataja, 2000: 399). Tek fiyat kanunu, geniř bir perspektiften deđerlendirildiđinde ekonomistler tarafından satın alma gücü paritesi hipotezinin(PPP) temel tařı olarak kabul edilmekte ve bu iki kavram, uluslararası iktisadın temel kabulleri arasında yer almaktadır(Haskel ve Wolf, 2001: 545). İki farklı piyasada mal fiyatlarının eřitlenmesini sađlayan mekanizma olan satın alma gücü paritesi(PPP)yaklařımı, döviz kurlarının iki ülkedeki fiyat düzeylerinin oranı olduđu savı üzerine kurulur(Ardeni, 1989: 662).

Bu çerçevede yapılan pek çok uygulamalı çalıřma sonuçlarına göre satın alma gücü paritesi ve tek fiyat kanunun geđersizliđi iddiasına donuk olarak ortaya konulan karşı savlar ülkeler arasında iřlem maliyetlerinin farklı olması noktasına dayanmaktadır(Kostov, 2006: 2).

Tek fiyat kanunu, kanun olma sıfatına rađmen ekonomi literatüründe yer bulan diđer kanunlara kıyasla çok daha yođun olarak uygulamalı arařtırmalara konu olmaktadır. Bu kanunun geđerliliđi pek çok arařtırmanın temel arařtırma konusunu oluřturmasına karşın uluslararası tarımsal ticarete ait modellerin kurulması noktasında geđerliliđi konusunda řüphe duyulmaksızın a priori olarak kabul edilmektedir(Miljkovic, 1999: 126). Literatürde yer alan farklı ülke ve dönemleri kapsayan bazı çalıřmalar ve sonuçlarına literatür taraması bařlıđı altında yer verilecektir.

3. Literatür Taraması

Ardeni(1989) Avustralya, Kanada, İngiltere ve ABD ülkelerinde 1965-1985.3 döneminde üçer aylık verilerle buđday, pamuk, et, řeker, çay, kalay ve çinko gibi sınırlı sayıdaki ürünleri temel alarak yapmıř olduđu Engle-Granger

koentegrasyon analizi sonucunda pek çok üründe tek fiyat kanununun geçerliliğinin olmadığını söylemiştir.

Baffes(1991) dört ülkeden yedi mal grubuyla taşıma maliyetlerini de dikkate alarak yapmış olduğu çalışma sonucunda tek fiyat kanununun özünde doğrulandığı fakat işlem maliyetlerini dikkate alan analizlerde ise geçerliliğini koruyamadığını ortaya koymuştur.

Goodwin(1992), 1978.1-1989.12 dönemi aylık verileri yardımıyla Kanada, ABD, Japonya, Avustralya, Rotterdam ülkelerine ait uluslararası buğday piyasası verilerini çok değişkenli analiz yöntemiyle test etmiş ve taşıma maliyetleri göz ardı edildiği zaman uzun dönemde tek fiyat kanununun işlemediği ancak buğday fiyatları nakliye ücreti göz önünde bulundurularak yeniden düzenlendiğinde tamamen geçerli olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Zanias(1993), Engle-Granger koentegrasyon analiz tekniğini kullanarak haftalık gözlemlerle buğday, süt, patates ve domuz kemiği ürünlerini baz alarak yapmış olduğu çalışma neticesinde tek fiyat kanununun geçerliliğini kabul etmektedir.

Bessler and Fuller(1993), Houston ve kıyı gerisinde bulunan 12 piyasadandan elde ettiği ortalama aylık buğday fiyatlarını iki aşamalı Engle-Granger ve Johansen maksimum olabilirlik yöntemleriyle teste tabi tutmuş ve ulusal sınırlar içinde bölgesel buğday fiyatları için tek fiyat kanununun geçerli olacağı sonucuna ulaşmıştır.

Mohanty ve diğerleri(1995), ABD ve Kanada buğday fiyatlarını temel alarak koentegrasyon ve hata düzeltme yöntemlerini 1978.1-1993.6 dönemi aylık verilerine uyguladıkları çalışmaları sonucunda Kanada'nın piyasada fiyat lideri olduğunu ve uyguladığı politikalarda Kanada bağımsız davranırken, ABD'nin fiyat belirleme hususunda Kanada'dan bağımsız davranmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Parsley ve Wei(1996), ABD'de bulunan 48 şehre ait 51 fiyat değerlerini kullanarak yapmış oldukları panel data analizi sonucunda fiyatların beklenenden daha hızlı biçimde birbirine yaklaştığı sonucuna varmıştır.

