



Koyck Modeliyle Türkiye’de Buğday Üretimi ve Fiyatı İlişkisinin Analizi

Ahmet ÖZÇELİK¹

Osman Orkan ÖZER¹

Geliş Tarihi: 08.06.2006

Öz: Bu araştırmanın amacı, Türkiye’de buğday üretimi ile fiyat arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktır. Üreticilerin üretim kararını, bir önceki yılın fiyatına göre vermesi, ürün miktarı ve fiyatıyla ilgili dalgalanmalara neden olmaktadır. Buğday üretimi de, piyasada oluşan ortalama fiyatın gecikmeli değerinden etkilenmektedir. Gecikmeli değerlerin hesaplanması için Koyck modelinden yararlanılmıştır. Modelde 1973–2004 yılları buğday üretimi (bağımlı) ve buğday fiyatı (bağımsız) değişkenler olarak alınmıştır. Değişkenler üzerinde kararlılık sağladığı için doğal logaritmalari alınmıştır. Modelin çözüm sonucuna göre buğday üretimi geriye doğru en fazla 3 yılın fiyatından etkilenmektedir. Ayrıca, buğday fiyatlarında meydana gelen değişimin, buğday üretiminde hissedilir ölçüde bir etkiye neden olabilmesi için geçmesi gereken zamanın 0,8325 yıl (10 ay) olduğu hesaplanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Buğday Üretimi, Buğday Fiyatı, Gecikmesi Dağıtılmış Model, Koyck Modeli

Analysis of Correlation of Wheat Production and Prices with Koyck Models in Turkey

Abstract: At this research, it was aimed to determine the correlations between wheat production and its price in Turkey. All producers make a decision while looking at previous year price level. So, this attitude causes a fluctuation of price and production level. Wheat production was effected delayed value of average price. Koyck model was used at the calculation of delayed value. At this model, wheat production (dependent) and wheat prices (independent) took a consider as variables between 1973 and 2003. Variables were converted into logarithmic scheme to stabilize them. According to the model results, wheat production was effected towards back from maximum 3 years prices. In additions, it was calculated that it needed 0.8325 year (10 months) that wheat production was affected important level at wheat prices changes.

Key Words: Wheat production, Wheat prices, Distributed Lag Models, Koyck Model

Giriş

Buğday, nüfusun beslenmesi açısından önemli bir üründür. Geniş bir çiftçi kitlesi tarafından yetiştirilmektedir. Dünyadaki buğday tüketimi gelişmiş ülkelerde daha az olmasına karşın, Türkiye’de ve kişi başına gelir düzeyi düşük olan ülkelerde oldukça fazladır. Buğday üretimi Türkiye’de genel olarak kuru tarım yapılan alanlarda gerçekleştirilmektedir. Dolayısıyla, sadece doğal yağışlarla kıraç alanlarda üretilen buğdayın verimi düşük olmaktadır. Son on yılda dünya verimi 2449-2750 kg/ha arasında gerçekleşirken, Türkiye buğday verimi 1787-2235 kg/ha ile dünya veriminin altında kalmıştır (Kün ve ark. 2004). Türkiye’de genel tarım alanlarının yaklaşık olarak %35’inde buğday üretimi yapılmaktadır (DİE 2005).

Bitkisel üretim, genel özelliği nedeniyle, mevsimlere bağlı olarak sürdürülebildiğinden, kesikli bir yapıya sahiptir. Tarımsal üretimdeki riskler, üretim planının

olmaması pazar organizasyonunun yetersizliği gibi sebeplerle üreticiler, üretecekleri ürünlerin seçiminde genellikle bir önceki dönem içinde oluşan satış fiyatını dikkate almaktadır. Üretim kararının, bir önceki yılın fiyatına göre verilmesi, ürün miktarı ve fiyat üzerinde dalgalanmalara neden olmaktadır. Buradan da anlaşılacağı gibi tarımsal ürünlerde denge fiyatını belirleyen etkin faktör arz miktarı olmaktadır. Ekonomide bu oluşuma örümcek ağı teorimi denilmektedir (Eraktan ve Açıl 2000). Bu sonuca göre, buğday üretimi de, piyasada oluşan ortalama fiyatın gecikmeli değerinden etkilenmektedir. Koyck modeli bu gecikmeli değerleri ortaya koymak açısından uygun bir modeldir.

