



Erciyes University Journal of the Institute of Science and Technology
Erciyes Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Dergisi

ISSN 1012-2354

Cilt (Volume): 31 , Sayı (Issue): 2, Mayıs/May -2015

<http://fbe.erciyes.edu.tr/>



Tavuk sayısı, yumurta sayısı ve yumurta fiyatı arasındaki nedensellik ilişkisinin incelenmesi

*Şenol ÇELİK¹

¹ Bingöl Üniversitesi Ziraat Fakültesi Zootekni Bölümü, Bingöl

ÖZET

Bu çalışmada, 1980-2013 döneminde tavuk sayısı, yumurta sayısı ve yumurta fiyatı değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkileri ve uzun dönemli ilişkisi analiz edilmiş, ilişkilerin yönü ve büyüklüğü vektör hata düzeltme modeli ile belirlenmiştir. Serilerin durağan olmadığı, birinci farkı alındıktan sonra durağan hale geldikleri görülmüştür. Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkisinin olup olmadığını görmek için koentegrasyon analizi kullanılmıştır. Koentegrasyon analizi sonuçlarına göre, seriler uzun dönemde birlikte hareket etmekte yani koentegredir. Yapılan analizle yumurta fiyatı ve tavuk-horoz sayısı arasında pozitif ilişkinin olduğu görülmüştür. Ancak yumurta fiyatı ve yumurta sayısı arasında negatif bir ilişkinin olduğu gözlemlenmektedir. Uzun dönemli ilişkinin yönünü ve kısa dönemdeki etkileri görebilmek için de Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) analizi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre Türkiye’de tavuk sayısı ile yumurta fiyatı ve yumurta sayısı arasında uzun dönemli ilişki bulunmaktadır. Yumurta sayısı ve tavuk sayısı ile yumurta fiyatı arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi görülmektedir.

Anahtar

Kelimeler:

Tavuk, yumurta, fiyat, koentegrasyon, vektör hata düzeltme modeli, nedensellik.

Examined of causality relationship between number of chicken, the number of eggs and egg prices

ABSTRACT

In this study, causalities and long term relationship between number of hens, number of egg and egg price variables are analysis for 1980-2013 period, the direction and size of these relationships are determined by vector error correction models. They were seen in the study that the difference of the series were not stable and the series became stable after the first difference was taken. Cointegration analysis has been used in order to see the presence of long-run relationship between the variables. According to the results of the cointegration analysis, the series act together in the long term, that is, they are cointegrated. The made analysis, the long-term relation between the egg price and number of hens-cocks is found to be positive. However, a negative relationship has been found between egg price and number of egg. To see the direction of the relationship and the short-run dynamics between the variables, a Vector Error Correction Model (VECM) analysis has been utilized. According to obtained the results, show that there is a long-run relationship between the number of hens-cocks in Turkey and egg price and number of egg. There is bi-directional causality among egg number and the number of chicken and egg prices.

Key Words:

Hens, egg, price, cointegration, vector error correction model, causality.

1. Giriş

Günümüzde tavukçuluk önemli bir endüstri sektörü olmuş ve dev adımlarla ilerlemektedir. Yumurta tavukçuluğu, insan beslenmesinde mükemmel bir gıda olan yumurtanın üretimi açısından çok önemli bir yetiştiricilik faaliyetidir. Çünkü yumurta, anne sütünden sonra insanın ihtiyacı olan tüm besin öğelerini bulandıran tek besin kaynağıdır. Yumurta tüm besinler içerisinde en değerli proteini içermektedir. Sindirilebilirliği yüksektir, tamamına yakını vücut tarafından kullanılmakta ve vücut proteinlerine dönüşebilmektedir. Yumurta başlıca, A, D, E ve B grubu vitaminler olmak üzere diğer vitaminleri de önemli oranda içermektedir [1].

Tavukçuluk, tavukların et, yumurta ve diğer yan ürünlerinin elde edilmesi amacı ile yetiştiriciliğinin yapıldığı hayvancılık koludur. Tavukçuluk ürünleri, günümüzün önemli bir sorunu olan yetersiz beslenme üzerinde anahtar konumdadır. Çünkü tavukçuluk ürünleri, doğası gereği bol miktarda, oldukça hızlı ve en düşük maliyetli ürün grubudur. [2].

Hobi veya ticari amaçla yetiştirilen tavuk; hindi, kaz, ördek, devekuşu, keklik, sülün ve bıldırcın gibi çeşitli kanatlı türler kanatlı hayvan grubuna girmektedir. Bunlardan ekonomik değeri daha yüksek olan tavuk, eti ve yumurtası için yaygınca yetiştirilmekte ve tüketilmektedir. Ülkemizde gerek kırsal kesiminde gerekse modern tesislerde üretimi ve tüketimi en fazla olan kanatlı hayvandır [3].

