

Türkiye’de Kırmızı Et Üretimini Box-Jenkins Yöntemiyle Modellenmesi ve Üretim Projeksiyonu

Şenol Çelik

Ankara Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü Zootekni Anabilim Dalı Doktora Öğrencisi
e-posta: senolcelik95@myynet.com; Tel: +90 (505) 217 7021; Fax +90 (312) 517 0533

Özet

Bu çalışmada, Türkiye’de kırmızı et üretimi için 1936-2011 dönemine ait yıllık veriler Box-Jenkins tekniği ile analiz edilmiştir. Veriler durağan hale getirildikten sonra, bu veri kümesine uyan model Bütünleştirilmiş Hareketli Ortalama (*ARIMA*(0,1,1)) modeli olarak belirlenmiştir. 2012–2020 yılları arasındaki öngörüler elde edilmiş, ileriye yönelik hayvansal üretim ile ilgili oluşturulacak politikalara yön vermesi amaçlanmıştır. 2020 yılına kadar elde edilen öngörüler, toplam kırmızı et üretiminin yıllık ortalama artış hızının binde 8 olacağını göstermektedir.

Anahtar kelimeler: Box-Jenkins tekniği, ARIMA modelleri, öngörü, kırmızı et üretim miktarı

The Modeling of Annual Red Meat Production of Turkey by Using Box-Jenkins Method and Projection of Production

Abstract

In this study, we analyzed the annual data from red meat production in Turkey between the time period 1936 and 2011 by using Box-Jenkins technique. After the data were from stationary, Integrated Moving Average (*ARIMA*(0,1,1)) model was determined as the fitting model for the data. Forecasting was obtained between 2012–2020, established policies for the future of red meat production is intended to give a direction. From the projections, by 2020 the total amount of red meat production shows that the average annual growth rate would be 8 per thousand.

Key words: Box-Jenkins technique, ARIMA models, forecasting, amount of red meat production

Giriş

Et, beslenme açısından hayvansal kökenli besin maddeleri arasında önemli bir yere sahiptir. Et proteini ve biyolojik değeri yüksek olan bir besindir. Ülkemizde ve dünyada insanlar besin ihtiyacının bir kısmını et ile karşılamaktadır.

Az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler, insanların öncelikle nicelik bakımından yeterli besin maddelerini sağlama çabasıdadır. Bütün bu çabalar içinde et, süt ve yumurta gibi hayvansal ürünlerin yeterince ve sağlıklı bir biçimde elde edilmesinin özel bir önemi bulunmaktadır. Yetişkin bir insanın sağlıklı beslenmesi için her bir kg ağırlığına günde 1 g protein öngörülmektedir. Bu miktarın % 42-50 kadarının hayvansal kökenli proteinlerden oluşması gerekmektedir. Buna göre 70 kg ağırlığındaki bir insanın günlük hayvansal protein gereksinimi 30-35 g kadardır. Söz konusu gereksinimin karşılanmasında et, mükemmel bir kaynak durumundadır (Kaya, 1996).

Kırmızı et sektöründe ise verimsizlik ile birlikte üretimin azalması sorunu vardır. Özellikle Türkiye’de beyaz etin kırmızı etin ikame ürünü haline gelmesi

sonucu AB’de yıllık 17.7 kilo olan kırmızı et tüketimi, ülkemizde 5.6 kiloya kadar düşmüş durumdadır. Gıda güvenliği standartları ve verimlilik ile birlikte Türkiye’nin özellikle kırmızı et sektöründe yaşadığı önemli bir problem ise hayvan varlığının azalması ve buna bağlı olarak da azalan kırmızı et üretimidir. 1980’de yerli üretimin yetersiz olması sebebiyle başlayan canlı hayvan ve et ithalatı Avrupa’daki bilinen adıyla “deli dana hastalığı” sebebiyle 90’ların ortalarında sona ermiştir. Ancak aynı dönemde Et ve Balık Kurumu (EBK) ve Süt Endüstrisi Kurumu’nun (SEK) özelleştirilmesi Türkiye’de hayvancılıkta gerilemeyi hızlandırmıştır (Bozçoğa, 2010).