Bu çalışmada, Türkiye’de buğday üretimi ile fiyat arasındaki ilişkiyi Koyck modeli ile açıklamak amaçlanmıştır. Fiyat değişkeninin birbirini izleyen

¹Ankara Üniv. Ziraat Fak. Tarım Ekonomisi Bölümü-Ankara

dönemlerdeki gecikmeli etkilerini üretim açısından ölçmek amacıyla kullanılan bu model sayesinde, buğday üretimine yönelik tarımsal destekleme politikalarının ne şekilde etkin olacağı konusunda izlenecek yollar için bir gösterege olacaktır.

Gecikmesi dağıtılmış modeller iktisadi teorilerin açıklanmasında oldukça yaygın bir şekilde kullanılmaktadır. Türkiye’de yapılan çalışmalar içinde, tarımsal üretim ve tarım sektöründe gecikmesi dağıtılmış Koyck modeli çalışmaları bulunmaktadır. Bu çalışmalara örnek olarak pamuk üretimi ve fiyat arasındaki ilişkiyi ortaya koymak amacıyla (Yurdakul,1998), tütün üretiminde fiyat arasındaki ilişkiyi ortaya koymak için (Dikmen,2005) ve doğrudan gelir desteği ve katma değer arasındaki ilişkiyi göstermek amacıyla (Eraktan ve ark. 2004) Koyck modelinden yararlanılan çalışmalardır.

Bu çalışmada, buğday üretimi ve fiyatları arasındaki ilişkinin gecikmesi dağıtılmış model olarak düşünülmüş olup, analiz için Koyck yaklaşımı yöntem olarak alınmıştır.

Materyal ve Yöntem

Koyck Modellerini uygulamak amacıyla, buğday üretimi seçilmiştir. Bağımlı değişken olarak buğday üretimi (DİE,2005), bağımsız değişken olarak buğday fiyatı (TMO 2005) alınmıştır. Buğday fiyatı, günümüzde serbest piyasa koşullarında oluşmasına rağmen, piyasadaki fiyatı etkilemesi ve bir taban fiyat oluşturması nedeniyle Toprak Mahsulleri Ofisi’ne ait buğday alım fiyatı veri seti olarak kabul edilmiştir.

Değişkenlere ait veriler yıllık ve 1973–2004 yılları arasında kapsamaktadır. Fiyat değişkeni üzerinde trend meydana getirmesi nedeniyle, fiyatlar enflasyondan arındırılarak reel fiyatlar kullanılmıştır. Değişkenler üzerinde kararlılık sağladığı için doğal logaritmaları alınmıştır.

Gecikmesi dağıtılmış modellerin, iktisat teorilerinin açıklanmasında yarattığı kolaylık nedeniyle önemli bir yeri vardır. Bu tür modellerde bağımsız değişkenler arasında, açıklayıcı değişkenin gecikmeli değerleri yer alır. Bu tip modellere sonlu bir değer verilmişse (açıklayıcı değişkene) sonlu model, verilmemişse sonsuz model adı verilir (Kutlar,2005). Gecikmesi sonsuz, yani gecikmenin geçmişe doğru uzunluğu tanımlanmamış model aşağıdaki şekilde ifade edilir (Dikmen,2005),

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + u_t$$

Gecikmesi sonlu dağıtılmış k gecikmeli bir model ise;

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_k X_{t-k} + u_t$$

Bu model kısaca, $Y = \alpha + \sum_{i=0}^k \beta x_{t-i} + u$

Bu, açıklayıcı değişken X' in sadece bugünkü değeri (X_t) ile değil, geçmiş dönemlerdeki değerleri ile de ($Y_t \dots Y_{t-k}$) bağımlı değişkeni (Y_t) etkilediğini ifade eder. Bir başka deyişle X' in belli sayıdaki geçmiş değerleri de bağımlı değişken üzerinde etkilidir. Çoğu zaman Y , X 'e bir süre sonra tepki gösterir, geçen bu süreye gecikme denir (Dikmen 2005).

Gecikmesi dağıtılmış modellerin modele özgü tahmini sıradan en küçük kareler (EKK) yöntemi kullanılarak yapılır (Alt 1942) (Tinbergen 1949). Bu çeşit modellerde uygulamada ortaya çıkacak en önemli sorunlardan biri, bağımsız (etkileyici) kabul edilen değişkenler arasındaki çoklu doğrusal bağlantıdır (Kılıçbay 1983), çünkü aynı değişkenin k gecikmeleri modelde yer aldığından parametrelere ait standart hatalar büyük çıkabilir. İkincisi, eğer gecikmelerin sayısı büyüksün ve örnek küçükse, parametreleri tahmin edilemeyebilir. Çünkü istatistik bakımından anlamlılık testlerinin yapılması için serbestlik derecesi yeterli olamayabilir, ancak bu güçlükleri aşmak için önerilen çeşitli yöntemlerin hepsi temel amaç olarak gecikmeli değişkenlerin sayısını “anamlı biçimde” azaltmaya çalışırlar, β' lere sınırlamalar konarak ve gecikmeli değişkenlerin doğrusal bir bileşiminden (W_i) diyebileceğimiz yeni değişkenler türeterek bu amaca ulaşılır (Koutsoyiannis 1989).