FAO istatistiklerine göre, 2013 yılında dünyada en fazla tavuk üretimini 5 462 000 000 adet olarak Çin gerçekleştirirken, bu ülkeyi sırasıyla 1 917 000 000 adetle ABD ve 1 272 000 000 adetle Brezilya izlemektedir. 2012 yılında dünyada en fazla yumurta üretimini 496 634 000 000 adet olarak Çin gerçekleştirirken, bu ülkeyi sırasıyla 92 275 000 000 adetle ABD ve 65 450 000 000 adetle Brezilya izlemektedir. Dünya ülkeler sıralamasında Türkiye 2013 yılında tavuk üretiminde 12. sırada, 2012 yılında tavuk yumurtası üretiminde 10. sırada yer almaktadır [4]. Tavuk-horoz üretim artışı 2012 yılında bir önceki yıla göre % 6,66 oranında gerçekleşirken, 2013 yılında toplam üretim bir önceki yıla göre % 4,90 artış göstermiştir. Yumurta üretimi 2012 yılında bir önceki yıla göre % 15,10 artarken, 2013 yılında toplam üretim bir önceki yıla göre % 10,64 artmıştır [5]. Türkiye İstatistik Kurumu'nun (TÜİK) Kümes Hayvancılığı Üretimi verilerine göre, Ekim ayında, yumurta üretim miktarı bir önceki yılın aynı ayına göre yüzde 2,2 artışla 1 483 203 adet ile aylık bazda rekor düzeye çıktı [6, 7]. 2011 yılı bilgilerine göre, Türkiye yumurta ihracatında Hollanda ve ABD'den sonra dünyada üçüncü sırada yer almaktadır [4]. Bu bilgiler Türkiye'de tavuk ve yumurta üretiminin son derece önemli olduğunu göstermektedir.

Koentegrasyon analizi ve vektör hata düzeltme modeli ile ilgili başta ekonomi olmak üzere birçok alanda yapılmış çok sayıda çalışma vardır. Ancak hayvancılık konusunu içeren çok az sayıda çalışma bulunmaktadır. Çelik'in çalışmasında, 1980-2013 dönemi sığır sayısı, süt üretimi ve süt fiyatı arasındaki uzun dönemli ilişki incelenmiştir [8].

Bu çalışmanın amacı, koentegrasyon ve vektör hata düzeltme analiz tekniklerini kullanarak Türkiye'nin 1980-2013 dönemindeki tavuk-horoz sayısı, yumurta sayısı ve yumurta fiyatı serileri arasındaki ilişkileri tahmin etmektir. Bu ilişkinin bilinmesi, tavukçulukla ilgili üretim ve fiyat politikasının belirlenmesi açısından önemlidir.

Koentegrasyon analizinde hata terimlerinin hesabı

2. Materyal ve metod

Bu çalışmada, tavuk (horoz sayısı dahil) sayısı, tavuk yumurta sayısı ve yumurta fiyatlarına ait veriler, Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) ve Birleşmiş Milletler Gıda ve Tarım Örgütü (Food and Agriculture Organization of the United Nations, FAO) sayfalarındaki kayıtlardan sağlanmıştır. Bu değişkenlere ait veriler 1980-2013 dönemi için yıllık zaman serileri şeklinde oluşturularak istatistiksel analize hazır hale getirilmiştir.

Çalışmada, tavuk (horoz sayısı dahil) sayısı, tavuk yumurtası sayısı ve yumurta fiyatı arasındaki ilişkiyi analiz etmek için vektör otoregresif model, nedensellik analizi ve koentegrasyon yöntemi uygulanmıştır.

Nedensellik ilişkisi araştırılmadan önce serilerin durağanlık testi yapılır. Serilerin durağanlığının tespiti için genişletilmiş Dickey Fuller (Augmented Dickey Fuller-ADF) birim kök testi yapılır [9]. Durağan bir zaman serisinin ortalaması, varyansı ve kovaryansı zaman içerisinde değişmemektedir [10].

Dickey-Fuller testi, hata terimlerinin otokorelasyon içermesi halinde kullanılamamaktadır. Zaman serisinin gecikmeli değerleri kullanılarak hata terimindeki otokorelasyon ortadan kaldırılabilir. Dickey-Fuller bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini, bağımsız değişken olarak modele dahil eden yeni bir test geliştirmiştir. Bu test Genişletilmiş Dickey-Fuller testidir. Burada gecikmeli değişkene ait uygun gecikme mertebesi belirlenirken Akaike ve Schwarz kriterlerinden yararlanılmaktadır [11]. Bu test (1), (2) ve (3) nolu eşitliklerde olduğu gibi üç farklı şekilde yazılabilir [12].

$$\Delta X_t = \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (1)$$

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (2)$$

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \gamma X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (3)$$

ADF testi, yukarıdaki denklemde γ katsayısının istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadığını test eder. ADF testi ile elde edilen sonuçlar, % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyinde MacKinnon kritik değerleri ile karşılaştırılabilir [13].

Denklemden ΔX_t durağan olup olmadığı analiz edilen zaman serisinin birinci farkını, t genel eğilim değişkenini ve X_{t-1} ise gecikmeli fark terimlerini göstermektedir.

Pesaran *vd.* (2001)'in geliştirdiği yaklaşım, $I(0)$ ve $I(1)$ değişkenlerinin her ikisinin de modelde yer almasına ve bunlar arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını test etmeye imkan sağlamaktadır [14]. Ancak, bu yaklaşımda değişkenlerin düzeyde ya da birinci dereceden bütünleşik olması gerekliliği ve Johansen'in yönteminin kullanılabilmesi için de değişkenlerin bütünleşme düzeylerinin aynı olması gerekliliği değişkenlerin bütünleşme derecelerinin belirlenmesini gerektirmektedir. Bu amaç doğrultusunda modeldeki serilerin birim kök testleri yapılmıştır.

