

BİTKİSEL VE HAYVANSAL ÜRETİM SERİLERİNİN BİRİM KÖK ÖZELLİKLERİ: 1925 – 2008 TÜRKİYE ÖRNEĞİ¹

UNIT ROOT PROPERTIES OF CROP AND ANIMAL PRODUCTION SERIES: EVIDENCE FROM TURKEY, PERIOD OF 1925 - 2008

Enes Ertad USLU²

ÖZET

Bu çalışmada Türkiye'nin 1925-2008 yılları arasındaki ulusal üretimde en büyük paya sahip bitkisel ve hayvansal üretim serilerinin birim kök özellikleri incelenmiştir. Geleneksel birim kök testlerinin (genişletilmiş Dickey-Fuller, Phillips-Perron ve Eliot) yanı sıra tek kırılma ve birden fazla kırılma altındaki birim kök testlerinden (Zivot-Andrews, Perron ve Lee-Strazicich) de faydalanılmıştır. Bu kapsamda aykırı değerler ile birlikte Patates üretim serisinde birim kök tespit edilirken diğer serilerde birim kök bulgusuna rastlanmamıştır. Bu durum Patates üretim serisinde şokların kalıcı diğer serilerde ise şokların geçici olduğunu öngörmektedir.

Anahtar Kelimeler: Birim kök, yapısal kırılma, bitkisel ve hayvansal üretim.

ABSTRACT

In this study unit root properties of crop and animal production series, which had the largest share in national production of Turkey between 1925-2008, were examined. Besides conventional unit root tests (genişletilmiş Dickey-Fuller, Phillips-Perron ve Eliot), unit root tests under one and more structural breaks (Zivot-Andrews, Perron ve Lee-Strazicich) were considered. According to the results, with the structural breaks while unit root were found in potatoes production, there were no evidence of unit root in other series. This implies that while shocks to have caused permanent effect on potatoes production, temporary effects on the other series.

Key Words: Unit root, structural break, crop and animal production.

¹ Bu makale, Enes E. USLU'nun 2010 yılında savunduğu ve danışmanlığını Prof. Dr. Fahri YAVUZ'un yaptığı "*Türkiyede Seçilmiş Bitkisel ve Hayvansal Üretim Serilerinin Zaman Serileri ile Modellenmesi ve Öngörüsü*" isimli Atatürk Üniversitesi yüksek lisans tezinden yararlanılarak yazılmıştır.

² Doktora öğrencisi, Atatürk Üniversitesi, ertad10@hotmail.com

1. GİRİŞ

Geçtiğimiz 30 yıl içerisinde makro ekonomik zaman serilerinin veri üretim süreçlerinin birim kök içermesi konusu ile ilgili giderek artan bir literatür oluşmuştur. Bu konu hem teorik anlamda hem de uygulama anlamında ihmal edilemeyecek bir öneme sahip husustur. Konu teorik açıdan değerlendirildiğinde zaman serilerinin ekonometrik modellenmesi ile karşılaşılmaktadır. Bu hususun hem tek değişkenli hem de çok değişkenli zaman serileri metodolojisinde uzantısı bulunmaktadır. Çünkü zaman serilerinin otoregresif yapıları içerisinde birim kök içermesinden kaynaklı durağan dışılık, tek değişkenli zaman serileri metodolojisi çerçevesinde tahmin ve öngörü süreçlerinde bir takım yanılgılı sonuçların elde edilmesine yol açmaktadır. Çok değişkenli zaman serileri açısından ise iki seri arasındaki uzun dönemli ilişki (kointegrasyon) araştırılırken bu serilerin aynı dereceden bütünleşik olma (eşit derecede birim kök içirme) zorunluluğu vardır. Uygulama açısından değerlendirildiğinde ise konjonktür dalgalanmaları ile karşılaşılacaktır. Bu durumda ise serinin birim kök içermesi, bir önceki dönem ile bağıntılı olmasına yol açar ki bu bir dönem önceki (iktisadi) olayın etkisinin (şokun) şimdiki döneme taşınmasıdır yani belirli bir dönemde kaybolmayan şokun sistemde kalmasıdır.