Koyck modeli bağımsız değişkenlerin birbirini izleyen dönemlerdeki gecikmeli etkilerini ölçmek amacıyla kullanılan bir modeldir. Koyck modelinde gecikme sayısı arttıkça gecikmeli değişkenlerin katsayıları (bağımsız değişkenin gecikmeli değerleri) giderek azalmaktadır. Bu da değişkenin zaman içindeki etkisinin azaldığını gösterir.

Koyck modelinde, bağımsız değişken gecikmelerinin bağımlı değişkeni belirli bir oranda etkiledikleri ve söz konusu gecikme oranının da geometrik olarak azaldığını söylemektedir. Bu düşünceyle hareket edildiğinde, modeli indirgemiş bir hale getirerek regresyon denkleminin tahmin yapılmıştır. Modele ulaşmak için, yukarıda gösterdiğimiz gecikmesi sonsuz dağıtılmış bir modelde Koyck, bütün bağımsız değişkene ait gecikmeli değerlere ait β katsayılarının aynı işaretli olduğunu, bu değerlerin geometrik bir şekilde azaldığını

söylenebilir. Bu varsayımın gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$\beta_k = \beta_0 \lambda^k \quad k=0,1,2,\dots$$

Burada λ , ($0 < \lambda < 1$) dağıtılan gecikmenin azalma ya da düşme oranı, $1-\lambda$ ise uyarlanma hızıdır ve β_k gecikme katsayısının değeridir (Koyck 1954). λ 'nın değeri 1'e ne kadar yakınsa β_k 'deki azalma oranı o kadar düşer, λ , sıfıra ne kadar yakınsa β_k 'deki azalma oranı o kadar hızlı olur. Ortalama gecikme sayısı gecikmelerin ağırlıklı ortalamasını vermekte olup aşağıdaki gibidir:

$$\text{Ortalama gecikme} = \frac{\lambda}{(1 - \lambda)}$$

Ortalama gecikme sayısı, X bağımsız değişkeninde oluşan bir birimlik değişimin, bağımlı değişken Y üzerinde hissedilir ölçüde bir etki yaratabilmesi için geçmesi gereken zaman sürecini gösterir (Dikmen 2005).

Yukarıdaki açıklamalara göre gecikmesi sonsuz denklemi şöyle yazabiliriz

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \lambda \beta_0 X_{t-1} + \lambda^2 \beta_0 X_{t-2} + \dots + u_t$$

Yukarıdaki model sonsuz gecikmeli bir model olmasından dolayı, bilinen doğrusal regresyon çözüm yöntemi uygulanamaz ve ayrıca, λ katsayıları doğrusallıktan çok uzaktır. Modelin bu sorunlarını ortadan kaldırmak için Koyck, sonsuz modeli bir dönem geri çekip aşağıdaki modeli elde etmiştir:

$$\lambda Y_{t-1} = \lambda \alpha + \lambda \beta_0 X_t + \lambda^2 \beta_0 X_{t-1} + \lambda^3 \beta_0 X_{t-2} + \dots + \lambda^n u_{t-1}$$

Gecikmesi sonsuz denklemden, bir dönem geriye çekilen denklem çıkarılırsa:

$$Y_t - \lambda Y_{t-1} = \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 X_t + (u_t - \lambda u_{t-1})$$

elde edilir. Bu model tekrar düzenlenirse;

$$Y_t = \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 X_t - \lambda Y_{t-1} + v_t \text{ bulunur.}$$

$v_t = (u_t - \lambda u_{t-1})$; u_t ile λu_{t-1} 'in hareketli ortalamasıdır.

Koyck modeli ile açıklayıcı değişkenin gecikmeli değerleri ortadan kaldırılmış, sadece $k=1$ gecikme sayısı model içinde yer aldığından, çoklu bağlantı sorunu kendiliğinden giderilmiştir. Başlangıçta sonsuz

model içinde α ile sonsuz sayıda β 'i tahmin etme zorunluluğu varken, şimdi yalnızca üç bilinmeyen değişkeni, α , β_0 , λ 'yı tahminiyle gecikmesi dağıtılmış bir model hesaplanabilir.