Aynı düzeyde durağan değişkenlerin eş bütünleşik olup olmadıklarını belirlemek için Koentegrasyon testi yapılır [15].

eşitliklerde gösterilen λ ve θ), istatistiksel anlamda sıfırdan

koentegrasyon parametresine bağlı olduğundan hata terimleri için Engle-Granger (EG) ve genişletilmiş-EG (AEG) kritik değerleri kullanılır [16]. Serilerin farklarının alınması, serilerin geçmiş dönemlerde maruz kaldığı şokların etkisini yok etmekle birlikte değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilerin de kaybolmasına neden olmaktadır. Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı koentegrasyon analizi ile belirlenebilir [17]. Genel olarak değişkenler I(d) ise ve d aynı değerse değişkenler koentegrasyonludur ve aralarındaki regresyonlar güvenilir sonuçlar verir [18]. Johansen koentegrasyon testi, (4) nolu eşitlik dikkate alınarak yapılır [19].

$$\Delta X_t = \alpha(\beta'X_{t-1} - \beta_0 - \beta_{1t}) - \gamma_0 - \gamma_{1t} + \sum_{j=1}^k \Gamma_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Burada X_t , t döneminde gözlenen değişkenlerin px1 vektörü; α , pxr katsayılar matrisi; β , r koentegre vektörlerini tanımlayan pxr katsayılar matrisi; β_0 , koentegre vektörler için kesikli rx1 vektörü; β_1 , koentegre vektörlerde lineer deterministik eğilimlerine olanak sağlayan rx1 katsayılar vektörü, γ_0 , denklemdeki px1 kesikli vektörü; γ_1 , px1 lineer eğilim katsayılar vektörü ve Γ_j , j=1,...,k'ya kadar olan ve gecikme uzunluğu olan pxp matrislerini ifade etmektedir. Eğer seriler koentegre iseler; bunlara uygulanacak olan standard Granger prosedüründen elde edilecek sonuçlar geçersiz olacaktır [20]. Bu durumda nedensellik testi için hata düzeltme modeli uygulanmaktadır. Seriler arasında koentegrasyon ilişkisi olduğunda (5) nolu eşitlikte olduğu gibi bir Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) tahmin edilir:

$$\Delta X_t = \delta + \sum_{i=1}^{k-1} \gamma_i \Delta X_{t-i} + \Omega HDT_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Burada HDT_{t-1} ifadesi hata düzeltme terimini göstermektedir. Eşitlik (5)'de kullanılan çok değişkenli olarak vektör hata düzeltme modelini (VECM) oluşturan eşitlikler aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\Delta \ln YF_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta \ln YF_{t-i} + \sum_{i=1}^l \alpha_{2i} \Delta \ln YS_{t-i} + \lambda HDT_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (6)$$

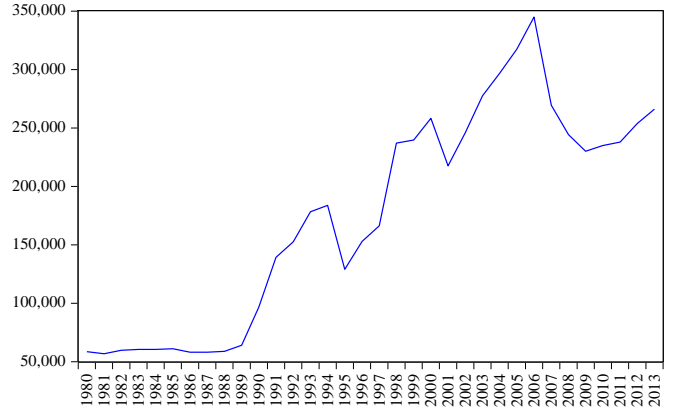
$$\Delta \ln YF_t = \beta + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \Delta \ln YF_{t-i} + \sum_{i=1}^l \delta_{2i} \Delta \ln THS_{t-i} + \theta HDT_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (7)$$

Eşitlik (6) ve Eşitlik (7)'de ifade edilen HDT_{t-1} hata düzeltme terimini, yani koentegrasyon regresyonundan elde edilen hata terimlerini ifade etmektedir. ε_{1t} ve ε_{2t} ise ilgili denklemlere ait hata terimlerini göstermektedir. Eşitliklerdeki hata düzeltme terimlerine ait tahmin edilen parametrelerin (bu

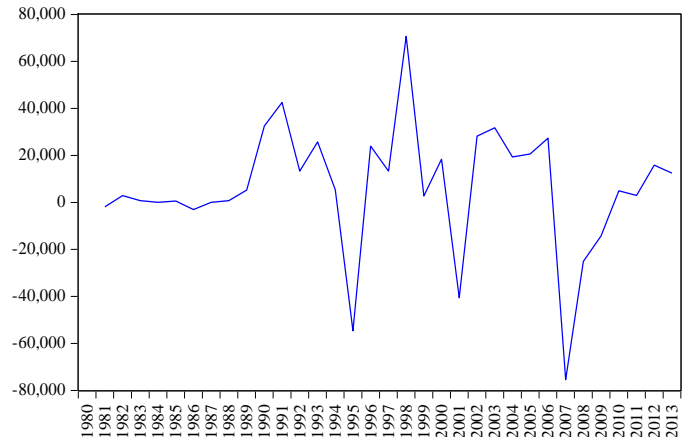
farklı olması değişkenler arasında denge sağlayıcı uzun dönemli bir ilişkinin bulunduğunu göstermektedir. Bu parametreler, kısa dönemde denge durumunda meydana gelen sapmaların uzun dönemde hangi oranda tekrar denge durumuna dönüldüğünü gösterdikleri için uyarlanma hızı parametreleri olarak adlandırılır. Eşitliklerdeki HDT'lere ait parametrelerin istatistiksel olarak sıfırdan farklı olmaları nedensellik ilişkisinin kurulması için yeterlidir, diğer değişkenlere ait parametrelerin grup olarak sıfırdan farklı olması gerekmemektedir. Eşitlik (6) ve (7)'ye göre nedensellik ilişkisini kurmak için, α_{1i} ve α_{2i} 'nin grup olarak sıfırdan farklı olması gerekmemektedir [21].