Türkiye’de kişi başına düşen kırmızı et tüketimi 2001-2010 yıllarında yüzde 30’luk düşüş göstermiştir (Akman, 2011). Hayvansal ve bitkisel protein tüketimi açısından Türkiye, hayvansal protein tüketiminde dünya ortalamasının yüzde 15 altında, bitkisel protein tüketiminde ise dünya ortalamasından yüzde 53 daha fazla bir tüketim eğilimi içindedir. Ancak bunun yanında Avrupa Birliği’ne (AB) üye ülkelerde kişi başına tüketilen hayvansal protein tüketiminin dünya ortalamasının iki katı olmakta, hayvansal protein

tüketiminde Türkiye, dünya ölçeğindeki 177 ülke arasında 101. sırada yer almaktadır. Kişi başına düşen kırmızı et tüketimi 1991 yılında 15 kilo, 2009 yılında 12 kilo olarak açıklanırken, 2010 yılında ise 11 kilo olup ve tüm bu rakamlar da kişi başına et tüketiminde 1991 yılına göre yüzde 30’lık bir düşüş görülmüştür (Akman, 2011).

Hayvansal üretim miktarının zaman serileri analizi ile ilgili olarak, Gürcan ve Cenani’nin (2011) çalışmalarında, 1936–2005 yıllarına ait türlerine göre büyükbaş ve küçükbaş hayvan sayıları Box Jenkins yöntemiyle araştırılarak, 2006–2015 yılları arasındaki öngörüler elde edilmiştir. Hayvan sayısı serilerinin durağan olmadıkları, birim kök sınaması sonuçları ile doğrulanmıştır. Hayvan sayıları için 2006–2009 yılları için gerçekleştirmeler ile ARIMA modelleri ile elde edilen öngörüler karşılaştırıldığında öngörü değerleri genellikle gerçekleştirmelerden daha büyük olarak belirlenmiştir. 2015 yılına kadar elde edilen öngörüler, toplam hayvan sayılarının yıllık ortalama artış hızının binde 2 olacağını göstermektedir. Toplam keçi sayısının, önce artacağı daha sonra azalacağı öngörülmüştür. Bu seri için öngörü döneminde yıllık ortalama azalış hızı binde 7 olarak hesaplanmıştır. 2015 yılına kadar olan dönemde koyun ve sığır sayıları için öngörü değerleri yıllık ortalama artış hızının sırasıyla binde 6 ve binde 3 olarak gerçekleşebileceğini göstermektedir. Toplam manda sayısının ise sürekli bir azalma eğilimi içerisinde olduğu ve yıllık ortalama azalış hızının binde 3 olacağı öngörülmüştür (Gürcan ve Cenani, 2011).

Çalışmanın amacı 1936-2011 yılları arası kırmızı et üretimine ilişkin TÜİK kaynaklı oluşturulan zaman serisinin seyri incelenerek, ileriye yönelik hayvansal üretim ile ilgili gelecekte oluşturulacak politikaların belirlenmesidir.

Materyal ve Yöntem

Materyal

Çalışmada kullanılan 1936-2011 dönemine ait kırmızı et üretim miktarına (ton olarak) ilişkin veriler Türkiye İstatistik Kurumu Başkanlığı (TÜİK) tarafından yayınlanan “İstatistik Göstergeler 1923-2010” ve “İstatistik Göstergeler 1923-2011” adlı yayımlardan alınmış ayrıca TÜİK tarafından yayınlanan Haber Bülteninde yer alan “Kırmızı Et Üretim Miktarı” başlığı altındaki verilerden yararlanılmıştır. Kırmızı et üretim miktarı sığır, manda, koyun ve keçi eti üretim miktarı toplamından ibarettir.

