

## KOYUN ETİ FİYATININ ASİMETRİK FİYAT GEÇİRGENLİĞİ İLE ANALİZİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

*Osman Orkan ÖZER<sup>1</sup>*

### ÖZET

Türkiye'de koyun yetiştiriciliği; insan beslenmesi ile çeşitli tarıma dayalı sanayi dallarına hammadde sağlaması açısından önemli bir tarımsal faaliyettir. Kırmızı et ihtiyacının %18.06'sı ile koyun etinden karşılanmaktadır. Bu çalışmada, koyun eti üretim fiyatı ile tüketim fiyatları arasında asimetrik fiyat geçirgenliğinin olup olmadığı incelenmiştir. Belirlenen amaca ulaşmak için 2004 Ocak - 2010 Eylül ayları arasındaki tüketici ve üretici fiyat verilerinden yararlanılmıştır. Asimetrik model çalışmasında Von Cramon Taubadel ve Loy (1999) önermiş olduğu Engel-Granger(1987)'in hata düzeltme modelinden oluşturdukları modelden yararlanılmıştır. Zaman içindeki oluşan yapısal kırılmaların fiyat geçirgenliği üzerindeki etkisini araştırmak amacıyla iki ayrı model kurulmuştur. Yapısal kırılmanın tespitinde, kırılma tarihini içsel olarak belirleyen Perron (1997) nin önermiş olduğu yapısal kırılmalı birim kök testlerinden Sabitte ve Eğimde Kırılmanın Testi (Model C) kullanılmıştır. Her iki modelde koyun üretimi bağımlı değişken olarak alınması neticesinde asimetrik fiyat geçirgenliğinin olduğu bulunmuştur. Koyun eti tüketimi bağımlı değişken olması durumunda sadece simetrik fiyat geçirgenliği tespit edilmiştir. Asimetrinin yönü arzın fiyattaki bir düşüğe gösterdiği tepki (-0,669), artışa gösterdiği tepkiden daha büyük (-0.461) olduğu yani negatif asimetri gösterdiği hesaplanmıştır. Bu da tüketici fiyatlarının üretici fiyatlarına doğru duyarsız olduğu anlamını ortaya çıkartmaktadır.

**Anahtar sözcükler:** Koyun Eti Fiyatı, Asimetrik Fiyat Geçirgenliği, Yemden Yararlanma Oranı, Yapısal Kırılma

### An Analysis of Mutton with Asymmetric Price Transmission: The Case of Turkey

Sheep breeding in Turkey is important agricultural activity in terms of human nutrition. In addition, it provides raw material to various agro-industries. In Turkey 18.06 % of red meat demand is met by mutton. In this study, the existence of asymmetric price transmission between mutton and consumption is examined. For this purpose, consumer and producer prices covering monthly data between 2004 and 2010 is utilized. The error correction models of Granger (1987) proposed Von Cramon-Taubadel ve Loy (1999) is employed. Two different models were utilized to measure the impact of structural breaks on price transmission. The unit root test proposed by Perron (1997) that determines the break endogenously (Model C) is used in determining the structural break. In both models, asymmetric price transmission is determined. When mutton is dependent variable only symmetrical price transmission is determined. The negative asymmetry is determined such that supply response to decrease in price is higher (-0.669) than increase in price (-0.461). This indicates that consumer prices are insensitive to producer prices.

**Keywords:** Mutton Price, Asymmetric Price Transmission, Feed Conversion Ratio, Structural Break

## 1. GİRİŞ

Hayvansal üretim, çıktıları açısından insanların protein kaynaklarını karşılamasında önemli bir üretim dalıdır. Hayvansal ürünler içinde et ve et ürünleri bu ihtiyacı karşılamının yanında istihdam sağlama, ekonomik büyüme ve kalkınma açısından önem taşımaktadır.

Türkiye'de et üretiminin yaklaşık % 55'ini tavuk eti oluşturmaktadır. Geriye kalan %45'lik üretimin ise yaklaşık % 76'sı sığırdan, % 24'ü de koyun, keçi, manda ve diğer hayvan yetiştiriciliklerinden sağlanmaktadır (TÜİK, 2010).

Türkiye'de besi hayvancılığı, hayvan sayısı açısından incelendiğinde küçükbaş hayvan yetiştiriciliğinin ilk sırayı aldığı görülmektedir. Küçükbaş hayvan türleri arasında koyun yetiştiriciliği hayvansal üretim en yoğun faaliyet alanını oluşturmaktadır. Ancak 1991 yılında 40.4 milyon baş olan koyun yetiştiriciliği 2010 yılında %53.6 oranında azalarak 21.75 milyon başa gerilemiştir (Çizelge 1).

Besi hayvancılığı et üretimi açısından ele alındığında ise %78.83'lük pay ile sığır yetiştiriciliğinden elde edilen et üretiminin ilk sırayı aldığı görülmektedir. Daha sonra sırası ile %18.09 koyun eti, %2.83 keçi eti ve %0.24 manda gelmektedir.

Koyun eti üretim ve tüketim fiyatına ilişkin zaman serilerinin değişimi Grafik 1'de verilmiştir. Grafikten görüldüğü gibi 2008'in altıncı ayına kadar durağan bir seyir izlerken, bu tarihten sonra bir artış trendi içine girmiştir. Bu dönemden sonra önsel olarak fiyatlarda bir yapısal kırılmanın olduğundan söz etmek mümkündür.

Fiyat geçirgenliği, arzın yada talebin fiyattaki bir artışa yada azalışa gösterdiği tepki olarak tanımlanmaktadır. Çiftçilerin fiyat değişikliklerine karşı yeniden yönlendirdiği tarımsal üretimin değişme hızını ve büyüklüğünü arz esnekliği ile ölçülmektedir. Bir başka deyişle arz esnekliği üretimin diğer tüm faktörler sabitken fiyatların değişikliğine karşı verdiği cevaptır. Dolaylı olarak bu tanım, bir fiyat artışı ya da azalışının üretimde aynı miktarda değişikliğe yol

<sup>1</sup>Adnan Menderes Üniversitesi Ziraat Fakültesi Tarım Ekonomisi Bölümü, AYDIN.