Baffes ve Ajwad(1998), ABD, Yunanistan, Orta Asya ve Batı Afrika'ya ait 1985-1987 ve 1995-1997 dönemlerine ait haftalık datalarla pamuk piyasasında fiyat ilişkilerini incelemişler ve bölgeler arasında fiyat bağlantısı olmasını bilgi teknolojisindeki ilerlemeler ve pamuk alt sektörlerinde liberalleşme yolunda atılan adımlar şeklinde sıralanabilecek iki nedene bağlamışlardır. Yapılan analiz sonucunda Orta Asya ve Batı Afrika'da her iki dönemde de iyi şekilde fiyat bağlantısı olduğu ancak ABD ve diğer piyasalar arasında böyle bir bağlantısından söz edilemeyeceği sonucuna ulaşmışlardır.

Baldwin ve Yan(2004), uluslararası ticarete konu olan homojen mallar arasındaki ticaretin arbitrajı yok ederek, fiyat eşitliğini sağlayıp sağlamadığını diğer bir ifadeyle tek fiyat kanununun geçerliliğini test ettikleri çalışmada ABD ve Kanada ekonomilerinde 1985-1999 döneminde ticareti yapılan homojen mal fiyatları arasındaki farklılığın, ticareti yapılmayan ve homojen olmayan mal fiyatları arasındaki farklılıktan küçük ve istatistiksel olarak anlamlı olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Ahmadi-Esfahani(2006) 1993-1999 döneminde Çin ekonomisine ait dört bölgede koentegrasyon metodunu kullanarak toptan gıda ürünleri fiyatında tek fiyat kanununun geçerliliğini test etmiş ve incelenen dört piyasanın çoğunda tek fiyat kanununun geçerli olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Eryiğit ve Karaman(2007), Türkiye ve dünya pamuk fiyatları için 1994:01–2006:02 dönemini kapsayan aylık veriler yardımıyla dünya fiyatlarıyla Türkiye için tek fiyat kanununun geçerliliğini araştırdıkları çalışmalarında, fiyat serileri arasında eşbütünleştirici vektör bulunduğu ancak tek fiyat kanununun geçerli olmadığı yönünde bulgulara ulaşmışlardır.

4. METODOLOJİ VE AMPİRİK SONUÇLAR

4.1 Birim Kök Testi

Vektör otoregresif model (VAR) ve kısıtlanmış biçimi olan hata düzeltme modellerine (VEC) dayalı ekonometrik analizlerde, değişkenlere birim kök testlerinin uygulanması ilk ve zorunlu temel aşamadır. Bu amaçla Türkiye Buğday Fiyatları (TURKP) ve Dünya Buğday Fiyatları (WORLDLP) verilerine ilişkin birim kökün tespitinde, öncelikle Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (1979,1981) birim kök testi uygulanacaktır. ADF birim kök testi için regresyon eşitlikleri aşağıda verilmiştir.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta T + \varphi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \varphi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Yukarıdaki eşitliklerin tahmini ile, y_t değişkenine ait birim kökün varlığı test edilmektedir. (1) nolu denklemde T deterministik trendi göstermektedir. Gecikmeli fark terimleri, hata teriminin otokorelasyonsuz olmasını sağlamak amacıyla, modele dahil edilmektedir. (1) nolu denklemde, y_t değişkeninin trend durağan olduğu alternatifine karşı birim kökü olduğu temel hipotezi test edilmektedir. (2) nolu denklemde ise y_t değişkeninin ortalama etrafında durağan

olduğu alternatifine karşı birim kökü olduğu temel hipotezi test edilmektedir. Buna göre:

$$H_0 : \varphi = 0$$

$$H_1 : \varphi < 0$$

φ tahmini sıfırdan farklı değilse, birim kök temel hipotezi reddedilemez. Ancak $\varphi < 0$ ise, y_t değişkeninin trend durağan veya ortalama durağan alternatif hipotezleri kabul edilecektir. Türkiye Buğday Fiyatları (TURKP) ve Dünya Buğday Fiyatları (WORLDP) değişkenlerinin verilerine uygulanan ADF test sonuçları Çizelge 2’de verilmiştir.

Çizelge 2. Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Değişkenler	Gecikme Uzunluğu (k)	ADF
LOGTURKP	0	-2,51 (τ_t)
LOGWORLDP	1	-1,07 (τ_t)
Δ LOGTURKP	0	-12,04* (τ_t)
Δ LOGWORLDP	0	-7,79* (τ_t)

1 τ_t , birim kök regresyon denklemlerinde trend değişkeninin yer aldığı, τ_t ise trend değişkeninin yer almadığını gösterir.