3. Bulgular

Tavuk ve horoz sayısı, yumurta sayısı ve yumurta fiyatı değişkenlerinin düzey değerleri ve fark değerlerinin seyri grafiklerle gösterilmiştir. Grafikler yolu ile de serilerin durağan olup olmadığı, yani zaman içinde artış yönlü bir seyir izleyip izlemedikleri hakkında fikir sahibi olunabilir. Ancak sadece grafiklere bakarak karar verilmemelidir.

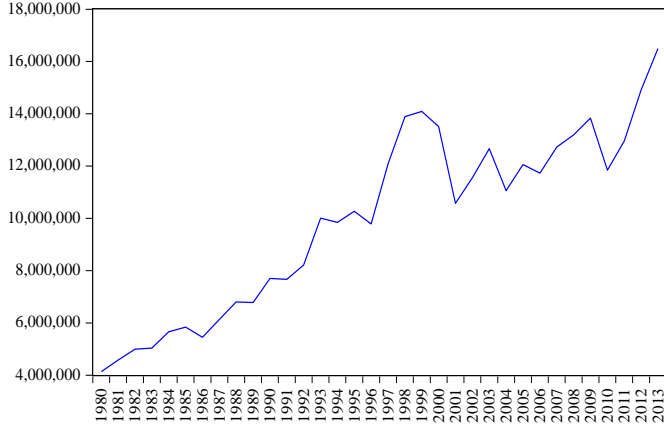


Şekil 1. Tavuk ve horoz sayısı serisinin düzey değerleri

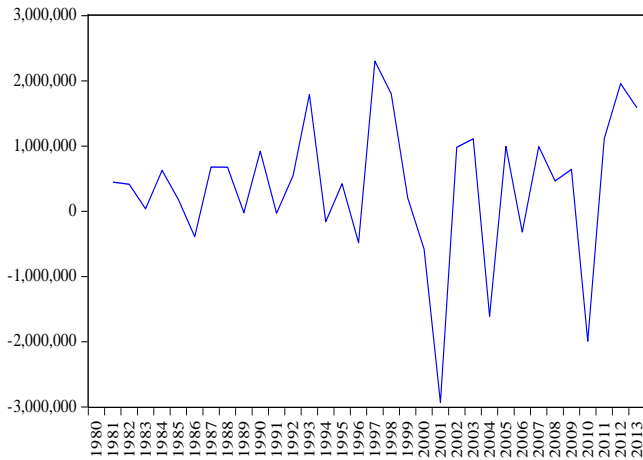


Şekil 2. Tavuk ve horoz sayısı serisinin birinci dereceden fark değerleri

Şekil 1'de tavuk ve horoz sayısı düzey değerlerinin seyri görülmektedir. Görüldüğü gibi, seri yıllar itibariyle artış göstermiştir. Bu nedenle tavuk ve horoz sayısı serisi düzeyde durağan değildir. Bu nedenle nedensellik analizinde düzey değerler kullanılamaz. Şekil 2'de tavuk ve horoz sayısı serisinin birinci fark değerlerinin durağan hale geldiği anlaşılmaktadır.

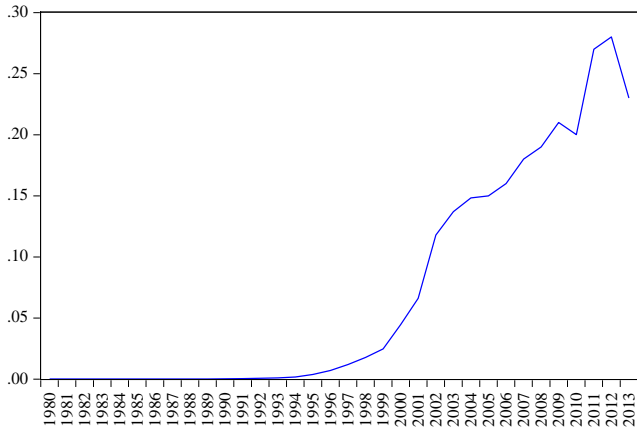


Şekil 3. Yumurta sayısı serisinin düzey değerleri



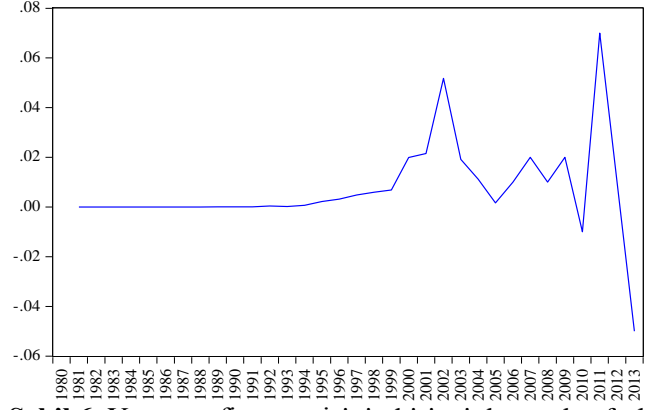
Şekil 4. Yumurta sayısı serisinin birinci dereceden fark değerleri

Yumurta sayısı serisinin düzey değerlerinin eğilimi Şekil 3'de verilmiştir. Yumurta sayısı serisi düzeyde, yıllar itibariyle artış yönünde seyir izlemiştir. Bu nedenle yumurta sayısı düzeyde durağan değildir. Şekil 4'de, yumurta sayısı serisinin birinci dereceden fark değerlerinin seyri görülmektedir. Buna göre, serinin birinci dereceden farkının durağan hale geldiği görülmektedir.