**Çizelge 1.** Yıllar itibariyle Türkiye'nin Hayvan Varlığı (Bin Baş)

| Yıllar | Sığır | Manda | Koyun | Keçi  | Toplam |
|--------|-------|-------|-------|-------|--------|
| 1991   | 11973 | 366   | 40432 | 10764 | 63536  |
| 1995   | 11789 | 255   | 33791 | 9111  | 54946  |
| 2000   | 10761 | 146   | 28492 | 7201  | 46600  |
| 2005   | 10526 | 105   | 25304 | 6517  | 42453  |
| 2006   | 10871 | 101   | 25617 | 6643  | 43232  |
| 2007   | 11037 | 85    | 25462 | 6286  | 42870  |
| 2008   | 10860 | 86    | 23975 | 5594  | 40514  |
| 2009   | 10724 | 87    | 21750 | 5128  | 37689  |

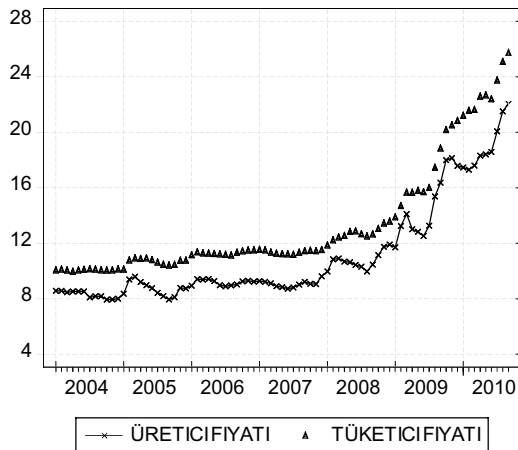
TÜİK 2010

**Çizelge 2.** Yıllar itibariyle Türkiye'de Küçük ve Büyük Baş Hayvansal Et Üretimi

| Yıllar | Koyun  |       | Keçi  |      | Sığır  |       | Manda |      | Diğer |      | Toplam |        |
|--------|--------|-------|-------|------|--------|-------|-------|------|-------|------|--------|--------|
|        | Ton    | %     | Ton   | %    | Ton    | %     | Ton   | %    | Ton   | %    | Ton    | %      |
| 1991   | 128626 | 27.56 | 19570 | 4.19 | 309564 | 66.32 | 8803  | 1.88 | 216   | 0.05 | 466779 | 100.00 |
| 1995   | 102115 | 24.59 | 14124 | 3.40 | 292447 | 70.43 | 6094  | 1.47 | 458   | 0.11 | 415238 | 100.00 |
| 2000   | 111139 | 22.61 | 21395 | 4.35 | 354636 | 72.16 | 4047  | 0.82 | 282   | 0.06 | 491499 | 100.00 |
| 2005   | 73743  | 18.01 | 12390 | 3.03 | 321681 | 78.56 | 1577  | 0.39 | 32    | 0.01 | 409423 | 100.00 |
| 2006   | 81899  | 18.69 | 14133 | 3.22 | 340705 | 77.69 | 1774  | 0.40 | 19    | 0.00 | 438530 | 100.00 |
| 2007   | 117524 | 20.42 | 24136 | 4.19 | 431963 | 75.04 | 1988  | 0.35 | 11    | 0.00 | 575622 | 100.00 |
| 2008   | 96738  | 20.05 | 13753 | 2.85 | 370619 | 76.82 | 1334  | 0.28 | 14    | 0.00 | 482458 | 100.00 |
| 2009   | 74633  | 18.09 | 11675 | 2.83 | 325286 | 78.83 | 1005  | 0.24 | 21    | 0.01 | 412620 | 100.00 |

TÜİK 2010

**Grafik 1.** Koyun Eti Üretim ve Tüketim Fiyatı (TÜİK 2010)



açacağı ifade etmektedir (Mamingi, 1996). Bu bağlamda arz simetrik olarak tanımlanır. Ancak bazı koşullar altında arzın fiyatlardaki artış ve azalışlara aynı derecede tepki vermediği durumlar doğabilir. Bu durumda arz fonksiyonunun asimetrik olup olmadığı sorusu gündeme gelir (Çağatay ve Saygın, 2009). Öte yandan, arz fonksiyonunun asimetrik olup olmadığının testi kadar, mevcut asimetrimin ne türde olduğu da önem taşır. Asimetriyi sınıflandırmak amacıyla, fiyat geçirgenliği konusunda asimetriyi test eden Peltzman'ın (2000) çalışmasına dayanarak arz fonksiyonu için "pozitif" ya da "negatif" asimetriden bahsedilebilmektedir. Bu bağlamda, eğer arzın fiyattaki bir artışa gösterdiği tepki, düşüşe gösterdiği tepkiden daha fazla ve hızlı ise bu tür asimetriye pozitif asimetri, arzın fiyattaki bir düşüşe gösterdiği tepki, artışa gösterdiği tepkiden daha büyük ve hızlı

ise bu tür asimetriye de negatif asimetri denilebilir. Buradan hareketle asimetrimin türünün önemi de vurgulanabilecektir. Zira pozitif asimetrimin varlığı fiyat teşviklerine verilecek tepki açısından olumlu algılanabilirken, negatif asimetri fiyat teşviklerine karşı bir "duyarsızlık" olarak algılanabilir (Çağatay ve Saygın, 2009).

Tarımsal arzın asimetrik tepkisi sabit varlık teorisi, uyum maliyeti ve teknoloji gibi faktörlerle açıklanmaktadır (Çağatay ve Saygın, 2009).

Farklı sebeplerden dolayı tarımsal arz fiyat artması ve düşmesi karşısında beklenen ve aynı büyüklükte tepkiyi vermeyebilir. Teorik yazın tarımsal asimetrik arz tepkisini üç yaklaşımla açıklamaktadır: sabit varlık teoremi, teknolojik gelişme ve uyum maliyetidir. Sabit varlıklar teoremi asimetri literatüründe ilk kez Johnson (1958) tarafından asimetrimin kaynağını açıklamada kullanılmıştır. Bu teorem kısaca, fiyatlar yüksek olduğunda elde edilen toprak, ağaçlar, binalar ve araç-gereçler gibi sabit varlıkların, fiyatlar düştüğünde en azından kısa dönemde elden çıkarılamayacağını ve böylece fiyat düşmesi veya artması çıktıda benzer değişikliklerin göstermeyeceğini vurgular. Bir örnek verilirse et fiyatları yükselirken yatırım amaçlı artırılan hayvan stoku fiyatlar düşmeye başladığı zaman et üretimine geçebilecek duruma gelebilir ve düşen fiyatlar karşısında arz artar (Çağatay ve Saygın, 2009).

Tarımsal asimetrik arz tepkisinin diğer bir nedeni de teknolojik değişimdir. Tarımsal ürün fiyatlarında meydana gelen bir yükselme üreticileri teknolojik açıdan gelişmiş üretim metotları kullanmaya teşvik eder ve üreticiler teknolojik açıdan gelişmiş üretim uygulamalarını ürün fiyatları

düşmesine rağmen kullanmaya devam ederler. Bu tanım nedeniyle bir teknolojik gelişme sonucunda birim maliyetler düşer. Birim maliyetler gelişmiş üretim teknikleriyle ürünün fiyatının ne olduğu önemli olmaksızın daha düşük gerçekleşir. Ürünlerin üretiminde kullanılan bazı kaynaklar ürünün fiyatı düşüncü, başka ürünlerin üretimine kayacaktır (fakat kaynakların tarım dışına kolay transfer edilemeyeceği dikkate alınmalıdır, dolayısıyla teknolojik gelişme devam edecektir). Başka bir açıdan bakılırsa, bir teknolojik gelişme bir defa kabul edildiğinde nadiren bundan vazgeçileceğidir. Bunun nedeni teknolojik gelişmenin birim maliyeti düşürmesidir. Fakat fiyat düşüşü sırasında ürün arzındaki düşüş oranı fiyat arttığı zamanki arz artışından daha düşük olacaktır çünkü teknoloji belli bir ölçüde geri çevrilemeyen nitelikte olabilir (Jaforullah, 1993).