Yöntem

Bu çalışmada kırmızı et üretiminin yıllık verilerine ilişkin olarak ARIMA modelleri kullanıldığından ve öngörü yapılaşacağından, söz konusu modeller için yapılan açıklamalar aşağıda verilmiştir.

Zaman serileri kesikli, doğrusal ve stokastik süreç içeriyorsa Box-Jenkins veya ARIMA modeli olarak adlandırılır (Özmen, 1989; Kutlar, 2005). Doğrusal durağan stokastik modeller istatistiksel bir dengeyi ifade etmektedir. Özellikle gözlem değerleri sabit bir ortalama etrafında değişim göstermektedir (Kayım, 1985). Bu modeller otoregresif, hareketli ortalama ve otoregresif hareketli ortalama modeli olarak 3 şekildedir. Otoregresif model,

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + e_t \quad \text{şeklinde}$$

(Wei 2006), hareketli ortalama modeli (MA),

$$X_t = \mu + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q} \quad \text{şeklinde}$$

(Montgomery et al., 1990) ve otoregresif hareketli ortalama modeli ise, hem AR(p) hem de MA(q) bileşenleri olmak üzere ARMA(p,q) modeli olarak (Sevüktekin ve Nargeleşkenler, 2010)

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q}$$

şeklinde gösterilir (Cryer, 1986). Zaman serileri analizinin uygulanabilmesi için serilerin durağan olması ve tahmin edilen modelin hata terimlerinin beyaz gürültü (white noise) özelliğini sağlaması gerekir. e_t

her biri sıfır ortalamalı ve σ_e^2 varyanslı bir rasgele değişkenler dizisi ise, e_t aynı kovaryans fonksiyonlu olarak bağımsız ve aynı dağılıma sahip seriler beyaz gürültü serisidir ve $e_t \sim WN(0, \sigma^2)$ ile gösterilir

(Brockwell and Davis, 1996). Herhangi bir X_t zaman

$$\text{serisi, } E(X_t) = \mu, \quad V(X_t) = \sigma^2 \quad \text{ve}$$

$Cov(X_t, X_{t+h})$ kovaryansı sadece h’ye bağlı ise durağandır (Günay ve ark., 2007).

Durağan Olmayan Zaman Serileri [ARIMA(p, d, q)]

Durağan olmayan bir zaman serisini durağan hale getirmek için serinin genellikle 1 veya 2 defa farkı alınır. Böyle serilere uygulanan modellere entegre modeller denir. Otoregresif entegre hareketli ortalama modeli ARIMA (p, d, q) şeklinde gösterilir (Box ve Jenkins 1976). Genel olarak ARIMA(p,d,q) modeli

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)(1 - B)^d X_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) e_t$$

şeklinde olmaktadır (Kadılar, 2009). Daha açık şekilde, ARIMA(p,d,q) süreci

$$X_t = (1 + \phi_1)X_{t-1} + (\phi_2 - \phi_1)X_{t-2} + (\phi_3 - \phi_2)X_{t-3} + \dots + (\phi_p - \phi_{p-1})X_{t-p} - \phi_p X_{t-p-1} \dots \\ + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \dots - \theta_q e_{t-q}$$

şeklinde yeniden yazılabilir (Cryer, 1986). Durağan bir zaman serisinin otokorelasyon fonksiyonu (ACF)

$$\rho(h) = \frac{\sum_{t=1}^{n-h} (X_t - \bar{X})(X_{t+h} - \bar{X})}{\sum_{t=1}^n (X_t - \bar{X})^2}$$

şeklinde (Akdi, 2010), h'nci kısmi otokorelasyonu (PACF) ise

$$P_h = \frac{\gamma(h) - \alpha_1 \gamma(h-1) - \alpha_2 \gamma(h-2) - \dots - \alpha_{h-1} \gamma(1)}{\gamma(0) - \alpha_1 \gamma(1) - \alpha_2 \gamma(2) - \dots - \alpha_{h-1} \gamma(h-1)} \\ = \frac{\rho(h) - \alpha_1 \rho(h-1) - \alpha_2 \rho(h-2) - \dots - \alpha_{h-1} \rho(1)}{1 - \alpha_1 \rho(1) - \alpha_2 \rho(2) - \dots - \alpha_{h-1} \rho(h-1)}$$