2 ADF testi için Mac Kinnon (1991) kritik değerleri kullanılmıştır.

3 (*)%1 önem derecesinde temel hipotezin reddini gösterir.

Çizelge 2’de verilmiş olan ADF test sonuçları %1 anlamlılık düzeyinde Mac Kinnon kritik değeri (-3.184) ile karşılaştırıldığında, her iki değişken için birim kök temel hipotezi reddedilemez. Buna göre Türkiye Buğday Fiyatları (TURKP) ve Dünya Buğday Fiyatları (WORLDP) düzey değerleri ile durağan olmayan değişkenlerdir. Zaman serilerinin durağan olmaması durumunda, zaman serileri trend içerecektir. Bu durumda zaman serilerinin kullanılacağı öngörümleme ve regresyon denklemlerinde sahte regresyon benzeri durumlar ortaya çıkacaktır (Gujarati, 1995). Bu nedenle serilerin durağan hale getirilmesi için serinin ilk farkları alınmış ve ilk farkları alınmış bu serilere ADF testi tekrar uygulanmıştır. Test sonucunda, her iki değişkene ait serinin durağan hale geldiği tespit edilmiştir. Böylece ADF testi sonucuna göre, TURKP ve WORLDP fark durağan değişkenlerdir.

4.2. Yapısal Kırılma Testleri

Bir zaman serisi değişkeni analiz döneminin çeşitli alt bölümlerinde deterministik trend etrafında durağan özelliğe sahip olabilir. Bu alt dönemler sabit terimde ve/veya eğim parametresindeki yapısal değişikliklerden etkilenebilir. Bu yapısal değişiklikleri dikkate almadan birim-kök testi yapmak yanlış sonuçlar doğurur ve testin gücünü azaltır (Altınay ve Karagöl 2004). Yapısal

kırılmanın olması durumunda, örnek verilerinden yararlanılarak tahmin edilen regresyon doğrusu, gerçek regresyon doğrusundan farklı olmakta ve zaman serisi analizinin durağanlık sınaması yoluyla yapmak istediği tahmin çalışmalarının zayıflamasına neden olmaktadır (Perron 1989) Ayrıca birim kök sınamalarına ilişkin üzerinde durulması gereken bir diğer önemli husus, asıl desende mevcut yapısal kırılmaların birim kök sınamasının sıfır hipotezinin reddedilmemesine neden olabileceğidir, asıl desenin zaman içinde bir kırılma içeren eğim doğrusunun etrafında durağan dalgalandığı durumda, eğime karşı standart birim kök sınamalarının sıfır önsavını reddetmekte başarısız olduklarını göstermiştir (Perron and Vogelsang 1992)

ADF(1979,1981) ve PP(1988) testi gibi standart birim kök testlerinin kullanımları yaygın olmakla birlikte, örnek dönemi içinde önemli olayların gerçekleşmesi, bu testlerin sonuçlarını etkileyebilmektedir. Perron(1989,1990) ve Zivot-Andrews(1992), zaman serileri verilerindeki yapısal kırılmaların varlığı durumunda, geleneksel birim kök yöntemlerinin birim kök temel hipotezinin kabulüne doğru eğilimli olduğunu göstermişlerdir.

Çalışmada 1996-2007 yılları arasındaki verilerin kullanılmış olduğundan, Türkiye Ekonomisinde hem ekonomik hem de kuraklığın meydana getirdiği krizleri de kapsamaktadır. Dolayısıyla bu krizlerin Türkiye Buğday Fiyatları (TURKP) ve Dünya Buğday Fiyatları (WORLDLP) değişkenleri üzerinde sebep olabilecekleri olası yapısal kırılmanın göz önüne alınması ve ilgili değişkenlerin durağanlık özelliklerinin tespitinde verilerdeki kırılmayı dikkate alan bir testin kullanılması gerektiğine karar verilmiştir. Bu nedenle yapısal kırılmanın varlığı ve yerini tahmin etmeye yönelik ön bilgi amacı ile Türkiye ve dünya buğday fiyatlarına “Tekrarlı Tahminler Yöntemi (Recursive Estimation)” ile yapısal kırılma analizi uygulanmıştır. Çünkü çoklu bir regresyon denklemi tahmin edilip bu gelecek için kestirim amaçlı kullanmak istenirse, parametrelerin tüm kestirim ve tahmin dönemi boyunca sabit kalacağını varsayılır. Bununla beraber, petrol fiyatları gibi büyük şoklar ya da savaş sonrası yeniden yapılanma gibi dönemlerde ekonomik yapı zaman içerisinde değişebilir. Dolayısıyla regresyon denkleminin katsayı tahminleri de zaman içinde böylece değişebilir. Bu nedenle parametrelerin durağanlığına ilişkin hipotezi test etmek amacı ile değişik metotlar mevcuttur. Bu metotlardan biri de Tekrarlı Tahmin Yöntemi'dir. Bu yöntem elimizde kırılmanın ne zaman olduğunun bilinmediği zamanlarda kullanılan yöntemlerden biridir.