Şekil 5. Yumurta fiyatı serisinin düzey değerleri

Yumurta fiyatı serisinin düzey değerlerini gösteren Şekil 5'e göre, yıllar itibariyle özellikle 1995 yılından itibaren yüksek artışlar meydana gelmiştir.



Şekil 6. Yumurta fiyatı serisinin birinci dereceden fark değerleri

Düzye de durağan olmayan yumurta fiyatı serisinin, Şekil 6'da birinci derece farkı alınmış ve durağan hale gelmiştir. Ancak grafikleri inceleyerek yorum yapmak yeterli olmadığından, serilerin birim kök içerip içermediğini belirlemek için ADF Birim Kök Testi yapılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin ADF birim kök testinin sonuçları Tablo 1'de sunulmuştur. Tablo 1 incelendiğinde THS, YS ve YF değişkenlerinde birim kökün olduğuna ilişkin sıfır hipotezin kabul edildiği ve değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olmadıkları görülmüştür. THS, YS ve YF değişkenlerinin ilk farklarında durağan olup olmadıklarının belirlenmesi için yine ADF testi uygulanmıştır. Tablo 1'de sunulan sonuçlara göre, değişkenlerin birinci farklarında birim kökten kurtuldukları ve durağan oldukları görülmüştür. Böylece THS ve YS değişkenlerinin ilk farklarında durağan I(1) oldukları ($P < 0.01$) ve YF değişkeninin de ilk farkında durağan I(1) olduğu ($P < 0.05$) ortaya çıkmıştır.

Tablo 1. Serilerin ADF Birim Kök Testleri

Değişkenler	ADF Değerleri k=4		
	Düzye	Birinci fark	Sonuç
THS	-1.793	-4.931**	I(1)
YS	-2.453	-5.496**	I(1)
YF	-1.713	-4.173*	I(1)

Serinin birinci farkının %5 anlam düzeyinde birim köklü olmadığı (*) işareti, %1 anlam düzeyinde birim köklü olmadığı (**) işareti ile gösterilmiştir. MacKinnon kritik değerleri %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyleri için sırasıyla; -4,273, -3,558 ve -3,212'dir. Modellerde sabit terim ve trend vardır. Gecikme sayısı 4'tür. Burada; THS: tavuk ve horoz sayısı, YS: yumurta sayısı ve YF: yumurta fiyatıdır.

Uygun gecikme sayısını (k) belirlemek için Tablo 2'de; LogL istatistiği (LogL), LR Test istatistiği (LR), Nihai Tahmin Hatası (FPE), Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwarz Kriteri (SC) ve Lagrange Çarpanı (LM) Testi değerleri gösterilmektedir. Tablo 2 incelendiğinde AIC değerlerine göre gecikme sayısı "4" olan modelin seçilmesi gerekmektedir.

Tablo 2. Gecikme sayısının seçimi için istatistikler

k	LogL	LR	FPE	AIC	SC
0	-710.2346	NA*	4.62000	49.18860	49.33004*
1	-701.7334	14.65733	4.81000	49.22299	49.78877
2	-696.1994	8.396347	6.26000	49.46203	50.45214
3	-687.5297	11.36035	6.79000	49.48481	50.89925
4	-674.2147	14.69237	5.67000	49.18722*	51.02600

THS, YS ve YF değişkenlerinin ilk farklarında durağan olması bu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını incelemesini gerektirmektedir. Bu amaçla Johansen [22] ve Johansen/Juselius [23] yöntemine göre gerçekleştirilen koentegrasyon neticesinde ulaşılan bulgular Tablo 3'te özetlenmiştir.

Tablo 3. Koentegrasyon Testi (İz istatistiği)

Hipotez	Öz değer	İz istatistiği	0.05 Kritik	
			değer	P**
$H_0:r = 0$	0.595	33.534	29.797	0.018
$H_0:r \leq 1$	0.215	8.239	15.495	0.441
$H_0:r \leq 2$	0.051	1.469	3.841	0.226

Koentegrasyon denkleminde sabitin yer aldığı model kullanılmıştır.** Sıfır hipotezin %5 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini göstermektedir. r: Koentegrasyon vektörünün sayısı. Optimum gecikme uzunluğu AIC kriterine göre 4 olarak alınmıştır.

Koentegre vektör sayısını bulmak için yapılan koentegrasyon testinde bir koentegre vektör olduğu Tablo 3'te ve Tablo 4'de görülmektedir. Tablo 3 incelendiğinde, λ_i öz değerlerini gösterirken koentegre vektör bulunmadığını ifade eden H_0 hipotezi ($H_0 : r = 0$), en az bir koentegre vektör bulunduğunu ifade eden H_1 hipotezine ($H_1 : r = 0$) karşı test edilmekte ve sonuçta bir koentegre vektör olduğu görülmektedir ($P < 0,05$). 33,534 olarak hesaplanan Trace istatistik değeri 29,797 kritik değerinden büyüktür. Diğer yandan $r \leq 1$ ve $r \leq 2$ hipotezi aynı anlamlılık düzeyinde kabul edilmiştir. Bu nedenle modelde tek bir koentegrasyon vektörünün bulunduğu anlaşılmaktadır. Koentegrasyon testi sonucuna göre THS, YS ve YF arasında uzun dönemli bir ilişki mevcuttur. $k=4$ gecikme için elde edilen sonuçlara göre λ_{max} ve λ_{trace} öz değer istatistiklerine göre koentegre rank sayısı her iki test için aynı olarak elde edilmiştir. λ_{max} ve λ_{trace} istatistiklerine göre (%95 kritik değerine göre) rank sayısı 1 olarak elde edilmiştir. Tablo 5'de bir koentegre vektörünün olduğu durum görülmektedir. Uzun dönem ilişkisini gösteren koentegrasyon denklemi,