şeklinde (Wei, 2006) tanımlanır. Modelin uygunluk testlerinde, en çok kullanılan testlerden Box ve Ljung tarafından önerilen Box-Ljung Q testi,

$$Q = n(n+2) \sum_{h=1}^k \frac{\hat{\rho}^2(h)}{n-h}$$

ile yapılır (Brockwell and Davis, 2006). Burada h, gecikme sayısını, p ve q ise ARIMA modelinin derecesini, n gözlem sayısını, $\hat{\rho}^2(h)$ ise kalıntıların otokorelasyon katsayısını ifade eder (Bowerman and O'Connell, 1993). Hesaplanan kalıntıların Q istatistiği n-p-q serbestlik derecesi ile χ^2 dağılımına sahiptir (Pindyck and Rubinfeld, 1991). Modelin belirlenmesinde, seriye en uygun modelin seçimi için Akaike bilgi kriteri (AIC) ve Schwartz Bayesci bilgi kriteri (BIC) gibi kriterler geliştirilmiştir. Akaike bilgi kriteri, $AIC = n \ln \hat{\sigma}_e^2 + 2M$ formülü ile (Wei, 2006), Schwartz Bayesci bilgi kriteri (BIC), $BIC = n \ln \hat{\sigma}_e^2 + M \ln n$ formülüyle (Cooaray, 2008) veya $BIC = \ln \hat{\sigma}_e^2 + M \ln n / n$ şeklinde verilmektedir (Shumway and Stoffer, 2006). Burada, M modelin parametre sayısıdır ve $M=p+q+1$ 'dir. Denenen modellerin içinde hangisinin AIC ve BIC değeri küçükse en uygun model kabul edilir. Verilere uygun bir modelde öngörüler yapılırken geçmiş zamanlardaki gözlem değerleri kullanılarak rasgele değişkenin gelecekte alacağı değerler için tahminde bulunulur.

Birim Kök Testleri

Zaman serilerinde durağanlığı test etmek için yaygın olarak kullanılan Genelleştirilmiş Dickey-Fuller testi (ADF)'dir. ADF eşitliğinin genel hali Dickey ve Fuller (1981) tarafından ele alınan

$$\nabla X_t = \beta_0 + \beta_1 t + \gamma_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^h \gamma_{2i} \nabla X_{t-i} + e_t$$

denklemdir. Zaman serilerinde belli bir dönemden sonra değişiklikler (yapısal kırılmalar) görülebilir.

Yapısal kırılmanın olduğu bir zaman serisinde Perron (1988) tarafından geliştirilen Perron veya Phillips-Perron testidir. Bu birim kök testinde parametrik olmayan düzeltmeler söz konusudur.

$$X_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha} X_{t-1} + e_t \quad \text{ve}$$

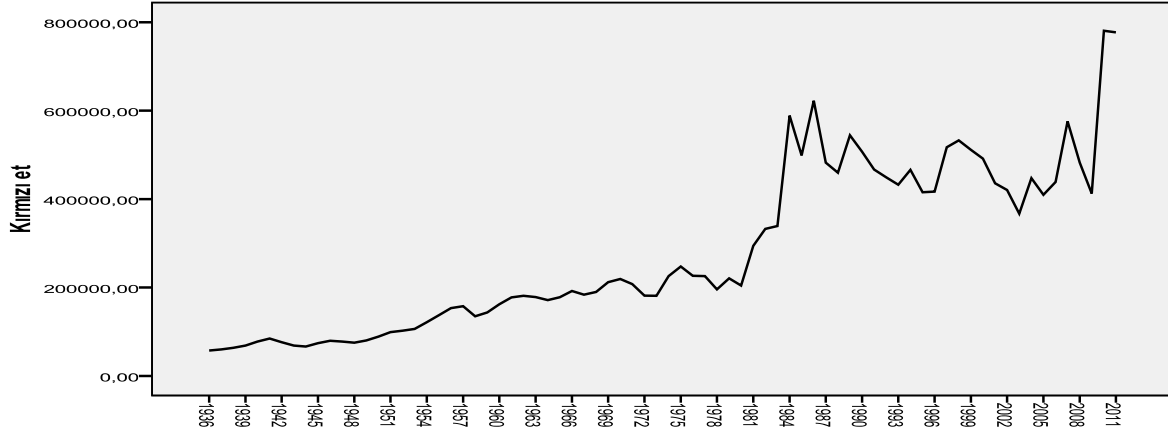
$X_t = \bar{\mu} + \tilde{\beta}(t - (1/2)T) + \hat{\alpha} X_{t-1} + \tilde{e}_t$ şeklindeki iki model ele alınır.