Bu tartışmanın temeli Orcut(1948)'e dayanmaktadır. Orcut(1948) bir çok makro ekonomik zaman serisinin otoregresif birim kök içerdiğini iddia etmiştir. 1960-70'li yıllarda bu serilerin birim kök içerdiği genel bir kanı olarak kabul edilmiş ve serilerin birim kök içermesi formal testlerden ziyade basit teşhis araçları ile araştırılmıştır. Nelson and Plosser(1982), Dickey and Fuller(1979) birim kök testi ile birim kök sınavını formal bir test temeline dayandırmışlardır. (Stock, 1994).

Literatür incelendiğinde birim kök testlerinin çeşitli değişkenlere uygulanmasına dönük çok sayıda çalışmanın olduğu görülmüştür. Ancak ulusal anlamda tarımsal ve hayvansal üretim serilerinin birim kök özelliklerini inceleyen bilinen bir çalışmaya rastlanmamıştır. Bu kapsamda çalışmanın literatürdeki bu açığı kapatması amaçlanmıştır. Tarımsal ve hayvansal üretim serilerindeki birim köklerin tespiti bu seriler için kurgulanan öngörü modellerinin daha etkin belirlenmesine yardımcı olacaktır. Çalışmanın bundan sonraki kısımları şöyledir. İkinci bölümde literatürdeki birim kök testleri tanıtılmış, Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan veri setinden bahsedilmiş, dördüncü bölüm birim kök testi sonuçlarını kapsamaktadır. Son bölüm ise sonuç ve tartışma bölümüdür.

2. YÖNTEM

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

Denklem (2.1) göz önüne alındığında, bu eşitliğin her iki tarafından Y_{t-1} çıkartılırsa

$$Y_t - Y_{t-1} = (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

$$(1 - B)Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

süreç durağan hale gelir ve birinci dereceden bütünleşik denir. DF testinde zaman serisinin birim kök içerdiği yani durağan olmadığı yokluk hipotezine ($H_0 : \rho = 1$ veya $\delta = 0$)³ karşı birim kök içermediği yani durağan olduğunu iddia eden alternatif hipotezi ($H_1 : \rho < 1$ veya $\delta < 0$) test edilir. Bu hipotezler t testi benzeri bir yaklaşım ile test edilir, ancak durağansızlık varsayımı çerçevesinde hipotezlerin test istatistiği yüksek örneklerde bile t dağılımına sahip

³ Model (3.2)'de $\delta = 0$ olması durumunda $Y_t - Y_{t-1} = 0.Y_{t-1} + \varepsilon_t$ 'dan zaman serisinin durağan olmadığı görünmektedir.

değildir. Bu yüzden DF testinde Dickey and Fuller(1979)'m monte carlo benzetim teknikleri ile DF dağılımına sahip oluşturdukları kritik değerler kullanılır (Haris and Sollis 2003).

Model (2.1), birim köke bağlı durağan olmayan serilerin en temel gösterim şeklidir ve rassal yürüyüş modeli olarak adlandırılır. Buna rağmen birim köklü durağan olmayan zaman serileri için daha farklı modeller söz konusudur ki bunlar DF testinde kullanılan model kalıplarıdır.

$$\text{Sabit terimsiz: } \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

$$\text{Sabit terimli: } \Delta Y_t = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

$$\text{Sabit terimli ve trendli: } \Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

Burada model (2.3) en kısıtlı model, model (2.4) kısıtlı model ve (2.5) ise kısıtsız modeldir. Model (2.4) için aşağıdaki

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

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

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

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

hipotezler kurulur. Model (2.5) için ise aşağıdaki

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

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

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

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

hipotezler kurulur. Bu hipotezler aşağıdaki

$$F = \frac{(SSR_r - SSR_u) / r}{SSR_u / (T - k)} \quad (2.6)$$

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

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

Bir zaman serisi AR(p) sürecine sahip olduğunda AR(1) DF modeli kullanılırsa hata terimleri arasında otokorelasyon olacaktır⁴. Bu durumdan kaçınmak için aşağıdaki modeli temel alan Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) modeli kullanılır:

$$\Delta Y_t = \delta^* Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

⁴ Zaman serisi modeli $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p}$ olduğunda $Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + v_t$ modeli kullanılmış ise $v_t = \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p}$ olduğundan v_t ile v_{t-1} arasında ilişki olacaktır.