Asimetrik arz tepkisine sebep olabilecek bir başka sebep ise uyarılma maliyetinin asimetrik olmasıdır. Lohr ve Park (1992) araştırmalarında yine sabit varlıklar ve teknoloji faktörleri bir arada görülmektedir. Çiftçilerin üretim seviyesini değişen koşullar karşısında uyarılma kabiliyeti çiftçilerin bireysel üretken varlıklarını uyarılma maliyetine bağlıdır. Eğer uyarılma maliyetlerinde bir asimetri söz konusu ise, fiyatların arttığı bir dönemde artırılan kapasite fiyatların düştüğü dönemde çiftçinin üretimi düşürmesine engel olabilir.

Literatürde asimetrik fiyat geçirgenliği konusunda birçok çalışma bulunmaktadır. Capps ve Sherwell (2005) çalışmalarında, ABD kentleri için tam yağlı süt pazarlama kanalı perakende düzeyleri arasında fiyat geçirgenliğini tahmin etmişlerdir. Bu çalışmaya göre üretici ve tüketici için fiyat geçirgenliği sürecinin asimetrik olduğunu bulunmuştur. Acquah et al., (2006) yaptıkları çalışmada Gana mısır pazarında perakende ve toptan fiyatlar için asimetrik fiyat geçirgenliği incelenmişlerdir. Kumasi mısırı için perakende-toptan fiyat geçirgenliği sürecinde asimetrik olduğu bulunmuştur. Bakucs et al., (2006) çalışmasında, Macar süt piyasası üzerine yaptıkları incelemede, Pazar içinde yapısal kırılma nedeniyle asimetrik bir fiyat geçirgenliği olduğunu tespit etmişlerdir. Bishnu and Mitura (2008) araştırmasında tedarik zinciri boyunca Kanada eyaletleri sığır piyasası için fiyat geçirgenliği ve fiyatlar üzerinde deli dana hastalığının etkisi incelenmiştir. Quebec, Ontario, Alberta ve British eyalet kolonilerinde üretici ve perakende satış fiyatları arasında asimetrik fiyat geçirgenliği olduğu bulunmuş ve bunun sebebi olarak perakende sığır piyasalarında piyasa eksikliklerinden kaynaklandığını tespit etmişlerdir. Holm et al., (2010) Almanya'da süt ve tereyağı üzerinde çeşitli pazarlama kanalları

arasında ki fiyat geçirgenliği üzerine yaptıkları araştırmada; süt ürünü için simetrik fiyat geçirgenliği tespit edilirken, tereyağı için kısa ve uzun dönem için asimetrik bir fiyat geçirgenliği olduğunu bulmuşlardır.

Hols and von Cramon Taubadel (2010) çalışmasında, Almanya'nın Niedersachsen eyaleti domuz üretimi ve domuz eti tüketimi arasında fiyat geçirgenliği incelenmiş ve üretici fiyatları ile tüketici fiyatları arasında bir fiyat asimetrisi olduğunu tespit edilmiştir.

Bu çalışmanın amacı, koyun eti üretim fiyatı ile koyun eti tüketim fiyatı arasında oluşan fiyat değişim ilişkisini ortaya koyarak fiyat geçirgenliğini analiz etmektir. Fiyat geçirgenliği analizi esnasında üretim ve tüketim arasındaki asimetri oluşumu da irdelenecektir.

## 2. MATERYAL VE YÖNTEM

### 2.1 Veri Seti

Bu çalışma, 2004 Ocak ayından başlayarak 2010 Eylül ayına kadar olan 81 aylık verilerden derlenmiştir. Çalışmada kullanılan veriler koyun eti tüketici fiyatları (KT) ile koyun eti üretici fiyatlarıdır (KU). Ayrıca 2004-2010 yılları arasında aylık besi yemi fiyatları kullanılarak fiyatların üzerindeki etkisinin ortadan kaldırılması amaçlanmıştır. Veriler 2003 yılı reel fiyatları üzerinden Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK, 2010) verilerinden derlenmiştir. Koyun eti üretim fiyatı olarak Çiftçi Eline Geçen Fiyat (ÇEF) alınmış olup; bu fiyat çiftçinin piyasaya arz ettiği ürünlerin ilk el satış birim fiyatları olarak TÜİK tarafından tanımlanmaktadır.

Besi yemi ve karma yem fiyatları Türkiye Yem Sanayicileri Birliği (TURKİYEMBİR, 2008) kayıtlarından temin edilmiştir. Tüm değişkenlerin grafikleri incelenmiştir ve eğrisel ilişkileri doğrusallaştırdığı ve varyansta kararlılık sağladığı için logaritmaları alınmıştır. Analizde kullanılan her bir Periyot dönemi bir aya karşılık gelmektedir.

### 2.2. Yöntem

Zaman serileri modellerinin trend içermeleri nedeniyle, bilinen doğrusal ekonometrik modellerin uygulanması durumunda sahte regresyon sorunu ortaya çıkabilmektedir. Bu nedenle zaman serisi modelleri durağan hale getirilmiştir. Durağan olmayan zaman serileri ekonometrik analizde çoğunlukla sorunlu olarak nitelendirilmişlerdir. Granger and Newbold (1974) durağan olmayan seriler kullanılarak yapılan tahminde ortaya sahte regresyonun çıkacağını belirtmişlerdir. Regresyon çıktılarına bakıldığında,  $R^2$  yeterince yüksek ve t istatistikleri anlamlıdır; fakat Durbin-Watson istatistik değeri küçüktür. İki değişkenin gecikmeli değerleriyle elde edilen regresyonlar birim kök taşıyorsa (durağan değilse), alışımlı t ve F testleri geçerli olmayacaktır. Bu iki değişkenden oluşan regresyon sahte regresyon olabilir (Halaç, 2003).

Durağanlığı sağlamak için serilerin farklarının alınması yönteminin kullanılması ve durağan olmayan bir seri "d" kere fark aldıktan sonra durağan hale geliyorsa d. dereceden bütünlük I(d) olarak tanımlanmaktadır. Durağan olmayan bir Y, Serisi d

defa farkı alındıktan sonra  $\Delta y_t$  şeklinde durağan bir süreci ifade etmektedir (Gujarati, 2001).

Çalışmada zaman serilerinin durağanlığı, Geliştirilmiş Dickey Fuller (ADF) testi (Dickey and Fuller, 1979), Kwiatkowski ve arkadaşlarının isimlerinin kısaltması olarak bilinen KPSS (Kwiatkowski et al, 1992) ile Perron Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Model C (Perron, 1997) sınaması kullanılmıştır.