Yöntemin uygulama aşamaları şöyle özetlenebilir.

Adım 1: Örneklem içinden n_1 çaplı küçük bir gözlem setini kullanarak denklem SEK ile tahmin edilir. Başlangıçta alınacak gözlem sayısı en az parametre sayısı k kadar olmalıdır.

Adım 2: Veri periyodunu birer artırarak SEK tahminleri tekrarlanır. Böylece $n-k+1$ sayıda katsayı tahminleri $\hat{\beta}$ ların zaman serisini elde etmemizi sağlar. (Her bir adımda $\hat{\beta}$ nın en son tahmini bağımlı değişkenin bir sonraki değerini kestirmek için kullanılır).

Adım 3: Bu kestirimden elde edilen bir adım ötesi kestirim hatasına “tekrarlı artıklar” (recursive residual) denir ve şöyle hesaplanır.

$$V_t = Y_t - \hat{\beta}_{t-1} X_t \quad t = k, \dots, n$$

Adım 4: Tekrarlı artıkların varyansı hesaplanır.

$$V(v_t) = S^2(1 + x'(x'(x'_{t-1}x_{t-1})^{-1}x_t))$$

S^2 : Regresyonun varyansı

Adım 5: Veya Adım 3’teki tekrarlı artıklar yerine standartlaştırılmış tekrarlı artıklar hesaplanır.

$$w_t = \frac{v_t}{\sqrt{V(v_t)}/S} = \frac{v_t}{\sqrt{(1 + x'(x'(x'_{t-1}x_{t-1})^{-1}x_t))}}$$

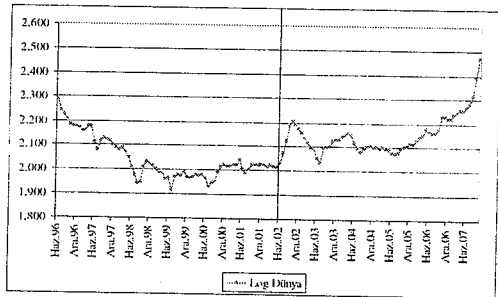
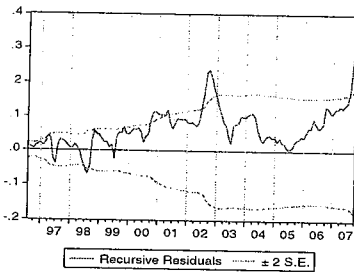
Adım 6: Tekrarlı artıklar (v_t) kullanıldığında;

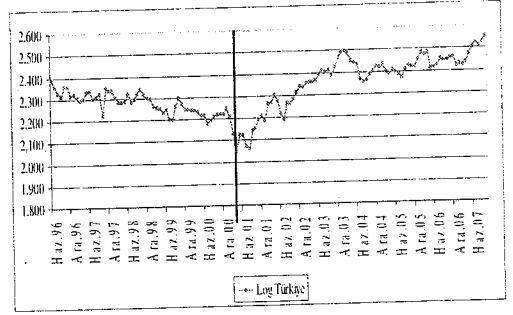
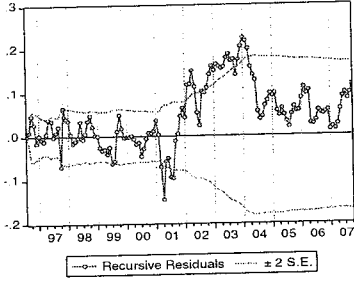
v_t nin zamana karşı olan grafiği üzerinde $E(v_t) \pm 2\sqrt{V(v_t)}$ sınırları çizilir. v_t ler bu sınırları aşmaya devam ederse parametre istikrarsızlığı olduğuna karar verilir. Bu her bir noktada t testi yapmakla aynı şeydir.

Standartlaştırılmış v_t ler (w_t) kullanıldığında ise,

$E(w_t)=0$ olacağından $+2$ ile -2 hata sınırlarının dışında kalmaya devam ederse bu durum parametre istikrarsızlığını gösterir.