$$YF = 0.00000389THS - 0.0000000278YS \\ (0.00000097) \quad (0.00000039)$$

şeklinde. Bu denkleme göre tavuk ve horoz sayısında bir birimlik değişme yumurta fiyatında 0.00000389 birimlik bir artışa, yumurta sayısındaki bir birimlik artış yumurta fiyatında 0.0000000278 birimlik bir azalışa neden olacaktır. Kısaca koentegre vektöre bakıldığında yumurta fiyatı ile yumurta sayısı ile negatif yönlü, yumurta fiyatı ile tavuk ve horoz sayısı pozitif yönlü ilişkilidir. Ayrıca katsayıların testi yapıldığında YS (yumurta sayısı) katsayısı istatistiki olarak önemsiz, yani yumurta sayısının yumurta fiyatı üzerinde uzun dönemli etkisi olmamıştır. Ancak THS (tavuk ve horoz sayısı) katsayısı istatistiki olarak önemli olduğundan, tavuk ve horoz sayısının yumurta fiyatı üzerinde uzun dönemli etkisi olmuştur. Çelik (2014)'in çalışmasında, sığır sayısı, süt üretimi ve süt fiyatı arasında uzun dönemli bir ilişki görülmüştür [8]. Süt fiyatının, süt üretimi ile negatif yönlü, sağır sayısı ile pozitif yönlü olduğu ortaya çıkmıştır. Bu çalışmadaki sonuçlarla uyum içindedir.

Kullanılan değişkenler arasındaki ilişki vektör hata düzeltme modeli eşitliklerine göre tahmin edildikten sonra elde edilen

Yumurta fiyatı ile tavuk sayısı ve yumurta sayısı arasındaki ilişki saptandıktan sonra değişkenler arasında uzun dönemli nedensellik ilişkisi VECM ile araştırılır. Uzun dönem nedensellik analizinde kullanılan ve aşağıda yeniden yazılan Eşitlik (6) ve Eşitlik (7)'de ifade edilen VECM modelinin sonuçları Tablo 6'da verilmiştir.

$$\Delta \text{LnYF}_t = \alpha + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta \text{LnYF}_{t-i} + \sum_{i=1}^l \alpha_{2i} \Delta \text{LnYS}_{t-i} \\ + \lambda \text{HDT}_{t-1} + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta \text{LnYF}_t = \beta + \sum_{i=1}^k \delta_{1i} \Delta \text{LnYF}_{t-i} + \sum_{i=1}^l \delta_{2i} \Delta \text{LnTHS}_{t-i} \\ + \theta \text{HDT}_{t-1} + \varepsilon_{2t}$$

Tablo 6'da görüldüğü gibi, yumurta fiyatının bağımlı, tavuk ve yumurta sayılarının bağımsız değişken olduğu durumdaki hata düzeltme terimine (HDT_{t-1}) ait katsayı negatif (-0.156) ve istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur ($P > 0.05$). Bu durum, tavuk sayısı ve yumurta sayısının yumurta fiyatlarında uzun dönemde bir nedeni olmadığını göstermektedir. Ayrıca, F-istatistiği istatistiksel olarak anlamlı olduğundan, kurulan model anlamlı bulunmuştur ($P < 0.01$). Bu durumda gerek tavuk sayısı gerekse yumurta sayısı yumurta fiyatının bir nedenidir yani tavuk sayısı ile yumurta fiyatı arasında ve yumurta sayısı ile yumurta fiyatı arasında kısa dönemli bir nedensellik vardır. Bu ilişki, her gecikme için ΔLnTHS ve ΔLnYS katsayılarının toplamının negatif olması nedeniyle negatif yöndedir.

Tavuk sayısının bağımlı, yumurta fiyatı ve yumurta sayılarının bağımsız değişken olduğunda hata düzeltme terimine (HDT_{t-1}) ait katsayı negatif (-1.123) ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur ($P > 0.05$). HDT_{t-1} 'ye ait negatif katsayılar uzun dönem dengesine ne kadar hızlı dönüldüğünü gösterir ve 1'den küçük olması beklenir. Ancak bu katsayı negatif, istatistiki olarak anlamlı ve 1'den büyüktür. Bu sonuç uzun dönem dengesine dönüşün salınımlarla olduğunu gösterir. Katsayı anlamlı olduğundan yumurta sayısı ve yumurta fiyatından tavuk sayısında doğru uzun dönemli güçlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu gösterir. F-istatistiği istatistiksel olarak anlamlı olduğundan, kurulan model anlamlı bulunmuştur ($P < 0.01$). Bu durumda hem yumurta fiyatı hem de yumurta sayısı tavuk sayısının bir nedenidir. Bir başka deyişle yumurta fiyatı ile tavuk sayısı arasında ve yumurta sayısı ile tavuk sayısı arasında kısa dönemli bir nedensellik saptanmıştır. Bu ilişki pozitif yöndedir. Çünkü ΔLnYS ve ΔLnYF katsayılarının toplamı pozitifdir. Yumurta sayısının bağımlı, tavuk sayısı ve yumurta fiyatının bağımsız olduğu modelde HDT_{t-1} katsayısı negatif (-1.349), ancak istatistiki olarak önemsiz bulunmuştur ($P > 0.05$). Bu da tavuk sayısı ve yumurta fiyatından yumurta sayısına doğru uzun dönemli bir nedenselliğin olmadığını gösterir. F-istatistiği istatistiksel olarak anlamlı olduğundan, kurulan model anlamlı bulunmuştur ($P < 0.05$). Böylece yumurta fiyatı ve tavuk sayısı, yumurta sayısının bir nedenidir. Kısaca hem yumurta fiyatı ile yumurta sayısı arasında hem de tavuk sayısı ile yumurta sayısı arasında kısa dönemli bir nedensellik

sonuçlar Tablo 6'da verilmiştir.