Böyle bir durumun tespiti için modelin artıklarının otokorelasyon yapısı incelenerek modele anlamlı otokorelasyon kadar AR parametresi ilave edilebilir veya AIC (Akaike Bilgi Kriteri) ve SIC (Schwarz Bilgi Kriteri) istatistikleri kullanılabilir. Tabi (2.7)'deki model, sabit terim ve trend eklenerek genişletilebilir ve test sürecinin klasik DF testinden bir farkı yoktur (Akıncı 2008).

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

Literatürde genişletilmiş Dickey and Fuller(1979) birim kök testi halen uygulanmakta olan bir test olsa da beraberinde bazı sorunları getirmektedir. Zaman serisi değişkeni, analiz döneminin çeşitli alt bölümlerinde deterministik trend etrafında durağan özelliğe sahip olabilir. Yani ekonomideki şoklar, geleneksel birim kök süreci görüşüne karşın geçici şoklardır ve zaman serisi bu şokların ardından normal trend seviyesine dönmektedir. Bu yüzden yapısal kırılmayı dikkate almayan birim kök testlerinde, birim kök yokluk hipotezi yanlış iken kabul edilmesi olasılığı artmaktadır. Bu da testin gücünü azaltmaktadır. Bu durum Perron(1989) çalışmasında ele alınmış ve trend fonksiyonunda bir defalık kırılma meydana gelmesi halinde uygulanan ADF birim kök testinin gerçekte yanlış olan birim kök yokluk hipotezini reddetmede başarısız olduğu gösterilmiştir.

Perron(1989) çalışmasında kırılma zamanı dışsal (önceden bilinen bir tarih) olarak belirlenmektedir. Ancak bu durum literatürde eleştirilmiş ve kırılma zamanının içsel olarak belirlenmesi gerektiği belirtilmiştir. Bunun sonucu olarak literatürde kırılma zamanının içsel olarak belirlendiği farklı test prosedürleri (Banerjee *et al.* (1992), Zivot and Andrews (1992), Perron and Vogelsang (1992) ve Perron (1997)) geliştirilmiştir. Bu çalışmalara göre geleneksel birim kök testlerindeki aykırı değerlerden kaynaklanan yanlışlık, kırılma zamanının içsel olarak belirlenmesi durumunda giderilmektedir. Ayrıca kırılma zamanının içsel olarak belirlenmesinin bir diğer avantajı da zaman serisine önyargısız bir yaklaşım ile kırılma olup olmadığının test edilebilmesidir.

Zivot and Andrews (1992) yaklaşımında her üç durum içinde sıfır (yokluk) hipotezi modeli aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$H_0 : Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

Yukarıdaki model herhangi bir yapısal kırılmanın olmadığı birinci dereceden entegre I(1) kayan rassal yürüyüş sürecini ifade eder. 3 farklı durum için alternatif hipotez modelleri ise aşağıdaki gibidir.

$$H_1^a : Y_t = \mu^a + \beta^a t + \theta^a DU_t(\hat{\lambda}) + \rho^a Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

$$H_1^b : Y_t = \mu^b + \beta^b t + \gamma^b DT_t(\hat{\lambda}) + \rho^b Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

$$H_1^c : Y_t = \mu^c + \beta^c t + \theta^c DU_t(\hat{\lambda}) + \gamma^c DT_t(\hat{\lambda}) + \rho^c Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

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

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

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

$\sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i}$ terimi ise otokorelasyon sorunundan kaçınmak için kapsanacak bağımlı değişken gecikmesini ifade eder ve gecikme sayısı Akaike(1969) veya Schwarz(1978) kriterlerine göre belirlenebilir. T gözlem sayısını ve $1 < T_B < T$, kırılma zamanını göstermek üzere $\lambda = T_B / T$ nisbi kırılma yansımasını ifade etmektedir. Bu yaklaşımda kırılma zamanı içsel olarak belirlenmektedir. Bu belirleme prosedürü için her bir alternatif hipotez modeli $\lambda = [2/T, (T-1)/T]$ aralığı için T-2 kez tahmin edilir ve $H_0 : \rho^{a,b,c} = 0$ / $H_1 : \rho^{a,b,c} < 0$ hipotezleri ile $\min(t_{\hat{\rho}})$ istatistiğini veren kırılma yansıması (λ) değerine göre kırılma zamanı belirlenir.