ADF testi durağanlık yok hipotezi, otoregresif sürecin bir birim kök içermesi ve denklemdeki otoregresif katsayıların toplamının "1" e eşit olması olarak ifade edilir (Göktaş, 2000). Daha önce geliştirilmiş olan Dickey-Fuller testi  $\epsilon_t$  hata sürecinde olabilecek otokorelasyonu göz ardı etmektedir.  $\epsilon_t$  sürecinde otokorelasyon varken yapılan en küçük kareler tahminleri etkin değildir. Bu durumda zaman serisini AR(1) süreci olarak modellemek yanlış olacaktır. ADF testi ile bir AR(p) serisinin birim kök içerip içermediğinin testi yapılmaktadır (Aşık, 2003). Bağımlı değişkenin kaç dönem gecikmesinin regresyon denkleminin sağında yer alacağına karar vermek için Schwarz Bilgi Kriterinden (SIC) yararlanılmıştır.

KPSS birim kök testi ADF birim kök testinden farklı olarak sıfır hipotez altında serinin durağan olduğunu ifade etmektedir. KPSS istatistiği zaman serisinin dışsal değişkenlerle regresyonundan elde edilen hata terimlerine bağlıdır. Bu şekilde birim kök testlerinin diğer birim kök testlerine göre KPSS testinin gecikme uzunluğuna duyarlı olmaması, söz konusu testin en güçlü yanındır (Aksu ve Başar, 2009). Ayrıca, KPSS testindeki boş hipotez, ADF testinin boş hipotezinin tersine, birim kökün olmadığını şeklinde olması, KPSS testini ADF testinin sağlamasını olmaktadır.

Bir zaman serisi değişkeni, analiz dönemi içinde ekonomik ve sosyal şok ya da kriz etkisine sahip olabilir. Bu şok ya da krizler sabit terimde, eğimde veya sabit terim ile eğim parametrelerinde yapısal değişmelere neden olmuş olabilir (Kayalak, 2009). Bu çalışmada kırılma tarihini içsel olarak belirleyen Perron (1997) nin önermiş olduğu yapısal kırılmalı birim kök testlerinden Sabitte ve Eğimde Kırılmanın Testi (Model C) kullanılmıştır (Perron, 1997; Kayalak, 2009).

Denkleme bağımlı değişkenin kaç dönem gecikmesinin regresyon denkleminin sağında yer alacağına karar vermek için yine Schwarz Bilgi Kriterinden (SIC) yararlanılmıştır.

Asimetrinin ölçülmesine yönelik testlerin çoğu Wolfram (1971) tarafından bulunan ve daha sonra Houck (1977) ve Ward (1982) tarafından uyarlanan asimetrik arz reaksiyonları üzerine geliştirilen yöntemlerdir. Doksanlı yıllara gelindiğinde ise von Cramon Taubadel and Fahlbusch (1994) asimetrik hata düzeltme (ECT) modelinin asimetrisinin ölçülmesinde kullanılabileceğini göstermiştir. Von Cramon Taubadel and Loy (1998) ve (1999)

makalelerinde, asimetrik ECT modelini genişletmiş ve bu yöntemin, eğer fiyat verisi eşbütünleşik (cointegrated) ise, Houck yaklaşımından daha uygun olduğunu göstermiştir.

Bu çalışmada, et üretim ve tüketim fiyatı arasında asimetrik fiyat geçirgenliğini analiz etmek amacıyla Von Cramon Taubadel and Loy (1999) önermiş olduğu Engel-Granger (1987)'in hata düzeltme modelinden oluşturdukları modelden yararlanılmıştır.

Engel-Granger modelinde eş bütünleşme koşulunun tanımı, aşağıdaki gibi zaman serisi bir regresyon modeli şeklinde oluşturulduğunda;

$$P_t = \alpha + \beta P_j + \epsilon_t$$

Zaman serisi olarak  $P_t$  ve  $P_j$  değişkenlerinin eş bütünleşik olması; değişkenlerin her birinin birinci sıra farkta birim kök içermeleri  $I(1)$  ve  $\epsilon_t$  hata teriminin ise düzeyde durağan olması ile  $I(0)$  mümkün olacağı şeklinde açıklanmaktadır (Kirchgässner and Wolters, 2006). Sözü edilen koşullar sağlandığı takdirde, her iki değişkenin uzun dönemde eş bütünleşik olduğu anlamı ortaya çıkmaktadır.

Ayrıca eş bütünleşmenin varlığını kanıtlamak amacıyla Johansen (1988) testinden de yararlanılmıştır. Maksimum olabilirlik tahmin yöntemi kullanılarak eşbütünleştirici vektörlerin varlığını test eden Johansen yaklaşımı durağan olmayan serilerin farkları ile seviyelerini içeren VAR (Vector Auto Regression) modeli formundadır. Bu yöntem bir başka eşbütünleşmeyi inceleyen yöntem olan Engel-Granger yöntemine bir alternatif yöntem olarak ortaya çıkmıştır (Güneş ve diğ., 2010).

Uzun dönem ilişkinin tanımlanması aşamasından sonra ikinci adım olarak hata düzeltme modeli ile kısa dönem ilişkiler incelenebilir. Bu amaçla aşağıdaki gibi bir hata düzeltme modeli kullanılmaktadır.

$$\Delta P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_{jt} + \alpha_2 ECT_{t-1} + \alpha_3 (L) \Delta P_{it-1} + \alpha_4 (L) \Delta P_{jt-1} + \epsilon_t$$

Burada  $ECT = P_{it} - \beta_0 - \beta_1 P_{jt}$   $P_i$  ve  $P_j$  arasındaki eşbütünleşik ilişkiden sapmaları, (L) gecikme uzunluğunu ve  $\Delta$  birinci sıra farkı göstermektedir.

Granger ve Lee (1989) denklemin, ECT, pozitif ve negatif parçalarına ayrılmasını önermiştir.

$$\Delta P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta P_{jt} + \alpha_2^+ ECT_{t-1}^+ + \alpha_2^- ECT_{t-1}^- + \alpha_3 (L) \Delta P_{it-1} + \alpha_4 (L) \Delta P_{jt-1} + \epsilon_t$$

Burada  $ECT_{t-1}^+ = ECT_{t-1}$  eğer  $ECT_{t-1} > 0$ , ve  $ECT_{t-1}^- = ECT_{t-1}$  eğer  $ECT_{t-1} < 0$  şeklinde yazılır.

Burada  $\alpha_2^+ = \alpha_2^-$  olup olmadığını anlamak için bir Wald Testi sınaması kullanılmıştır (Koutroumanidis et al., 2009). Ho hipotezi, simetri olduğu boş hipotezini

test etmektedir (De-Graft Acquah et al., 2010). Böylece  $P_i$  ve  $P_j$  nin arasındaki fiyat aktarım mekanizmasının simetrik olup olmadığı anlaşılabilir. Bu modele *ECM-I* adı verilir (Holst and von Cramon Taubadel, 2010).