Çalışmada söz konusu dönemde Türkiye Buğday Fiyatları (TURKP) ve Dünya Buğday Fiyatları (WORLD) verilerine ilişkin Tekrarlı Tahmin Yöntemine göre yapısal kırılmalar gözlenmeye çalışılmış ve Şekil 1’de verilmiştir. Şekil 1 de görüleceği üzere Türkiye Buğday Fiyatlarında 2001 yılında, Dünya Buğday Fiyatlarında ise 2002 yılında bir kırılma gözlenmiştir.





Şekil 1. Türkiye ve Dünya Buğday Fiyatları Yapısal Kırılma Noktaları

Yapısal kırılmanın tahmini için uygulanabilecek diğer testlerden biri de Perron (1990)'a aittir. Perron, bir serinin birim köke sahip olduğunu gösteren hipotezi test etmek için, belirli bir zamanda meydana gelen dışsal yapısal kırılmanın dikkate alındığı bir yöntem geliştirmiştir.

Perron (1997) yaklaşımında, Perron (1989) yaklaşımından farklı olarak deterministik trend fonksiyonunda meydana gelen kırılma zamanı hakkında önsel bilgi yoktur. Bu yaklaşımda, kırılma zamanının içsel (endogenous) olarak belirlendiği varsayımı vardır.

Perron (1997), trend durağan alternatif hipoteze karşı birim kök yokluk hipotezini test etmek için Perron (1989)'da olduğu gibi üç farklı model önermiştir: Birinci model, "Innovational Outlier Model" olarak adlandırılır. Bu model, yokluk ve alternatif hipotezler altında, trend fonksiyonunun sabitinde sadece bir defalık değişime izin vermektedir. Ayrıca bu değişimin yavaş yavaş ve gürültü fonksiyonunun korelasyon yapısına bağlı olarak meydana geldiği varsayılmaktadır (Perron, 1997).

Bu model için birim kök testi aşağıda verilen regresyonda $\alpha = 1$ kısıtlamasının testi için t istatistiği kullanılarak yerine getirilir.

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_B)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k C_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Burada kukla değişkenleri

$$DU_t = \begin{cases} 1, & t > T_B \\ 0, & d.h. \end{cases}, \quad D(T_B)_t = \begin{cases} 1, & t = T_B + 1 \\ 0, & d.h. \end{cases} \quad \text{olarak tanımlanır.}$$

İkinci model, T_B kırılma anında trend fonksiyonunun sabitinde ve eğiminde bir değişime müsaade etmektedir. Bu model için regresyon denklemi, aşağıdaki gibidir. Test aşağıda verilen regresyonda $\alpha = 1$ yokluk hipotezi için t istatistikleri kullanılarak yapılır;

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_B)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k C_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada

$$D(T)_t = \begin{cases} t, & t > T_B \\ 0, & d.h. \end{cases} \quad \text{olarak tanımlanır.}$$

Üçüncü model “Additive Outlier Model” olarak adlandırılır. Bu modelde trend fonksiyonunun eğiminde bir değişim meydana gelmektedir. Burada değişimin hızlı bir şekilde meydana geldiği varsayılmaktadır. Bu modelde iki adımlı prosedür kullanılmaktadır.

Adım 1:

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \tilde{y}_t \quad (3)$$

Burada kukla değişkeni

$$DT_t^* = \begin{cases} t - T_B, & t > T_B \\ 0, & d.h. \end{cases} \quad \text{olarak tanımlanır.}$$

(3) nolu regresyon modeli kullanılarak seri trendin etkisinden arındırılmaktadır. 1. adımda (3) nolu regresyona klasik en küçük kareler yöntemi uygulanarak \tilde{y}_t artıkları elde edilir.

Adım 2:

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k C_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Bu modelde birim kök testi (4) nolu regresyon denkleminde $\alpha = 1$ kısıtlamasının t istatistikleri kullanılarak gerçekleştirilir.