Buraya kadar ele alınan yapısal kırılma altında birim kök testleri analiz dönemindeki tek bir kırılma zamanını belirleyebilmektedir. Ancak ekonomide uzun bir dönemde seriler birden fazla kırılma altında olabilir. Mevcut tek kırılma altındaki birim kök testlerinin sadece en anlamlı kırılmayı dikkate alması yine yanlışlıktan dolayı testin gücünü düşürmektedir. Yani tespit edilemeyen ikincil yapısal kırılma kaynaklı durağan dışılık fark kaynaklı durağan dışılık olarak algılanmaktadır. Bu durum da yine literatür tarafından yukarıda bahsedilen nedenlerden ötürü eleştirilmiş ve yeni test prosedürleri (Lumsdaine and Papell (1997), Clemente et. al (1998), Ohara (1999) ve Papell and Prodan (2003)) geliştirilmiştir (John et. al 2007). Bunun yanında, Zivot and Andrews (1992) ve Lumsdaine and Papell (1997)'nin önerdikleri testlerde; birim kökün varlığını iddia eden yokluk hipotezinin yapısal kırılmaya sahip olmadığı varsayılır ve bu testlerin kritik değerleri buna göre türetilmiştir. Ancak yapısal kırılma ile beraber birim kökte mevcut olabilir. Lee and Strazicich (2003), bu şekilde kurgulanan yokluk hipotezinin ret edilmesinin yukarıda bahsedilen nedenden ötürü yanlışlık oluşturacağını ileri sürmüş ve bu durumu dikkate alan yeni bir test prosedürü geliştirmiştir (Lee and Strazicich 2003).

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

Test prosedürü aşağıdaki model ile gerçekleştirilir.

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

Burada Lee and Strazicich(2003) tanımlanan Model C için

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

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

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

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

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

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

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

3. VERİ

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

Çizelge 3.1’de, çalışmada öngörüsü yapılacak olan tarımsal ürünlerin bitkisel üretim içindeki payları sunulmuştur. Hem üretim değeri hem de ekilen alan olarak en büyük paya sahip ürün Buğday’dır. Bu ürünü sırasıyla Arpa, Mısır, Fındık, Üzüm, Patates, Elma ve Şekerpancarı takip etmektedir. Hayvansal üretim için ise zaten en büyük üretim değerine sahip Et ve Süt üretimi seçilmiştir.

Çizelge 3.1. Seçilmiş tarım ürünlerinin bitkisel üretim içindeki payı (%)

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

4. BULGULAR

Çizelge 4.1’de tüm serilere ilişkin geleneksel birim kök testlerinin sonuçları sunulmuştur. Her bir seriye sırasıyla sade model, sabit, sabit ve trend içeren model için Dickey – Fuller, Phillips – Peron ve Eliot birim kök testleri uygulanmıştır. Ayrıca Dickey – Fuller birim kök testi farkı alınan seriler içinde uygulanmıştır. Dickey – Fuller testi sonuçlarına göre Buğday, Mısır, Patates, Elma, Üzüm ve Süt serilerinde birim kökün varlığı ret edilememiştir. Arpa, Şekerpancarı, Fındık ve Et serilerinde ise birim kökün varlığı ret edilmiştir. Arpa, Şekerpancarı ve Fındık serilerinde birim kök bulunmamakla birlikte trend durağan olduğu görülmektedir. Çünkü t test istatistiğinden daha güçlü bir test olan sıralı F test istatistiğine göre bu serilerde anlamlı bir trend bulunmaktadır. Ayrıca tüm serilerin birinci düzey farkları alındığında birim kökün varlığını iddia eden sıfır hipotezi ret edilmektedir.