Buğday üretiminin genel yapısı: Buğday un haline getirilerek, ekmek ve diğer unlu gıdaların imalatında kullanıldığı gibi, bulgur olarak da tüketilmektedir. Yem sektöründe de hammadde olarak kullanılan buğday, gıda sektörünün dışında, yenilenebilir enerji kaynağı olan bioetanol üretiminde de kullanılmaktadır (TMO 2004).

Buğdayın, Türkiye'nin hemen her bölgesinde yoğun olarak İç Anadolu Bölgesinde, üretimi yapılmaktadır. Tarla ürünleri içerisinde ekiliş alanı ve üretim miktarı bakımından ilk sırayı alan buğday üretimi Sosyo-ekonomik açıdan da önemli bir üründür.

Türkiye'nin buğday üretimi incelendiğinde, genellikle üreticilerin kuru tarım alanlarında buğday üretimi yapmalarından dolayı üretim miktarında son 10 yılda önemli bir değişime rastlanmamaktadır. 2004 yılı buğday üretimi 9.400.000 ton gerçekleşmiştir (DİE, 2005). Avrupa Birliği'nin üretimi incelendiğinde, 2004 yılı tahmini üretim miktarı Avrupa Birliği 15'lerin üretimi 112.162.000 ton ve yeni katılan 10 ülke ile AB 25'lerin buğday üretimi 136.861.000 olarak gerçekleşmiştir (Eurostat 2005). Türkiye'nin buğday üretimi, Avrupa Birliği 25'lerin toplam üretiminin %6,9'u kadardır.

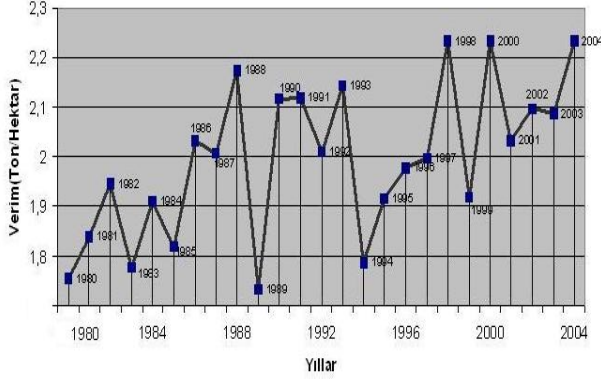
Bu öneme rağmen, son on yılda dünya verimi 2449-2750 kg/ha arasında olup, Türkiye buğday verimi 1787-2235 kg/ha ile dünya veriminin altında gerçekleşmiştir (Kün ve ark. 2004).

Türkiye'nin buğday verimi yaklaşık olarak son 20 yıldır önemli bir artış göstermemiştir (Şekil 1). Bunun başlıca nedenleri buğdayın genellikle kuru tarım alanlarında yetiştirilmesi, toprak ve iklim koşullarına uygun tohumluk kullanılmaması, girdi kullanımındaki yetersizliktir.

Buğday ithalat ve ihracat miktarları incelendiğinde, Türkiye 2004 yılında 1.050.873 ton buğday ithal ederken, ihracat 863 ton gibi çok düşük bir düzeyde kalmıştır.

Türkiye'de üretim alanı açısından büyük bir yer tutan tahıl üretiminin pazarlanması, endüstri bitkileri, meyve ve sebze üretimine göre farklılıklar göstermektedir. Tahıllar pazara üç ayrı yolla ulaşmaktadır. Bunların pazarlanması Toprak Mahsulleri Ofisi (TMO), tüccarlar ve özel sektör kuruluşları tarafından gerçekleştirilmektedir (Emeksiz ve ark. 2005).

Şekil 1. Türkiye'de buğday verimi(ha/ton)



Kaynak: DİE,2005 "1924-2003 İstatistiki Göstergeler" Sayfa:182-183'deki veriler kullanılarak çizilmiştir.

Buğday piyasasında, 1999 yılına kadar devlete bağlı olan kurumların fiyat oluşumundaki etkisi çok yüksekti. Bu kurumların başında TMO gelmektedir. 1999 yılından sonra Dünya Para Fonu (IMF) ile yapılan Stand-by anlaşması sonucunda, TMO'nun görevleriyle ilgili değişiklikler yaşanmıştır. Bu değişikliklerin sonucu olarak, destekleme alım miktarı hızla düşmüştür ve her yıl açıklanan destekleme alım fiyatları için, dünya piyasasında oluşan fiyatlara yakın bir fiyat düzeyi benimsenmiştir.