belirlenmiştir. $\Delta \ln \text{THS}$ ve $\Delta \ln \text{YF}$ katsayılarının toplamı pozitif olduğundan bu ilişki pozitif yöndedir.

Tablo 4. Kontegrasyon rank testi (En büyük özdeğer)

Hipotez	Öz değer	En büyük özdeğer	0.05 Kritik değer	P**
$H_0:r = 0$	0.595	25.296	21.132	0.012
$H_0:r \leq 1$	0.215	6.769	14.265	0.517
$H_0:r \leq 2$	0.051	1.469	3.841	0.226

Tablo 5. Bir koentegre vektörünün olduğu durum ve ayarlama katsayıları

YF	THS	YS
1.000	-0.00000389	0.00000000278
Ayarlama katsayıları ve standart hataları		
D(YF)	0.003106 (0.08893)	
D(THS)	-404638.4 (98213)	
D(YS)	-13833372 (5001758)	

D: Serilerin birinci farkının alınmış durumudur. Parantez içindeki değerler ayarlama katsayılarının standart hatalarıdır.

Tablo 6. Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) Sonuçları

Bağımlı değişken: $\Delta \ln \text{YF}_t$			Bağımlı değişken: $\Delta \ln \text{THS}_t$			Bağımlı değişken: $\Delta \ln \text{YS}_t$		
Bağımsız değişken	Katsayı	t-istatistiği	Bağımsız değişken	Katsayı	t-istatistiği	Bağımsız değişken	Katsayı	t-istatistiği
Sabit	-0.018	-0.577	Sabit	0.012	0.748	Sabit	0.002	0.089
$\Delta \ln \text{YF}_{t-1}$	-0.477	-2.025	$\Delta \ln \text{THS}_{t-1}$	0.409*	2.288	$\Delta \ln \text{YS}_{t-1}$	0.337	0.538
$\Delta \ln \text{YF}_{t-2}$	-0.004	-0.014	$\Delta \ln \text{THS}_{t-2}$	0.779**	3.917	$\Delta \ln \text{YS}_{t-2}$	0.063	0.109
$\Delta \ln \text{YF}_{t-3}$	0.494	1.564	$\Delta \ln \text{THS}_{t-3}$	0.306	1.849	$\Delta \ln \text{YS}_{t-3}$	-0.241	-0.572
$\Delta \ln \text{YF}_{t-4}$	-0.239	-0.950	$\Delta \ln \text{THS}_{t-4}$	0.125	0.863	$\Delta \ln \text{YS}_{t-4}$	-0.022	-0.047
$\Delta \ln \text{THS}_{t-1}$	-1.004*	-2.82	$\Delta \ln \text{YF}_{t-1}$	-0.054	-0.455	$\Delta \ln \text{YF}_{t-1}$	-0.158	-0.947
$\Delta \ln \text{THS}_{t-2}$	-0.203	0.544	$\Delta \ln \text{YF}_{t-2}$	0.606**	4.580	$\Delta \ln \text{YF}_{t-2}$	-0.032	-0.169
$\Delta \ln \text{THS}_{t-3}$	-0.203	-0.613	$\Delta \ln \text{YF}_{t-3}$	0.341*	2.149	$\Delta \ln \text{YF}_{t-3}$	0.351	1.570
$\Delta \ln \text{THS}_{t-4}$	-0.387	-1.347	$\Delta \ln \text{YF}_{t-4}$	0.129	1.023	$\Delta \ln \text{YF}_{t-4}$	-0.001	-0.005
$\Delta \ln \text{YS}_{t-1}$	-1.107	-1.249	$\Delta \ln \text{YS}_{t-1}$	1.957**	4.402	$\Delta \ln \text{THS}_{t-1}$	0.291	1.153
$\Delta \ln \text{YS}_{t-2}$	-0.673	-0.819	$\Delta \ln \text{YS}_{t-2}$	1.277**	3.098	$\Delta \ln \text{THS}_{t-2}$	0.402	1.434
$\Delta \ln \text{YS}_{t-3}$	-0.388	-0.651	$\Delta \ln \text{YS}_{t-3}$	1.523**	5.091	$\Delta \ln \text{THS}_{t-3}$	0.591	2.530*
$\Delta \ln \text{YS}_{t-4}$	1.106	1.658	$\Delta \ln \text{YS}_{t-4}$	0.783*	2.339	$\Delta \ln \text{THS}_{t-4}$	0.248	1.218
HDT _{t-1}	-0.156	-0.940	HDT _{t-1}	-1.123**	5.175**	HDT _{t-1}	-1.349	-2.119
R ²	0.777		R ²	0.920		R ²	0.722	
F-istatistiği	3.759**		F-istatistiği	12.388**		F-istatistiği	2.801*	

*, % 5 anlam düzeyinde, ** % 1 anlam düzeyinde önemlidir. Model AIC bilgi kriterine göre seçilmiştir.