Von Cramon Taubadel and Loy (1999), hem hata düzeltme terimlerinin hem de dışsal fiyat değişikliklerinin parçalandığı daha genel bir ayrıntılı tanımlama önermiştir. Buna da *ECM-II* adı verilir. Burada fiyat değişkenleri negatif ve pozitif parçalarına ayrılarak tekrar modellenmiştir.

$$\Delta P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1^+ \Delta P_{jt}^+ + \alpha_1^- \Delta P_{jt}^- + \alpha_2^+ ECT_{t-1}^+ + \alpha_2^- ECT_{t-1}^- + \alpha_3 (L) \Delta P_{it-1} + \alpha_4 (L) \Delta P_{jt-1} + \varepsilon_t$$

Burada hem  $\alpha_1^+ = \alpha_1^-$  ve  $\alpha_2^+ = \alpha_2^-$  yine F testi ile test edilebilir.

Asimetrik fiyat geçirgenliği modelleri yapısal kırılmaların da etkisi olduğundan söz edilmektedir (Meyer and von Cramon Taubadel, 2004; Bakucs et al., 2006). Bu önermeden hareketle, yapılan asimetrik fiyat geçirgenliği incelemesinde, yapısal kırılma dönemini içeren ve içermeyen şekliyle eş bütünleşme modelleri oluşturulmuştur. Perron testi yardımıyla elde edilen yapısal kırılma dönemleri her bir model için ayrı ayrı hesaplanarak, modele dışsal kukla değişkeni olarak eklenmiş ve hata düzeltme modelleri bu kırılma dönemine uygun olarak oluşturulmuştur. Ayrıca yapısal kırılma içermeyen hata düzeltme modelleri ile de asimetrik fiyat geçirgenliği de incelenmiştir.

Hayvan yemi fiyatlarında oluşan değişimlerin et tüketim fiyatını etkilemesi beklenen bir sonuçtur. Analiz esnasında koyun eti tüketim fiyatından yem girdisi fiyatının etkisi uzaklaştırılması ihtiyacı doğmaktadır. Bu şekilde üretici fiyatı ile tüketici fiyatı arasındaki fiyat geçirgenliğinin etkisi daha net görülmesi sağlanmaktadır. Tüketim fiyatı içinde yer alan yem fiyatının uzaklaştırılması için aşağıdaki formülden yararlanılmıştır (Holst and von Cramon Taubadel, 2010).

$$P_{ketmyf} = P_{ketf} - \frac{YYO}{KA} * P_{yem}$$

$ketmyf$  = Koyun eti tüketimi minimum yem fiyatı

$ketf$  = Et üretim fiyatı

$YYO$  = Yemden yararlanma oranı

$KA$  = Kesim ağırlığı

$P_{yem}$  = Karma yem fiyatı

Hayvansal üretimde her tür hayvan için Yemden Yararlanma Oranları (YYO) farklılık göstermektedir. Bunun yanında, hayvan cinsi, cinsiyeti, yaşı, iklim koşulları, yaşam ortamı gibi faktörlerde YYO'nu etkilemektedir. Bu nedenle Türkiye'de koyun yetiştiriciliği üzerine yapılmış altı çalışmadan elde edilen YYO sonuçlarının ağırlıklı ortalaması hesaplanmış ve formülde kullanılmıştır. Koyun eti tüketim fiyatı sözü edilen formülle tekrar hesaplanarak model içinde kullanılmıştır. YYO'nun hesaplanması için incelenen çalışmalar ve hesaplanan YYO 4.31 ve ortalama kesim ağırlığı 50 kg olarak hesaplanmıştır (Akmaz ve diğ., 2000; Altın ve diğ., 2005; Ekiz ve Altınel, 2005; Karaalp ve Çimen, 2005; Keskin ve diğ., 2005; Karabacak ve Boztepe, 2007).

### 3.ARAŞTIRMA BULGULARI

#### 3.1.Birim Kök Testi ve Yapısal Kırılma

Zaman serileri için geliştirilen teorilerin durağanlık varsayımı altında çalışmaları nedeniyle iktisadi serilerin durağan olup olmaması büyük önem taşımaktadır. Elde edilen ADF, KPSS ve Perron (1997) birim kök testlerinin sonuçları Çizelge 3'de verilmiştir.

Birim kök testlerinden ADF testine göre koyun eti fiyatlarının %1 güven aralığı düzeyinde durağan olmadığı hesaplanmıştır. Birinci sıra farkta ise durağanlık koşulu %1 güven aralığında sağlanmaktadır. KPSS testine göre ise koyun eti tüketim ve üretim fiyatları %5 güven düzeyde durağan olmadığı hesaplanmıştır. Birinci sıra farkları alındığında, ise tüm değişkenler durağan hale gelmektedir.

Eş bütünleşme testi için değişkenlerin birinci sıra farkta durağan olması gerekmekte olup, KPSS

Çizelge 3. Birim kök testleri sınaması sonuçları

| Değişkenler  | ADF |           |        |              | KPSS     |              |       | Perron 1997 Model C |                |      |
|--|-----|-----------|--------|--------------|----------|--------------|-------|---------------------|----------------|------|
|  | k   | Düzy      | k      | 1. Sıra Fark | Düzy     | 1. Sıra Fark | k     | Minimum t değeri    | Kırılma Tarihi |      |
| KU   | 6   | 2.643     | 0      | -5.974       | 0.662    | 1.042        | 1     | -5.3704             | 2008 Mayıs     |      |
| KT   | 1   | 2.084     | 0      | -5.043       | 0.837    | 1.039        | 1     | -5.2041             | 2008 Haziran   |      |
| Engel-Granger Uzun Dönem Denge Hata Terimi Birim Kök Testi |     |           |        |              |          |              |       |                     |                |      |
|  |     | Düzy      |        |              | Düzy     |              |       | Düzy                |                |      |
| ECT  | 1   | -4.493634 |        |              | 0.104355 |              |       | 7.13565             |                |      |
| ECT (kukla)  | 1   | -4.895150 |        |              | 0.083669 |              |       | -6.47632            |                |      |
| Kritik değer   |     | 1%        | 5%     | 10%          | 1%       | 5%           | 10%   | 1%                  | 5%             | 10%  |
|  |     | -3.516    | -2.899 | -2.587       | 0.739    | 0.463        | 0.347 | -5.41               | 4.74           | 4.44 |

k: Gecikme uzunluğu A: Ay

**Çizelge 4.** Johansen Eşbütünleşme Modeli İz İstatistiği ve MED İstatistiği Test Sonucu

|                | Özdeğer | İz İstatistiği | %5 kritik değer | Olasılık | MED İstatistiği | %5 kritik değer | Olasılık |
|----------------|---------|----------------|-----------------|----------|-----------------|-----------------|----------|
| <b>Model 1</b> |         |                |                 |          |                 |                 |          |
| $r = 0$        | 0.322   | 37.812         | 15.495          | 0.000    | 30.721          | 14.265          | 0.000    |
| $r = 1$        | 0.086   | 7.091          | 3.841           | 0.008    | 7.091           | 3.841           | 0.008    |
| <b>Model 2</b> |         |                |                 |          |                 |                 |          |
| $r = 0$        | 0.322   | 31.163         | 15.495          | 0.000    | 30.752          | 14.265          | 0.000    |
| $r = 1$        | 0.005   | 0.411          | 3.841           | 0.521    | 0.411           | 3.841           | 0.521    |

analizine göre %10 güven aralığında koyun fiyatları düzeyde durağan olduğu sonucuna varılmıştır. Bu nedenle Koyun eti fiyatı serileri için bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı %5 güven aralığına göre net bir belirti göstermemektedir. Fakat oluşturulan iki ayrı modele ait hata terimlerine ilişkin durağanlık testlerinin tamamında düzeyde durağan olarak hesaplanmıştır. Bu sonuca göre koyun eti üretimi ile koyun eti tüketim fiyatları arasında bir eşbütünleşik ilişki söz konusudur.