Bulgular

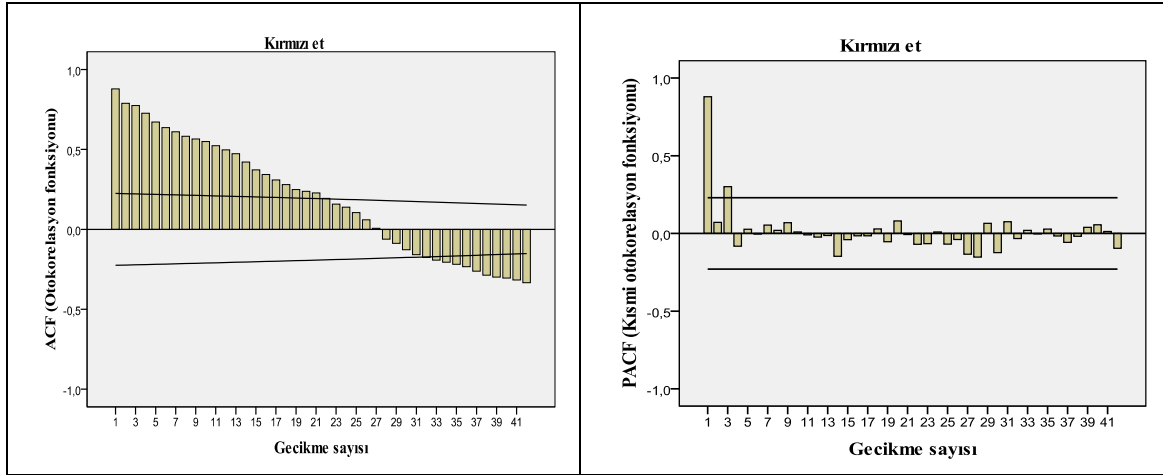
Hayvansal ürünlerden biri olan kırmızı et üretim miktarı için 1936-2011 dönemine ait yıllık zaman serisi analizi yapılmıştır. Önce zaman serisi grafiği verilmiştir (Şekil 1). Şekil 1'den yıllara göre kırmızı et üretimi serisinde trend görülmektedir. Bunu daha net görebilmek ve durağanlığı saptamak için otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon (PACF) grafiklerine başvurulmuştur (Şekil 2). ACF grafiğinde birçok gecikmeler güven sınırlarını aştığından serinin durağan olmadığı görülmektedir. Bu durumda seriye birinci dereceden fark işlemi uygulanarak trendden arındırılması yani durağan hale getirilmesi araştırılmıştır. Serinin birinci farkının otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon grafiği verilmiştir (Şekil 3). Birinci fark alındığında otokorelasyon grafiğinden seri durağan hale gelmiştir. Durağan hale getirilmiş serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu grafiklerine bakılarak model belirleme işlemlerine devam edilmiştir. Birinci fark alındıktan sonra durağan hale gelmiş serinin ACF grafiğinde ilk gecikme için otokorelasyon değerinin sınırlar dışında olduğu ve diğer gecikme değerlerinin ise otokorelasyon değerlerinin sınırlar içinde yer aldığı görülmektedir. Bu da serinin durağan hale geldiğini göstermektedir. Seri için uygun model belirleme işlemi ACF (otokorelasyon) ve PACF(kısmi otokorelasyon) grafiklerine bakılarak yapılmıştır. ACF grafiğinde ilk gecikmeden sonra ilişkilerin büyüklüğü hızlı bir şekilde azalmıştır. PACF grafiğinde ise ilk gecikme önemli olup, diğer gecikmelerde ilişki miktarının büyüklüğü yavaş bir şekilde azalmaktadır. Bu durumda seriye en uygun model hareketli ortalama modelidir. ACF grafiğinde