Dolar bazındaki buğday fiyatında yıllar içinde dalgalanmalar yaşandığı Şekil 2'de görülmektedir. 1998 yılından sonra hızla düşen fiyatlar 2002 yılından sonra toparlanma eğilimine geçerek 2004 yılında 1996 yılında elde edilen fiyat seviyesine gelmiştir.

Araştırma Bulguları

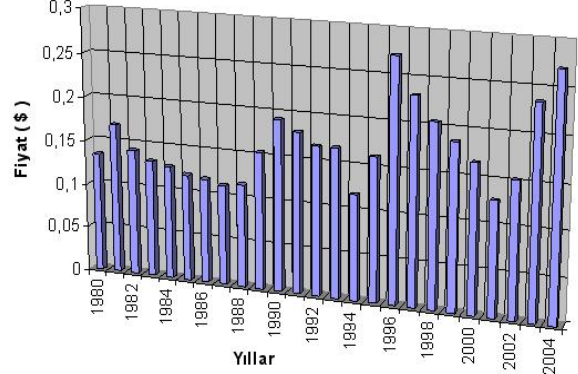
İncelenecek ürünün, gecikmesi dağıtılmış modellere uygun olup olmadığını anlamak için, değişkenler arasındaki ilişkinin korelasyon katsayısı incelenmelidir. Eğer aralarındaki ilişkinin derecesi kuvvetli ise gecikmesi dağıtılmış modellere uygun bir tarımsal ürün olduğu kabul edilmektedir. İncelenen dönemde buğday fiyat ve üretim miktarının doğal logaritmalarının korelasyon katsayısı 0,6384 olarak hesaplanmıştır. Bu da buğday üretimi ile reel buğday fiyatları arasındaki korelasyonun yeterli kabul edilebileceğini göstermektedir.

Çalışmada kullanılan gecikmesi dağıtılmış Koyck modeli genel görünümü aşağıdaki gibidir:

$$Q_t = \alpha + \beta_0 + \beta_1 P_t + \beta_2 P_{t-1} + \dots + \beta_n P_{t-k} + u_t$$

Modelde yer alan değişkenler:
 Q_t : Buğday üretim miktarı (TON)
 P_t : Buğday fiyatı (TL/KG)

Şekil 2. Buğday fiyatı



Kaynak: TMO, 2005

Koyck modelinin oluşturulabilmesi amacıyla ele alınan verilerden buğday fiyatının gecikmeli değerine ihtiyaç duyulmaktadır. Modelde gecikme uzunluğunun belirlenmesi amacıyla Schwartz gecikme uzunluğu kriterinden (Schwartz 1978) yararlanılmıştır (Yurdakul 1998), (Dikmen 2005). Bunun için çok büyük bir q (gecikme uzunluğu) değeriyle işe başlayıp, dağıtılmış gecikmenin biçimi konusunda hiçbir sınırlama koymadan, bu süre kısaltıldığında modelin önemli bir bozulmaya uğrayıp uğramadığına bakılır (Davidson ve MacKinnon 1993: 675-676).

Gecikme uzunluğu	Schwartz(SC) Kriteri
k=1	0,164400
k=2	-0,098796
k=3	0,064577
k=4	0,251888
k=5	0,488896
k=6	0,615589
k=7	0,700850
k=8	0,509878

Schwartz kriterine göre mutlak değer altında en küçük değeri veren gecikme sayısı modelin gecikme uzunluğunu vermektedir. Bu açıklamaya göre gecikme sayısı 3 olarak hesaplanmıştır. Bunun anlamı üçüncü yıldan itibaren buğday fiyatının, buğday üretimine olan etkisi sıfır olmaktadır. Enflasyon oranının çift haneli olduğu koşullarda bu durum beklenmektedir.

Elde edilen gecikme sayısına göre üretimle fiyat arasındaki ilişki aşağıdaki denklemde en küçük kareler yöntemi ile hesaplanmıştır.

$$Q_t = 9.735 - 0.030P_t - 0.016P_{t-1} + 0.140P_{t-2} - 0.079P_{t-3} + u_t$$

(276,106) (-0,448) (-0,124) (1,134) (-1,195)

Modelde, bütün değişkenlere ait katsayılar istatistiksel açıdan anlamlı bulunmamıştır. Tahminin standart hatası (0,085984) çok düşük, modelin F testi

(5,646315) %1'de anlamlı ve belirlilik katsayısı $R^2 = 0.485$ çıkmıştır. Model F testine göre anlamlı çıkmasına rağmen gecikmesi dağıtılmış modellerde iki önemli sorun modelin güvenilirliğini bozmaktadır. Birincisi bağımsız değişkenlerin gecikmeli değerlerinin kullanılmasından dolayı, çoklu bağlantı sorununun ortaya çıkması, diğeri de gözlem kaybıdır. Eğer veri sayısı çok değilse gecikmelerden dolayı tahmin değerleri tutarsız olabilir. Bu iki soruna çözüm olarak Koyck modeli kullanılarak tahmin yapılacaktır.