Çalışmada fiyat geçirgenliği yapısal kırılma varlığı altında ve kırılmanın olmadığı varsayımı altında iki ayrı modelleme kurulmuştur. Perron (1997) yapısal kırılma testi tek kırılma aylarını (en büyük değişim noktasını) vermektedir. Değişkenler Perron (1997) Model C yapısal kırılmalı birim kök testine göre kırılmaya rağmen, koyun eti üretim ve tüketim fiyatı %5 anlamlılık seviyesinde durağan bulunmuştur. Koyun eti üretimi için kırılma yılı Mayıs 2008, koyun eti tüketimi için kırılma yılı Haziran 2008'dir.

Eş bütünleşmenin varlığı kanıtlamak amacıyla oluşturulan Johansen (1988) testine göre yapısal kırılma içermeyen Model 1 ile yapısal kırılma kukla değişkeni içeren Model 2 değişkenleri %5 güven aralığında uzun dönemde bir eş bütünleşme göstermekte olduğu hesaplanmıştır. Model 1'de iki ayrı eş bütünleşme vektörü bulunurken Model 2'de sadece bir tane eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir (Çizelge 4).

### 3.2. Fiyat Geçirgenliği ve Asimetrik Fiyat Geçirgenliği Analizi

Engel Granger (1987)'in hata düzeltme modelinin ilk aşamasında değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkisinin varlığı bir önceki test istatistikleri ile kanıtlanmıştır. Model 1 ve Model 2'ye ilişkin uzun dönem denge modelleri sırasıyla aşağıdaki gibidir.

#### MODEL 1.

$$KU = -0.31694 + 1.049119KT + \epsilon$$

(-8.11497) (68.99866)

(F=5902.680; p=0.0001)

Yapısal kırılma olmadan gerçekleştirilen Model 1'de koyun eti tüketim fiyatında %1'lik bir artış koyun eti üretim fiyatını %1.049 oranında artırmaktadır. Sabit ve koyun eti tüketim fiyatı değişkenlerine ait

parantez içinde verilen t testi istatistiği %1 düzeyinde anlamlı bulunmuştur.

#### MODEL 2.

$$KU = -0.22746 + 0.025856D + 1.010597KT + \epsilon$$

(-3.49508) (1.707526) (37.28489)

(F=3076.764; p=0.0001)

$$D = \begin{cases} 0 & \text{eğer } t < 2008 \text{ Mayıs} \\ 1 & \text{eğer } t > 2008 \text{ Mayıs} \end{cases}$$

Yapısal kırılmalı gerçekleştirilen Model 2'de koyun eti tüketim fiyatında %1'lik bir artış koyun eti üretim fiyatını %1.010 oranında artırmaktadır. Sabit ve koyun eti tüketim fiyatı değişkenlerine ait t testi istatistiği %1 düzeyinde anlamlı iken kukla değişkenine ait t-testi değeri %10 düzeyinde anlamlı bulunmuştur.

Model 1 ve Model 2 için oluşturulan hata düzeltme modellerinin, ayrı ayrı hem simetrik ( $ECT_{t-1}$ ) hem de asimetrik ( $ECT_{t-1}^+$  ve  $ECT_{t-1}^-$ ) olarak fiyat geçirgenlikleri test edilmiştir (Çizelge 5). Schwartz kriterine göre modelin gecikme uzunluğu altı olarak hesaplanmış ve modeller bu gecikme uzunluğuna uygun olarak kurulmuştur. Çizelge 5'de sadece modellere ait hata terimleri katsayılarına dair değerler verilmiştir.

Birinci modele göre koyun eti üretici fiyatının, tüketici fiyatına simetrik bir tepki gösterdiği ve fiyat etkileşiminin ( $ECT_{t-1}$ ) çift taraflı olarak aynı düzeyde birbirini etkilediği hesaplanmıştır. İkinci modelde koyun eti üretim fiyatı ile tüketim fiyatı arasında yine çift taraflı bir etkileşim hesaplanmasına karşın, koyun eti tüketim fiyatının bağımlı değişken olarak alınması durumunda, koyun eti tüketim fiyatının üretim fiyatını etkileme oranının daha yüksek bir düzeyde olduğu (-0.515) hesaplanmıştır.

Koyun eti tüketim fiyatının bağımlı değişken olarak alındığı asimetrik model hesaplamalarında, koyun eti üretim fiyatının tüketim fiyatına asimetrik bir etki yaratmadığı her iki modelden ayrı ayrı hesaplanmıştır. Buna karşılık üretici fiyatlarının bağımlı değişken olarak alınması durumunda tüketim fiyatında bir değişimin üretici fiyatlarına doğru asimetrik bir etkiye sahip olduğu bulunmuştur.