Üç model altında, kırılma zamanı T_B ve gecikme uzunluğu k ile birlikte, $\alpha = 1$ yokluk hipotezini test etmek için kullanılan t istatistikleri, $t_{\tilde{\alpha}}(i, T_B, k)(i = 1, 2, 3)$ olarak gösterilir. Bu regresyonlarda T_B ve k değerleri bilinmemekle birlikte içsel olarak tahmin edilmektedir. Bu değerleri içsel olarak seçmek için çeşitli veri bağımlı yöntemler kullanılır. Perron (1997) tarafından önerilen kırılma zamanı T_B ve k gecikme uzunluğunun belirlenmesinde kullanılan farklı yöntemler vardır. Bu yöntemlerden Zivot ve Andrews (1992) yaklaşımında bütün mümkün kırılma noktaları içinde $\alpha = 1$ testi için t istatistik değerini minimum yapan değere karşılık gelen zaman kırılma zamanı (T_B) olarak seçilir. Test istatistiği

$$t_{\tilde{\alpha}}(i, T_B, k)(i = 1, 2, 3)$$

Çalışmada Türkiye Buğday Fiyatları (TURKP) ve Dünya Buğday Fiyatları (WORLDP) değişkenlerine Philips Perron'un 2 numaralı eşitlikleri kullanılmış olup, TB anında trend fonksiyonunun sabitinde ve eğiminde bir değişiklik olduğu kabul edilmiştir. TB kırılma noktasının belirlenmesinde $\alpha=1$ testi için t istatistiklerini minimum yapan zaman kırılma zamanı olarak seçilmiştir. Buna göre Türkiye buğday fiyatı (LogTURKP) verileri için kırılma zamanı olarak Kasım 2001, Dünya Buğday Fiyatı (LogWORLDP) verileri için ise Mayıs 1999 kırılma zamanı (TB) olarak belirlenmiş ve sonuçlar Çizelge 3'de verilmiştir.

Çizelge 3. Türkiye ve Dünya Buğday Fiyatlarının Yapısal Kırılma Zamanı Sonuçları

	LogTURKP Model 2	LogWORLDP Model 2
T_B	2001:11 ($\lambda=0,518$)	1999:05 ($\lambda=0,650$)
α	0.736421 (12.55423)	0.903652 (20.46780)
δ	-0.012421(-0.390815)	0.017644 (0.820361)
θ	-0.062091(-2.327548)	-0.040493 (-1.948097)
γ	0.001581(3.378159)	0.001163 (1.915513)
d	--	--
k^*	0	1
%1	-4,90	-4,75
%2,5	-4,24	-4,18
%5	-3,96	-3,86

Her iki değişken için Model 2 tahmin edilmiştir. Türkiye Buğday Fiyatları (LogTURKP) için uygulanan Model 2' nin tahmin sonuçlarına göre, gerek θ parametresi gerekse γ parametresinin tahminleri istatistiksel açıdan anlamlı bulunmuştur. Model 2'ye dayanan Philips Perron testi sonucu 2001'in son çeyreğinde kırılmanın varlığını işaret etmektedir. Gerçekten 2001 yılı içerisinde kuraklığa bağlı olarak hububat fiyatlarında bir düşüklüğün yaşandığı gözlenmiştir. α parametresi Philips Perron (1992) kritik değerleri ile karşılaştırıldığında, %5 anlamlılık düzeyinde birim kök temel hipotezi kabul edilmektedir. Bu sonuca göre 2001 krizinin Türkiye Buğday Fiyatları üzerinde kalıcı etkisi olmuştur şeklinde yorumlanabilir.

Dünya buğday fiyatlarındaki durum incelendiğinde ise dünya buğday fiyatlarına ait α parametresi Philips Perron kritik değerleri ile karşılaştırıldığında, %5 anlamlılık düzeyinde birim kök temel hipotezi kabul edilmektedir. Bu sonuca göre 1999 yılında yaşanan kırılmanın Dünya Buğday Fiyatları üzerinde kalıcı etkisi olmuştur şeklinde yorumlanabilir.

4.3. Nedensellik Analizi

Yapılan çalışmada Türkiye ve Dünya Buğday fiyatlarına ait verilerin birim kök içerdiği verilerin birinci farklarının alınması sonucunda durağanlaşan verilerin fark durağan veri olduğu görülmektedir. Durağan veriler üzerinden Türkiye buğday fiyatları ile dünya buğday fiyatları arasında nedensellik analizi yapılmıştır.

$$\Delta \text{LogTURKP} = \lambda_1 + \sum_{i=1}^2 \alpha_{2i} \Delta \text{LogTURKP}_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_{2i} \Delta \text{LogWORLD}P_{t-i} + \phi_{11} \text{DUM}_1 + \phi_{12} \text{DUM}_2 + \phi_{13} \text{DUM}_3 + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta \text{LogWORLD}P = \lambda_2 + \sum_{i=1}^2 \alpha_{2i} \Delta \text{LogTURKP}_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \beta_{2i} \Delta \text{LogWORLD}P_{t-i} + \phi_{21} \text{DUM}_1 + \phi_{22} \text{DUM}_2 + \phi_{23} \text{DUM}_3 + \varepsilon_{2t}$$

Türkiye Buğday Fiyatlarının (LogTURKP), Dünya Buğday Fiyatlarının (LogWORLD) Granger nedeni olup/olmadığı, Denklem'in tahmini ile $H_0 = \beta_{11} = \beta_{12} = 0$ temel hipotezinin F- istatistiği (Wald testi) ile testinin sonucuna bağlıdır. Buna göre verilere uygulanan Granger nedensellik test sonuçları aşağıdaki çizelgede verilmiştir.