Regresyon denkleminin Koyck modeli ile tahmini aşağıda verilmiştir. Bu modelde buğday üretiminin bir gecikmeli değeri bağımsız değişken olarak modele alınmıştır.

$$Q_t = 5,3014 + 0,0089P_t + 0,4543 Q_{t-1}$$

(4,5846) (1,8406) (3,7778)

$$R^2 = 0.612 \quad F = 22,041 \quad \text{Standart hata: } 0.129$$

Modelin istatistikî anlamlılık düzeyleri incelendiğinde buğday fiyatı t testi sonucu %10 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Buğday üretiminin bir gecikmeli değerinin Q_{t-1} ise t testi sonucu % 1 düzeyinde anlamlıdır. Ortalama buğday fiyatlarında kg başına %1'lik artış, buğday üretiminde yaklaşık olarak %0.009 artışa yol açmaktadır. Bir dönem önce üretilen buğday miktarında yaşanacak %1'lik bir artış, buğday üretimini %0,45 oranında artırmaktadır. Buğday talebindeki artış dikkate alındığında bu sonuç normaldir.

Denklemdaki bilgilere göre ortalama gecikme sayısı,

$$\text{Ortalama Gecikme} = \lambda / (1-\lambda) = 0,4543 / (1-0,4543) = \mathbf{0,8325}$$
 olarak hesaplanır.

Bu değer buğday fiyatlarında meydana gelen değişimin, buğday üretiminde hissedilir ölçüde bir etkiye neden olabilmesi için geçmesi gereken zamanın 0,8325 yıl(10 Ay) olduğu görülmektedir.

Koyck modelini tekrar yazarsak;

$$Q_t = \alpha + b_0 P_t + \lambda Q_{t-1} + u_t \quad \text{ve} \quad b_k = \lambda^k b_0$$

$0 < \lambda < 1$ olduğundan;
İlk denkleme aşağıdaki şekilde ulaşılır,

$$\beta_k = \lambda^k b_0$$

$$\beta_0 = (\lambda^0 \beta_0) = (0.4543)^0 (0.0089) = 0,00890$$

$$\beta_1 = (\lambda^1 \beta_0) = (0.4543)^1 (0.0089) = 0,00404$$

$$\beta_2 = (\lambda^2 \beta_0) = (0.4543)^2 (0.0089) = 0,00184$$

$$\beta_3 = (\lambda^3 \beta_0) = (0.4543)^3 (0.0089) = 0,00083$$

$$Q_t = \alpha + \beta_0 P_t + \beta_1 P_{t-1} + \beta_2 P_{t-2} + \beta_3 P_{t-3} + u_t$$

$$Q_t = \alpha + \beta_0 P_t + (\lambda \beta_0) P_{t-1} + (\lambda^2 \beta_0) P_{t-2} + (\lambda^3 \beta_0) P_{t-3} + u_t$$

Bu elde edilen sonuçlar yukarıdaki denkleme göre, Koyck modelinden türetilmiş olarak yeniden yazılırsa,

$$Q_t = 5.3014 + 0,0089 P_t + 0,0040 P_{t-1} + 0,0018 P_{t-2} + 0,0008 P_{t-3} + u_t$$

Gecikmesi dağıtılmış bu modelde λ katsayısının $0 < \lambda < 1$ arasında olması sebebiyle, gecikmeli fiyatların buğday üretimi üzerinde giderek azalan bir etkiye sahip olduğu görülür. Gecikmeli fiyatlara ait parametrelerin giderek azalmasının nedeni λ katsayısının modelde giderek sınırlandırıcı bir etkiye sahip olmasından kaynaklanır. Bu sonuca göre 1 gecikmede fiyattaki %1'lik değişim, üretimi %0,004 artırırken, 2 gecikmede %0,002 ve 3 gecikmede %0,0008 oranında artışa yol açacağını göstermektedir. Bu etki 3 yıl sürmekte olup 4. yılda sifıra inmektedir.

Yüzde olarak verilen ifadeler düşük olmasına karşın, 2004 yılı buğday üretim miktarı verileri dikkate alındığında, fiyatlar %1 düzeyinde arttığında bir yıl sonra oluşacak üretim miktarı yaklaşık olarak 168.000 ton artacağı bu modelle tahmin edilmektedir.