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

Çizelge 4.1. Geleneksel birim kök testleri sonuçları

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

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

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

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

Δ, birinci düzey farkı alınmış seri

Aykırı değerlerin, birim kök testlerinde yanlış olan sıfır hipotezinin ret edilmesi noktasında testin gücünü düşürdüğünden bahsedilmiştir. Bu açıdan literatürde yaygın olarak kullanılmakta olan yapısal kırılma altındaki birim kök testleri, ilgili serilere uygulanarak sonuçları Çizelge 4.2’de sunulmuştur. Tüm testlerde kırılma zamanı içsel olarak belirlenmektedir (daha önceden bilinmeyen, test tarafından tespit edilen bir tarih). Tüm testler hem sabit terimdeki hem de sabit terim ve trend’deki değişime göre icra edilmiştir.

Çizelge 4.2. Yapısal kırılma altında birim kök testleri sonuçları

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

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

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

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

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

Diğer iki testten farklı olarak Lee and Strazicich (2004)’in önerdikleri test’te birim kökün varlığını iddia eden yokluk hipotezinin yapısal kırılmaya sahip olduğu varsayılır. Yani yapısal kırılma ile beraber birim kökte mevcut olabilir. Bu sonuçlara göre Arpa, Şekerpancarı,

Fındık ve Süt serilerinde birim kökün varlığı ret edilirken Buğday, Mısır, Patates, Elma, Üzüm ve Et serilerinde birim kök ile beraber yapısal kırılma tespit edilmiştir.

Mevcut tek kırılma altındaki birim kök testlerinin sadece en anlamlı kırılmayı dikkate almasının yanlışlıktan dolayı testin gücünü düşürdüğü daha önce bahsedilmiştir. Bu kapsamda nihai olarak tüm serilere Lee and Strazicich (2003)'ün çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi uygulanmış ve sonuçlar Çizelge 4.3'de sunulmuştur.

Çizelge 4.3. Çoklu yapısal kırılmalı (Lee and Strazicich (2003)) birim kök testi sonuçları

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

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

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

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

Bu sonuçlara göre Patates serisi hariç diğer tüm serilerde birim kökün varlığını iddia eden birim kök yokluk hipotezi ret edilmemiştir. Diğer bir ifade ile Patates serisinde yapısal kırılmalarla birlikte birim kök bulunmaktadır.

Tüm birim kök testleri sonuçlarının bir arada sunulduğu Çizelge 4.4'e bakıldığında; Yapısal kırılmalı birim kök testleri ile geleneksel birim kök testleri arasında büyük farklılıklar olmadığı görülmektedir. Ancak çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi olan Lee and Strazicich (2004) yaklaşımı diğer testlere göre birim kök tespitinde daha muhafazakâr davranmıştır.

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

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

Çizelge 4.4. Birim kök testlerine ilişkin genel sonuçları

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

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

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

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

5.SONUÇ

Bu çalışmada Türkiye'nin 1925-2008 yılları arasındaki ulusal üretimde en büyük paya sahip bitkisel ve hayvansal üretim serilerinin birim kök özellikleri incelenmiştir. Geleneksel birim kök testlerinin (genişletilmiş Dickey-Fuller, Phillips-Perron ve Eliot) yanı sıra tek kırılma ve birden fazla kırılma altındaki birim kök testlerinden (Zivot-Andrews, Peron ve Lee-Strazicich) de faydalanılmıştır. Bu kapsamda aykırı değerler ile birlikte Patates üretim serisinde birim kök tespit edilirken diğer serilerde birim kök bulgusuna rastlanmamıştır. Bu durum Patates üretim serisinde şokların kalıcı diğer serilerde ise şokların geçici olduğunu öngörmektedir. Bu serilerin zaman serisi modellemesinde, Patates üretim serisini durağanlaştırmak için düzenli fark alınması gerektirmekte, diğer seriler için ise model'de regresör olarak zaman trendinin

konulması gerekmektedir. Ayrıca tüm serilerde aykırı değerlere rastlandığından serilerin ilgili aykırı değerlerden arındırılması gerekmektedir.