Çizelge 4. Granger Nedensellik Analizi Sonuçları

Temel Hipotez	Gecikme Uzunluğu	F istatistiği	P değeri
D(LOGWORLD) does not Granger Cause D(LOGTURKEY)	2	2,69834	0,07112
D(LOGTURKEY) does not Granger Cause D(LOGWORLD)	2	0,62368	0,53758

Çizelgedeki test sonuçlarına göre, Dünyada buğday fiyatlarındaki değişimin Türkiye buğday fiyatlarındaki değişimin %90 güven sınırında Granger nedensellik ilişkisinin olmadığı temel hipotezi reddedilir. Buna bağlı olarak Türkiye'nin ülke içerisinde buğday fiyatlarını belirlerken dünya fiyatlarını baz aldığı; fakat bunun düzeyinin çok düşük olduğu, çoğunlukla fiyat belirlemede ülke içerisindeki ekonomik, siyasi ve iklimsel verilere bağlı arzdaki değişimler ile paralel olduğu söylenebilir.

SONUÇ

Bu çalışma Türkiye ve dünya buğday piyasaları arasındaki fiyat davranışlarına odaklanmıştır. Türkiye buğday piyasası için referans fiyatı olarak TMO'da oluşan ortalama buğday fiyatı ve dünya buğday piyasası için referans fiyatı olarak USDA (United States Department of Agricultural) 'da oluşan ortalama buğday fiyatı alınmıştır. İlk önce buğday fiyatları için iki veri seti üzerinde ayrı ayrı zaman serisi analizleri uygulanmıştır. Perron (1997) birim kök testi kullanılarak fiyat serilerinin durağanlık özellikleri incelenmiş ve yapısal kırılmalar varlığında her iki fiyat serisinin de durağan-dışı olduğu belirlenmiştir.

Johansen ve ark. (2000) eş-bütünleşme testi kullanılarak iki yapısal kırılma ile birlikte fiyat serileri arasında eş-bütünleşme bulunmuştur. Daha sonra VECM kısıtlama testleri uygulanmış ve her iki fiyat serisinin de eş-bütünleşme uzayında yer aldığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç iki piyasa arasında bir bütünleşmenin olduğunu göstermektedir. Ancak Tek fiyat Kanunu'nun zayıf versiyonun geçerliliği için yapılan kısıtlamalar istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır. Bu bulgu Türkiye ve dünya buğday fiyatlarının iki piyasa arasında mevcut bilgiyi tümüyle kusursuz bir şekilde yansıtmadığını göstermektedir. Zayıf dışsallık testi sonuçlarına göre dünya buğday piyasasının zayıf dışsal ve Türkiye buğday piyasası ise içseldir. Bu da dünya buğday piyasasının fiyat lideri iken Türkiye'nin takipçi olduğunu ifade etmektedir. Yine VECM kısıtlama testlerine göre yapısal kırılma dönemleri arasında anlamlı bir fark bulunamamıştır. Bu sonuca göre yapısal kırılmaların uzun dönem dengesi üzerinde herhangi bir etkiye sahip olmadığı söylenebilir.

KAYNAKÇA

- Ahmadi-Esfahani, F.Z.(2006). "Testing the Law of One Price in the Chinese Wholesale Food Markets", *Agribusiness*, 22(4): 569-589.
- Altınay, G., Karagöl, E. (2004). Structural break, unit root, and the causality between energy consumption and GDP in Turkey. *Energy Economics* 26, pp. 985-994.
- Ardeni, P.G.(1989). "Does the Law of One Price Really Hold for Commodity Prices?", *American Journal of Agricultural Economics*, 71(3): 661-669.
- Baffes, J. (1991). "Some Further Evidence on the Law of One Price: The Law of One Price Still Holds", *American Journal of Agricultural Economics*, 73(4): 1264- 1273.
- Baffes, J. ve Ajwad, M.(1998). "Detecting Price Links in the World Cotton Market", *The World Bank Policy Research Working Paper Series* 1944.
- Baldwin J.R. ve Yan B.(2004). "The Law of One Price: A Canada/U.S. Exploration", *The Review of Income and Wealth*, 50(1): 1-10.