Sonuç

Bu çalışmada, buğday üretimi ve alım fiyatları arasındaki ilişkinin Koyck modeli yaklaşımıyla belirlenmesi amaçlanmıştır. Modelde buğday üretimi bağımlı değişken, fiyat ise bağımsız değişken olarak alınmıştır. Buğday üretimi üzerine etkili fiyat ve fiyatın gecikmeli değerleri ortaya konmuştur.

İncelenecek üretim dalının gecikmesi dağıtılmış modellere uygun olup olmadığını anlamak için, değişkenler arasındaki ilişkinin korelasyon katsayısı incelenmelidir. Fiyat ve üretim miktarının doğal logaritmalarının korelasyon katsayısı 0,6384 olarak hesaplanmıştır.

Koyck modelinin analizi için, ele alınan verilerden buğday fiyatının gecikmeli değeri Schwartz kriterine göre hesaplanılarak, gecikme sayısı 3 olarak saptanmıştır. Elde edilen gecikme sayısına göre üretimle fiyat arasındaki gecikmesi dağıtılmış bir model

kurularak, katsayıların istatistikî anlamlılıkları sınanmıştır. Bu sınamanın sonucu olarak, bütün değişkenlerin katsayılarının istatistikî olarak anlamlı olmadığı bulunmuştur.

Bu modelden hareketle Koyck modeline geçilmiştir. Koyck modelinin istatistikî anlamlılık düzeyleri incelendiğinde buğday fiyatının t testi sonucu %10 düzeyinde anlamlı olduğu bulunmuştur.

Buğday üretiminin bir gecikmeli değerinin Q_{t-1} ise t testi sonucunun %1 düzeyinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Modelin test istatistikleri tümüyle anlamlı çıkmıştır. Ortalama buğday fiyatlarında kg başına %1'lik artış, buğday üretiminde %0.009'lik artışa yol açmaktadır. Bir dönem önce üretilen buğday miktarında yaşanacak %1'lik bir artışın, buğday üretimini %0,45 oranında artırdığı bulunmuştur.

Buğday fiyatlarında meydana gelen değişimin, buğday üretiminde hissedilir ölçüde bir etkiye neden olabilmesi için geçmesi gereken zamanın 0,8325 yıl (10 ay) olduğu hesaplanmıştır.

Koyck modelinden 3 gecikmeye göre türetilmiş değerler modele konularak türetilmiş model oluşturulmuştur. Bu sonuca göre 1 gecikmede fiyattaki %1'lik değişme, üretimi %0,004 arttırırken, 2 gecikmede %0,002 ve 3 gecikmede %0,0008 oranında artışa yol açacağını göstermektedir. Bu etki 3 yıl sürmekte olup 4. yılda sifira inmektedir.

Fiyatta yapılacak bir değişikliğin buğday üretimine olan etkisi gecikme değerine göre 3 yıl olarak tespit edilmiştir.

Tarla ürünleri içerisinde ekiliş alanı ve üretim miktarı bakımından buğday üretimi ilk sırayı %35,1'lik oranla alması nedeniyle, kimi zamanlar devletin Sosyo-ekonomik açıdan alıcı olarak piyasaya çeşitli şekillerde girmesi ihtiyacını doğurmaktadır.

Arz miktarına doğrudan bir müdahalede bulunmaksızın arzın yönlendirilmesi fiyatlar yoluyla olmaktadır. Fiyatlarda yapılacak değişikliklerle üretici kimi ürünlerin üretimine özendirilebilir veya üretimin kısıtlanması sağlanabilir. Bir fiyat politikası güdülmesi devletin belli bir fiyattan piyasalara girmesi anlamına gelmektedir. Bu şekilde üreticinin satış garantisi elde ederek pazar güvencesine kavuşturulması da sağlanmak istenmektedir (Eraktan 2001).

Gelecekte buğday üretiminde bir düşüş yaşanması beklentisi içine girilmesi durumunda, devlet politikalarının üretimi arttırmaya yönelik olarak Dünya Para Fonu (IMF) ile yapılan 1999 yılı stand-by anlaşmasına rağmen Sosyo-ekonomik nedenlerden

dolayı piyasaya alıcı olarak girmesi gerekebilir. Bu durumda yapılan Koyck analizine göre devletin alıcı olarak piyasa fiyatını en az 0,8325 yıl (10 ay) önceden belirlemesi gerekmektedir. Piyasa fiyatının önceden belirlenmesi sonucu fiyattaki %1'lik değişme, üretimi %0,004 arttırılabileceği analiz sonucu bulunmuştur.