Model 1'de hesaplanan üretici fiyatına ait

Cizelge 5. Simetrik ve Asimetrik Fiyat Geçirgenliği

|                   | Simetrik Fiyat Geçirgenliği |             |             |             | Asimetrik Fiyat Geçirgenliği |             |             |             |
|-------------------|-----------------------------|-------------|-------------|-------------|------------------------------|-------------|-------------|-------------|
|                   | Model 1                     |             |             |             | Model 1                      |             |             |             |
|                   | Katsayı                     | t- testi    | Katsayı     | t- testi    | Katsayı                      | t- testi    | Katsayı     | t- testi    |
| İçsel $\Delta y$  | $\Delta KU$                 |             | $\Delta KT$ |             | $\Delta KU$                  |             | $\Delta KT$ |             |
| Dışsal $\Delta x$ | $\Delta KT$                 |             | $\Delta KU$ |             | $\Delta KT$                  |             | $\Delta KU$ |             |
| $ECT_{t-1}^+$     | 0.148                       | 3.333***    | -0.147      | -1.957**    | -0.350                       | -2.052***   | -0.135      | -1.137      |
| $ECT_{t-1}^-$     |                             |             |             |             | -0.303                       | -1.381      | -0.084      | -0.805      |
| R kare            | 0.764                       |             | 0.835       |             | 0.837                        |             | 0.840       |             |
| Wald Testi        | -                           |             |             |             | 2.864**                      |             | 0.905       |             |
|                   | Model 2                     |             |             |             | Model 2                      |             |             |             |
|                   | Katsayı                     | t- testi    | Katsayı     | t- testi    | Katsayı                      | t- testi    | Katsayı     | t- testi    |
|                   | İçsel $\Delta y$            | $\Delta KU$ |             | $\Delta KT$ |                              | $\Delta KU$ |             | $\Delta KT$ |
| Dışsal $\Delta x$ | $\Delta KT$                 |             | $\Delta KU$ |             | $\Delta KT$                  |             | $\Delta KU$ |             |
| $ECT_{t-1}^+$     | -0.515                      | -3.116***   | -0.147      | -3.317***   | -0.461                       | -2.509**    | -0.143      | -1.189      |
| $ECT_{t-1}^-$     |                             |             |             |             | -0.669                       | -2.662***   | -0.078      | -0.733      |
| R kare            | 0.845                       |             | 0.784       |             | 0.849                        |             | 0.841       |             |
| Wald Testi        | -                           |             |             |             | 5.215***                     |             | 0.896       |             |

Güven Aralığı: \* $p < 0.1$  ; \*\*  $p < 0.05$ ; \*\*\* $p < 0.01$  anlamlı

asimetrik değerler arasında fiyat artışları ve düşüşlerin üretime olan etkisi yakın bulunmuştur ( $ECT_{t-1}^+ = -0.350$  ve  $ECT_{t-1}^- = -0.303$ ). Model 2'ye göre ise arzın fiyattaki bir düşüşe gösterdiği tepki (-0,669), artışa gösterdiği tepkiden daha büyük (-0,461) olduğu yani negatif asimetri gösterdiği hesaplanmıştır. Bu değerlendirmeye, fiyat teşviklerine karşı tüketici fiyatlarının üretici fiyatlarına doğru “duyarsızlık” olarak algılanabilecek bir sonuç açığa çıkmaktadır.

#### 4. SONUÇ

Fiyat geçirgenliği analizi esnasında üretim ve tüketim arasındaki asimetri oluşumu iki ayrı model kullanılarak incelenmiştir. Her iki model uzun dönem denge ilişkisi Engel-Granger ve Johansen metotları ile incelenmiş ve uzun dönemde denge ilişkisi görülmüştür. Eş bütünleşmenin varlığını kanıtlamak amacıyla oluşturulan Johansen (1988) testine göre yapısal kırılma içermeyen Model 1 ile yapısal kırılma kukla değişkeni içeren Model 2 değişkenlerinin uzun dönemde bir eş bütünleşme göstermekte olduğu hesaplanmıştır.

Her iki modele ait elastikyetler sırasıyla; Model 1'de, koyun eti tüketim fiyatındaki %1'lik bir artış koyun eti üretim fiyatını %1.05 oranında artırmaktadır. Yapısal kırılmalı gerçekleştirilen Model 2'de ise koyun eti tüketim fiyatındaki %1'lik bir artış koyun eti üretim fiyatını %1.01 oranında artırmaktadır. Elde edilen sonuçlara göre arzın esnek olduğundan söz etmek mümkündür.

Fiyat geçirgenliği analizinde simetrik ve asimetrik fiyat geçirgenlikleri incelenmiş olup, her iki modelde koyun üretimi bağımlı değişkeninde asimetri durumu tespit edilmiştir. Koyun eti tüketimi bağımlı değişken olması durumunda sadece simetrik fiyat

geçirgenliği tespit edilmiştir.

İkinci modele göre arzın fiyattaki bir düşüşe gösterdiği tepki, artışa gösterdiği tepkiden daha büyük olduğu yani negatif asimetri gösterdiği hesaplanmıştır. Bu değerlendirmeye, fiyat teşviklerine karşı üretici fiyatları duyarsızlık göstermekte olup, politika yapıcılarının fiyat teşvikleri kullanarak üretime müdahale etmeleri yönünde verecekleri kararların üreticiye yansımayaacağı sonucu ortaya çıkmaktadır. Asimetrik fiyat geçirgenliğinin nedeni olarak et üreticisinin sabit varlık teoremine ve uyarılma maliyetinden beraber etkilediğinden söz edilebilir. Genel olarak literatürde et ve et ürünlerinde gözükten asimetrisinin temel nedeni olarak fiyatlar yüksek olduğunda elde edilen ağıl ve diğer binalar gibi sabit varlıkların, fiyatlar düştüğünde en azından kısa dönemde elden çıkarılamayacağını ve böylece fiyat düşmesi veya artması çıktıda benzer değişikliklerin göstermeyeceğini vurgulamaktadır.

Söz konusu edilen iki model arasında asimetrik fiyat tepkilerinin irdelenmesi yönünde yapısal kırılma içeren ikinci modelin, fiyatlar arası geçirgenlik düzeyini göstermesi açısından daha başarılı bir model olduğundan söz etmek mümkündür.

#### KAYNAKLAR

- Acquah G.H., and Kwesi, S., Dadzie, N. 2010. An application of the von Cramon-Taubadel and Loy error correction models in analyzing asymmetric adjustment between retail and wholesale maize prices in Ghana, Journal of Development and Agricultural Economics Vol.2(4):100-106.
- Akmaz, A., Tekin, M.E., Tepeli, C.1998. Alman Siyah Başlı X Akkaraman ve Hampshire Down X Akkaraman Melezi (F1 ve G1) Erkek Kuzuların Besi Performansı ve Karkas Özellikleri, Turk J Vet Anim Sci, TÜBITAK, 24(2000):715.