- Bessler, D. ve S. Fuller (1993) "Cointegration Between U.S. Wheat Markets." *Journal of Regional Science*, 33(4): 481-501.
- Davidson, R. ve MacKinnon, J.G. (1993). *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford, Oxford University Press.
- Dawson, P. J., and A. I. Sanjuan (2005). "Structural Breaks, the Export Enhancement Program and the Relationship between Canadian and the U.S. Hard Wheat Prices", *Journal of Agricultural Economics* 57: 101-116.
- Dickey, D.A. ve Fuller, W.A. (1979). "Distributions of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- Dölekoğlu, T.(2003). "Türkiye'nin Tarım Ürünleri Dış Ticareti", *Tarımsal Ekonomi Araştırma Enstitüsü*, 2.
- Eryiğit, K. ve Karaman, S.(2007). "Yapısal Kırılma Varlığında Türkiye Ve Dünya Pamuk Fiyatları Eşbütünleşik Mi?", 8. *Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi*.
- Goodwin, B.K.(1992). "Multivariate Cointegration Tests and the Law of One Price in International Wheat Markets", *Review of Agricultural Economics*, 14(1): 117-124
- Gujarati, DN., (1995). *Basic Econometrics*, third edit, MC-Graw-Hill,Inc.,USA, ss.712-713.
- Haskel, J. ve Wolf, H.(2001). "The Law of One Price: A Case Study", *The Scandinavian Journal of Economics*, 103(4): 545-558.
- Isard, P.(1977). "How Far Can We Push the Law of One Price?", *American Economic Review*, 67(5): 942-948.
- Johansen, S., R. Mosconi, and B. Nielsen (2000). "Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend", *Econometrics Journal*, 3: 216-249.
- Koç, A.(2005). "Türkiye'de Tarımsal Ürün ve Girdi Piyasaları", *Türkiye'de Tarım*, Edt: Fahri Yavuz, Tarım ve Köyişleri Bakanlığı: 130-159.
- Kostov, P.(2006). "Can the Law of One Price be tested?", *MPRA (Munich Personal RePEc Archive)*, 628: 1-10.

- Lamont, O.A. ve Thaler, R.(2003). "The Law of One Price in Financial Markets", *Journal of Economic Perspectives*, 17(4): 191-202.
- Miran, B.(2005). "Tarımsal Yapı ve Üretim", *Türkiye'de Tarım*, Edt: Fahri Yavuz, Tarım ve Köyışleri Bakanlığı: 9-42.
- Mohanty, S., Peterson E.W.F., Smith, D.B.(1996). "Relationships Between U.S. and Canadian Wheat Prices: Cointegration and Error Correction Approach", *Canadian Journal of Agricultural Economics*, 44(3): 265-276.
- Miljkovic, D. (1999). "The Law of One Price in International Trade: A Critical Review", *Review of Agricultural Economics*, 21: 126-139.
- Parsley, D.C. ve Wei, S.(1996). "Convergence to the Law of One Price Without Trade Barriers or Currency Fluctuations", *NBER Working Paper*, No. W5654.
- Perron, P. (1988). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75: 335-346.
- Perron, P. (1989). The Great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, pp.1361-1401. . (1990). Testing for a unit root in a time series with a changing mean. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, pp.153-162.
- Peron, P. (1990). "Testing for a Unit Root in a Time Series with a Changing Mean", *Journal of Business and Economic Statistics*, 8: 153-162.
- Perron,P ve Vogelsang,T.J. (1992), "The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis: Erratum" *Econometrica*,vol:61,1993,ss.248-249. ve Perron,P ve Vogelsang,T.J, "testing for a unit root in a time series with a changing mean: corrections and extensions" *journal of business and economic statistics*, vol:10, ss: 467-470
- Perron, P.(1997). "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80: 355-385.
- TUIK, (Erişim Tarihi 2008), www.tuik.gov.tr.
- TMO(2007). *2007 Yılı Hububat Raporu*.
- USDA (United States Department of Agriculture) (2008). <http://www.usda.gov/wps/portal/usdahome>

- Vataja, J.(2000). "Should the Law of One Price be Pushed Away? Evidence from International Commodity Markets", *Open Economies Review*, 11: 399-415.
- Zanias, G.P.(1993). "Testing for Integration in European Community Agricultural Product Markets", *Journal of Agricultural Economics*, 44(3): 418-427.
- Zivot, E., 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, pp.251-270.