Günümüzde devlet politikaları, daha etkin bir şekilde geleceğe yönelik tahminlerde bulunulması ve bu tahminler doğrultusunda yapılanmaya girerek üretim düşüşünden önce müdahale fiyatının belirlenmesi ihtiyacını doğurmaktadır. Bu amaçla piyasa pazarlama kanallarının etkin bir şekilde oluşturulması ve yerel tarım ürünleri borsaları gibi piyasa fiyatını belirleyen pazarlama kanallarının etkinliğinin artırılması gerekmektedir. Bu sayede geleceğe yönelik öngörülerin tutarlılığı artırılmış olacaktır.

Kaynaklar

- Alt, F. 1942. Distributed Lags, *Econometrica*, 10, :113-128.
- Davidson, R., J. G. MacKinnon. 1993. *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, New York : 675-676.
- DİE. 2005. <http://www.die.gov.tr>, Erişim tarihi:01.05.2006.
- Dikmen, N. 2005. Koyck - Almon Yaklaşımı İle Tütün Üretimi ve Fiyat İlişkisi, VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, 26-27 Mayıs 2005 İstanbul Üniversitesi, web adresi: http://www.ekonometriderneği.org/bildiriler/01_6s1.pdf Erişim tarihi:12.01.2006
- Emeksiz, F., M. Almayrak, E. Güneş, A. Özçelik, O. O. Özer, K. Taştan. 2005. Türkiye'de Tarımsal Ürünlerin Pazarlama Kanalları ve Araçlarının Değerlendirilmesi, VI. Türkiye Ziraat Mühendisleri Odası Teknik Kongresi, Bildiriler(II):1155-1172, 3-7 Ocak 2005 Ankara.
- Eraktan, S. F. Açıl. 2000. *Ekonomi*, Ankara Üniv. Ziraat Fak. Yayınları:1512 Ders kitabı:465, Ankara.
- Eraktan, G. 2001. *Tarım Politikası Temelleri ve Türkiye'de Tarımsal Destekleme Politikası*, s:57, Uzel Yayınları, Ankara.
- Eraktan, G., C. Abay, B. Miran, E. Olhan. 2004. *Türkiye'de Tarımın Teşvikinde Doğrudan Gelir Desteği Sistemi ve Sonuçları*, İstanbul Ticaret Odası Yayını:2004-53: 68-71, İstanbul
- Eurostat, 2005. <http://europa.eu.int/comm/eurostat/> Erişim Tarihi: 08.08.2005.
- Kılıçbay, A. 1983. *Uygulamalı Ekonometri*, s.183 Filiz Kitabevi, İstanbul.

- Koutsoyiannis, A. 1989. Ekonometri Kuramı, (Çev. Şenesen, ÜMİT. Şenesen, GÜLAY GÜNLÜK). s. 298-299, Verso Yayıncılık, Ankara.
- Koyck, L. M. 1954, Distributed Lags and Investment Analysis, s.21-50, North- Holland Publishing Company, Amsterdam.
- Kutlar, A. 2005. Uygulamalı Ekonometri, Nobel Yayın No: 769, Teknik Yayınlar:97:205-207 II. Baskı, Nisan, İstanbul.
- Kün, E., Y. C. Çifçi, M. Birsin, A. C. Ülger, S. Karahan, N. Zencirci, A. Öktem, M. Güler, N. Yılmaz ve M. Atak. 2004. Tahıl ve Yemelik Dane Baklagiller Üretimi, VI. Türkiye Ziraat Mühendisleri Odası Teknik Kongresi, Bildiriler(1): 367-407, 3-7 Ocak 2005 Ankara.
- Schwartz, G. 1978. "Estimating the Dimension of a Model", The Annals of Statistics,5(2): 461-4.
- Tinbergen, J. 1949. "Long-Term Foreign Trade Elasticities," Macroeconomica, 1:174-185.
- TMO, 2004. 2004 Yılı Hububat Rapor web adresi:http://www.tmo.gov.tr/uploads/yayinlar/hububat_raporu.pdf Erişim Tarihi: 26.05.2005
- TMO, 2005. Toprak Mahsulleri Ofisi Kayıtları, Yayınlanmamıştır.
- Yurdakul, F. 1998. "Pamuk Üretimi ile Pamuk Fiyatı Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: Koyck –Almon Yaklaşımı," Çukurova Üniv. İktisadi ve İdari Bilimler Fak. Dergisi: 8 (1):341-353.

İletişim adresi:

Osman Orkan ÖZER

Ankara Üniv. Ziraat Fak. Tarım Ekonomisi Bölümü-Ankara

Tel: 0 312 596 14 76

E-posta: ozer@agri.ankara.edu.tr