- Aksu, H., Başar, S.2009. Türkiye İçin İkiz Açıklar Hipotezi'nin Tahmini: Bir Sınır Testi Yaklaşımı, A.Ü. Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi, Cilt: 64 Sayı: 4 Sayfa: 001-014.
- Altın, T., Karaca, O., Cemal, İ., Yılmaz, M., Yılmaz, O. 2005. Kıvrıkcık ve Karya Kuzularında Besi ve Karkas Özellikleri, Hayvansal Üretim 46(1):19-29.
- Aşık, A. 2003. "Yapısal Kırılmalar ve Makroekonomik Değişkenler: Ampirik Bir Çalışma", Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimleri Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Ankara.
- Bakucs, L.Z, Fertő, I., Hockmann, H., Perekhozhuk, O. 2006. Farm To Retail Price Transmission On The Pork Market: A German-Hungarian Comparison, Studies on the Agricultural and Food Sector in Central and Eastern Europe, Vol. 33, Halle (Saale), IAMO,414-429.
- Bishnu, S. and Mitura, V. (2005). Mitura Price Transmission Along the Canadian Beef Supply Chain and the Impact of BSE, Research Paper, Catalogue no. 21-601-M -No. 91.
- Capps, O. and Sherwell P. (2005).Spatial Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission Associated with Fluid Milk Products, Selected Paper prepared for presentation at the American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Providence, Rhode Island.
- Çağatay, S. ve Saygın O.P. 2009. "Türkiye'de Tarımsal Asimetrik Arz Tepkisinin Test Edilmesi ve Kırsal Kesimden Kentlere Gerçekleşen İç Göçün Asimetri Üzerindeki Etkisinin Bulunması", TÜBİTAK, SOBAG Projesi, Proje No: 107K421.
- De-Graft Acquah, H., Kwesi, S., Dadzie, N. 2010. An Application of the Von Cramon-Taubadel and Loy Error Correction Models In Analyzing Asymmetric Adjustment Between Retail And Wholesale Maize Prices In Ghana, Journal of Development and Agricultural Economics Vol.2(4):100-106.
- Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. In: Journal of the American Statistical Association 74: 427-431.
- Ekiz, B. ve Altınel, A. 2005.Kıvrıkcık Koyunlarından Kaliteli Kesim Kuzuları Elde Etmek Amacıyla Alman Siyah Başlı Etçi Koyunu Genotiplerinden Yararlanma Olanakları II. Kuzularda Besi, Kesim ve Karkas Özellikleri, İstanbul Üniversitesi Veteriner Fak. Dergisi, 31(2):75-89.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987), "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55:251-76.
- Granger, C.W.J. and Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *J. Econ.*, 2: 111-120.
- Granger, C.W.J. and Lee, T.H. (1989). Investigation of Production, Sales and Inventory Relationships using Multicointegration and non-symmetric Error Correction Models. *J. Applied Econ.* 4:135-159.
- Gökçen, H. 2008. Türkiye'de koyunculüğün sorunları ve çözüm önerileri. <http://www.hazimgokcen.com/>, [Erişim Tarihi: 12.10.2010]
- Göktaş, Ö. 2000. "Durağan Olmayan Zaman Serilerinde Ko-Entegrasyon Analizi ve Bir Uygulama" İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Doktora Tezi, İstanbul.
- Gujarati, D.N. 2001. Temel Ekonometri. Literatür Yayınları: 33, İstanbul.
- Güneş, E., Özçelik A., Özer O.O., Albayrak, M. 2010. The analysis of some factors on feed compound production: A case study focused on the Turkish feed industry, *African Journal of Business Management* Vol. 4(7):1329-1335.
- Halaç, U. 2003 Türkiye'de Para Dolanım Hızının İstikrarı: 1987-2001, Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi 5 (1):85-102.
- Holm, T., Carsten Steinhagen, C., Loy P. J. (2010) Preistransmission für Konsummilch und Butter in den verschiedenen Distributionskanälen des Lebensmitteleinzelhandels, Vortrag anlässlich der 50. Jahrestagung der GEWISOLA „Möglichkeiten und Grenzen der wissenschaftlichen Politikanalyse“, Braunschweig, 29.09-01.10.2010.
- Holst, C. und von Cramon-Taubadel, S. 2010. "Einfluss Des Schweinezyklus Auf Die Preistransmission Zwischen Ferkel- Und Schlachtschweinepreisen In Niedersachsen" Vortrag anlässlich der 50. Jahrestagung der GEWISOLA „Möglichkeiten und Grenzen der wissenschaftlichen Politikanalyse“, Braunschweig, 29.09-01.10.2010.
- Houck, P. C. 1977. "An Approach to Specifying and Estimating Nonreversible Functions", *American Journal of Agricultural Economics*, 59: 570 572.
- Johansen, S. 1988. Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12.
- Karabacak, A. ve Boztepe, S. 2007. Yağlı Kuyruklu Ve Yağsız İnce Kuyruklu Koyun Irklarının Besi Performanslarının Karşılaştırılması, *Selçuk Üniversitesi Ziraat Fakültesi Dergisi* 21 (42): (2007):89-95.
- Karaalp, M. ve Çimen, M. 2005. Tüm Arpa Besisi Uygulanan Yağlı Kuyruklu ve Uzun Kuyruklu Tokluların Performansları ve Plazma Kolesterol ve Lipoprotein Düzeylerinin Karşılaştırılması, *Tarım Bilimleri Dergisi*, 11 (2):129-132.
- Kayalak S. 2009. "Türkiye Fındık Piyasasındaki Ekonomik Değişkenlerin Yapısal Değişimi ve Zaman Serisi Analizi", A.Ü. Fen Bilimleri Enstitüsü, Doktora Tezi.
- Keskin, M., Biçer, O., Kaya, Ş., Şahin, A., Gül, S., Duru, M., Şahinler, S., Görgülü, Ö. 2005. Yem Tazeleme Sıklığının Kuzulardan Besi Performansı ve Davranış Özelliklerine Etkileri, TÜBİTAK, Proje No: VHAG-2027.
- Kirchgässner, G. und Wolters, J. 2006. Einführung in die moderne Zeitreihenanalyse. Vahlen, München.
- Koutroumanidis T, Zafeiriou, E., Arabatzis G. 2009. Asymmetry in price transmission between the producer and the consumer prices in the wood sector and the role of imports: The case of Greece, *Forest Policy and Economics* 11 (2009):5664.
- Mamingi, N. 1997. "The Impact of Prices and Macroeconomic Policies on Agricultural Supply: A Synthesis of Available Results", *Agricultural Economics*, 16: 1734.
- Meyer, J. and von Cramon Taubadel, S. 2004. Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Journal of Agricultural Economics*, Vol. 55(3): 581-611.
- Peltzman, S. 2000. "Price rise faster than they fall", *Journal of Political Economy*, 108 (3):466 502.
- Perron, P. 1997. "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80 (2):355-385.



- TURKİYEMBİR, 2008. [Http://www.turkiyembir.org.tr/](http://www.turkiyembir.org.tr/)  
[Erişim Tarihi: 12.10.2010]
- TÜİK 2010. <http://www.tuik.gov.tr>, [Erişim Tarihi  
14.10.2010]
- Von Cramon Taubadel, S. 1998. “Estimating asymmetric price transmission with the error correction representation: An application to the German pork market”, *European Review of Agricultural Economics*, 25:103110.
- Von Cramon Taubadel, S. and Loy, J. P. 1999. “The identification of asymmetric price transmission processes with integrated time series”, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 218:85 106.
- Von Cramon Taubadel, S. and Fahlbusch, S. 1994. *Identifying Asymmetric Price Transmission with Error Correction Models*, Working Paper.
- Ward, R.W. 1982. “Asymmetry in Retail, Wholesale, and Shipping Point Pricing for Fresh Vegetables”, *American Journal of Agricultural Economics*, 62:205 212.
- Wolffram, R. 1971. “Positivistic Measures of Aggregate Supply Elasticities: Some New Approaches-Some Critical Notes”, *American Journal of Agricultural Economics*, 53: 356 359.

***Sorumlu Yazar***

***Osman Orkan ÖZER***

*osman.ozer@adu.edu.tr*

*Geliş Tarihi :14.02.2011*

*Kabul Tarihi :03.10.2011*