4. Sonuç

Bu araştırmada 1980-2013 dönemi verileri kullanılarak tavuk ve horoz sayısı, yumurta sayısı ve yumurta fiyatı arasındaki nedensellik ilişkisi, koentegrasyon analizi ve vektör hata düzeltme modeli ile incelenmiştir. Değişkenlerin birim kök içerdikleri, ancak birinci fark alındığında durağan hale geldikleri ADF birim kök testi ile saptanmıştır. Değişkenler arasında uzun dönemli ilişki Johansen koentegrasyon analizi ile araştırılmış ve Türkiye’de döneme ait yumurta fiyatı, tavuk sayısı ve yumurta sayısı değişkenlerin koentegre oldukları tespit edilmiştir. Tek koentegre vektörünün ele alındığı durumda tavuk ve horoz sayısı ile yumurta fiyatı arasında pozitif ilişki, yumurta sayısı ile yumurta fiyatı arasında negatif ilişkinin olduğu görülmüştür. Vektör hata düzeltme modeli (VECM) sonuçlarına göre, yumurta fiyatı ile tavuk sayısı ve yumurta sayısı arasında uzun dönemli bir nedensellik bulunmazken kısa dönemli negatif yönlü bir nedensellik ilişkisi görülmüştür. Tavuk sayısı ile yumurta fiyatı ve yumurta sayısı arasında hem uzun dönemli hem de kısa dönemli pozitif yönlü bir nedensellik ilişkisi görülmüştür. Yumurta sayısı ile yumurta fiyatı ve tavuk sayısı arasında uzun dönemli bir nedensellik görülmezken, tavuk sayısından yumurta sayısına ve yumurta fiyatından yumurta sayısına doğru pozitif yönlü kısa dönemli bir nedensellik görülmüştür. Bu bulgulardan hareketle kısa dönemde yumurta fiyatı, tavuk sayısı ve yumurta sayısı arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir.

Kaynaklar

1. Çelik, S., Özmelioglu, K., Karaali, A., Özdemir, V., “Et ve Yumurta Tavukçuluğu”, Tarım ve Köyişleri Bakanlığı, Ankara, 2007.
2. Kırgızistan Tavukçuluk Sektörü Raporu, Bişkek, 2013.
3. Eşidir, A., Prim, L., “Kanatlı hayvancılık sektör raporu”, Fırat Kalkınma Ajansı, Elazığ, 2013.
4. Food and Agriculture Organization of the United States. <http://faostat3.fao.org/download/Q/QA/E>, December, 2014).
5. Hayvancılık istatistikleri, <http://tuikapp.tuik.gov.tr/hayvancilikapp/hayvancilik.zul>, Aralık, 2014.
6. Kümes Hayvancılığı Üretimi, Ekim 2014. Haber bülteni. Sayı:15973, Tarih:11.12.2014. <http://www.tuik.gov.tr/PreHaberBultenleri.do?id=15973>, Aralık, 2014.
7. <http://hayvancilik.bereket.tv/news/detail/201/YUMURTA-URETİMİ-REKOR-KIRDI/>, Aralık, 2014.
8. Çelik, Ş. “Sığır Sayısı, Süt Üretimi ve Süt Fiyatı Arasındaki Uzun Dönem İlişkinin Belirlenmesi: 1980-2013 Dönemi-Türkiye Örneği”, Türkiye Tarımsal Araştırmalar Dergisi, 1(2), sayfa 196-202, 2014.
9. Dickey, D. A., Fuller, W. A., “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49 (4), 1057-1072, 1981.
10. Darnell, A. C. “A Dictionary of Econometrics, Printed and Bound In Great Britain By Hartnolls Limited”, Bodmin-Cornwall, England, 1994.
11. Enders, W. “Applied Econometric Time Series”, Jonh Wiles and Sons, Canada, 1995.
12. Asteriou, D., Hall, S. “Applied Econometrics”, A Modern Approach Using Eviews and Microfit, New York, 2007.
13. MacKinnon, J. G. “Numerical distribution functions for unit root and cointegration Tests”, *Journal of Applied Econometrics.*, 11, 601-618, 199
14. Pesaran, M. H., Shin, Y., Smith, R. J., “Bound Testing Approaches to the Analysis of Long Run Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, special issue, 16, sayfa 289-326, 2001.
15. Kadılar, C., “Uygulamalı Çok Değişkenli Zaman Serileri Analizi”, Bizim Büro Basımevi, Ankara, 2000.
16. Engle, R. F., Granger, C. W. J., “Cointegration and Error-Correction. Representation, Estimation and Testing”, *Econometrica*, 55, 251-276, 1987.
17. Tarı, R., “Ekonometri”, 3. Baskı No:172, İstanbul. Kocaeli Üniversitesi Yayınları, 2005.
18. Gujarati, D. N., “Temel Ekonometri”, Çeviren: Ümit Şenesen ve G. G. Şenesen, Literatür Yayınları, İstanbul, 2012.
19. Turner, P., “Testing for Cointegration Using the Johansen Approach. Are We Using the Correct Critical Values”, *Journal of Applied Econometrics*, 24, sayfa 825-831, 2009.
20. Bahmani-Oskooee, M., Alse, J. “Export Growth and Economic Growth: An Application of Cointegration and Error-Correction Modelling”, *The Journal of Developing Areas*, 27, 535-542, 1993.
21. Granger, C. W. J., “Some Recent Development in a Concept of Causality”, *Journal of Econometrics*, 39(1-2), 198-211, 1988.
22. Johansen, S. “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254, 1988
23. Johansen, S., Juselius, K., “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-209, 1990.