KAYNAKÇA

- Akaike, H., 1969. Fitting Autoregressive Model for Prediction, *Annals of the Institute of Statistical Mathematics*, 21, 243-247.
- Akinci, M., 2008. Zaman Serilerinde Durağanlık Analizi ve İhracatın GSMH İçindeki Payı Üzerine Bir Uygulama. Y.Lisans Tezi, Kafkas Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı, Kars, Türkiye.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. L., and Stock, J.H., 1992. Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidence. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 271-287.
- Clemente, J., Montañés, A., and Reyes, M., 1998. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters*, 59, 175-182.
- Dickey, D.A., and W.A., Fuller, 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
- DPT, 1979. Dördüncü Beş Yıllık Kalkınma Planı. DPT Yayınları:1664.
- DPT, 1999. Tarımsal Destekleme Politikaları ve Doğrudan Gelir Desteği Sisteminin Değerlendirmesi. DPT Yayınları.
- Elliott, G., Rothenberg, T.J., and Stock, J.H., 1996. Efficient tests for an autoregressive unit root, *Econometrica*, 64, 813-836.
- Harris, R., and Sollis, R., 2003. *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. John Wiley&Sons, 313 p, Newyork, USA.
- John, G., Nelson, P., Reetu, V., 2007. Unit Root Tests and Structural Breaks: A Survey with Applications. *Journal of Quantitative Methods for Economics and Business Administration*, 3(1), 63-79.
- Kaplan, M., Aktaş, M., Güneş, A., Alpaslan, M., Sönmez, S., 2000. Türkiye Gübre Üretim ve Tüketiminin Değerlendirilmesi. *Türkiye Ziraat Mühendisleri Teknik Kongresi*, Cilt II.
- Lee, J. and Strazicich, M.C., 2003. Minimum LM Unit Root Test with Two Structural Breaks. *Review of Economics and Statistics*, 63, 1082- 1089.
- Lee, J. and Strazicich, M.C., 2004. Minimum LM Unit Root Test with One Structural Break. *Working Paper*, Department of Economics, Appalachian State University.
- Lumsdaine, R. L. and. Papell, D. H., 1997. Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79 (2), 212-218.
- Nelson, C.R. and Plosser, C.I., 1982. Trends and Random Walks in Macro-economic Time Series: Some Evidence and Implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- Ohara, H.I., 1999. A unit root test with multiple trend breaks: A theory and application to US and Japanese macroeconomic time series. *The Japanese Economic Review*, 50, 266-290.
- Orcutt, G.H., 1948. A Study of the Autoregressive Nature of the Time Series Used for Tinbergen's Model of the Economic System of the United States, 1919-1932. *Journal of the Royal Statistical Society B*, 10, 1-45.
- Pappel, D.H. and Prodan, R., 2003. The uncertain unit root in US real GDP: Evidence with restricted and unrestricted structural change. *Journal of Money Credit and Banking*, 36, 423-427.

- Perron, P. and Vogelsang, T. J., 1992. Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 301–320.
- Perron, P., 1989. The Great Crash, the Oil Shock and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57, 1361–1402.
- Perron, P., 1997. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables. *Journal of Econometrics*, 80 (2), 355-385.
- Phillips, P.C.B., and Perron, P., 1988. Testing for a unit root in times series regression. *Biometrika*, 75, 335–446.
- Schwarz, G. D., 1978. Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics*, 6,461-464.
- Stock, J., 1994. Unit Roots, Structural Breaks and Trends, in Engle, R. and McFadden, D. (eds.) *Handbook of Econometrics Vol.4*, North Holland.
- Waheed, M., Alam, T., Ghauri, S.P., 2006. Structural Breaks and Unit Root: Evidence from Pakistan Macroeconomic Time Series. Munich Personal RePEc Archive Paper, 1797.
- Zivot, E. and Andrews, D.W.K., 1992. Further evidence on Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 251–270.