sadece ilk gecikmeye ait ilişki önemli olduğundan modelin derecesi $q=1$ 'dir. Serinin birinci farkı alındığından $d=1$ ve $p=0$ 'dır. Dolayısıyla seriye uygun model $ARIMA(0,1,1)$ olmaktadır. Parametrelerin tahmininde SPSS programı kullanılarak uygun model için elde edilen analiz sonuçları Çizelge 1’de sunulmuştur. Çizelge 1’de $ARIMA(0,1,1)$ modelinin

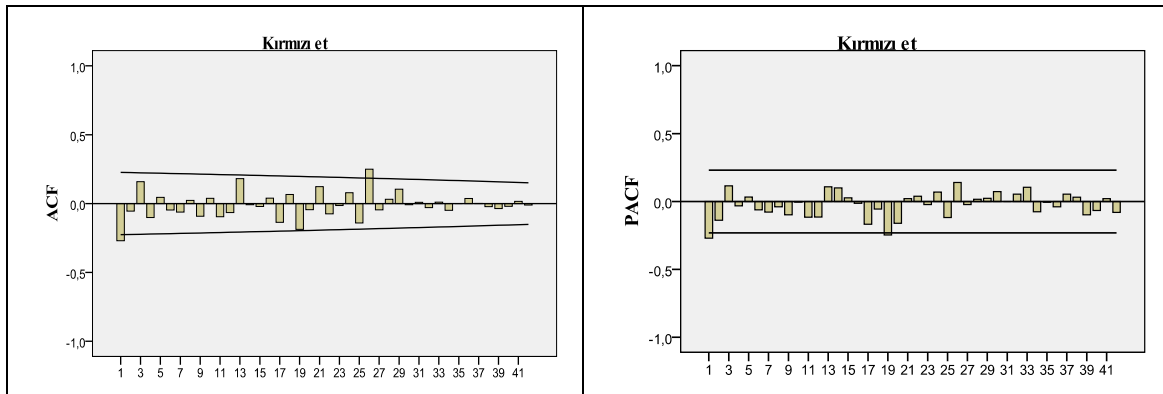
parametre tahminlerinin anlamlılığını test etmek için hesaplanan olasılık değeri (p), $\alpha = 0,05$ anlamlılık düzeyinden küçük olduğundan parametre tahminlerinin anlamlı olduğuna karar verilmiştir. Verilerimiz için uygun model aşağıdaki şekilde ifade edilir $X_t = X_{t-1} - \theta e_{t-1} + e_t = X_{t-1} - 0,307e_{t-1} + e_t$.



Şekil 1. 1936-2011 yılları arası kırmızı et üretimi grafiği



Şekil 2. 1936-2011 yılları arası kırmızı et üretimi ACF (otokorelasyon) ve PACF (kısmi otokorelasyon) grafikleri.



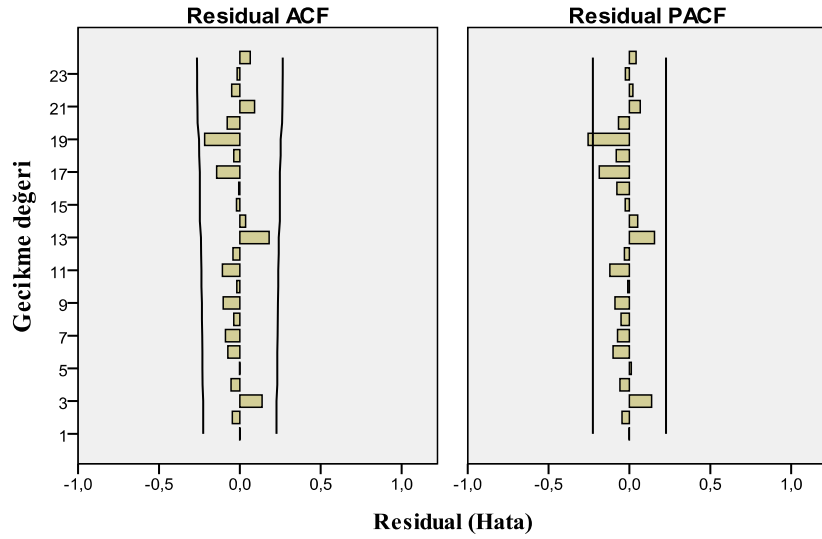
Şekil 3. Birinci farkı alınmış serinin ACF (otokorelasyon) ve PACF (kısmi otokorelasyon) grafikleri.

Çizelge 1. Parametrelerin tahmini

Parametre	Standart Katsayı	Standart hata	t-istatistiği	Olasılık değeri (p değeri)
Fark	1			
MA (1)	0.307	0.118	2.597	0.011

Verilerimize uyan model için, kalıntı değerlerine ait grafik Şekil 4'te verilmiştir. Şekil 4'te kalıntı (artıklar) yani hata terimleri genel olarak sınırlar içinde yer aldığından beyaz gürültü serisine (white noise) sahiptir.

Dolayısıyla seri model için uygundur. Bu modelin öngörü için kullanılabilmesi için Box-Ljung Q test istatistiği hesaplanmıştır. Bulunan değerler (Çizelge 2) formülde yerine konulduğunda $Q = 21,532$ elde edilir. Bulunan Q değeri serbestlik derecesi $h-p-q=24-0-1=23$ olan $\chi^2_{0,05;23} = 35,172$ değeri ile karşılaştırıldığında $Q < \chi^2$ olduğundan sıfır hipotezi kabul edilir ve tahmin hatalarının rasgele olarak dağıldığı ve modelin kırmızı et üretim miktarı tahminine uygun olduğu kabul edilir.



Şekil 4. Seriyeye uygun model için kalıntı grafiği.

Çizelge 2. Kalıntı (hata) otokorelasyon değerleri

Gecikme	$\rho(h)$	$\rho^2(h)$	Gecikme	$\rho(h)$	$\rho^2(h)$
1	-0.00127	0.0000016	14	0.035585	0.0012663
2	-0.04633	0.0021465	15	-0.02058	0.0004237
3	0.136967	0.0187599	16	-0.00682	0.0000466
4	-0.05499	0.0030235	17	-0.14378	0.0206741
5	-0.00211	0.0000045	18	-0.03787	0.0014343
6	-0.07452	0.0055538	19	-0.21786	0.0474639
7	-0.08959	0.0080257	20	-0.07814	0.0061061
8	-0.03748	0.0014050	21	0.090582	0.0082051
9	-0.10291	0.0105907	22	-0.05029	0.0025290
10	-0.01904	0.0003625	23	-0.01689	0.0002853
11	-0.10804	0.0116733	24	0.064626	0.0041765
12	-0.04252	0.0018081	Toplam		0.1887801
13	0.181417	0.0329121			

Burada $\rho(h)$: otokorelasyon, $\rho^2(h)$ otokorelasyonun karesidir.

Ayrıca, en uygun model için olası tüm modeller içinden parametrelerin anlamlı olduğu, otokorelasyon sorununun olmadığı, hataların normal dağıldığı ve temiz dizi olduğu, AIC ve BIC gibi bilgi kriterlerinden en küçüğüne sahip, uyumun (R^2) en yüksek olduğu çeşitli modeller denenmiştir. Yapılan analizle, parametre tahminleri anlamlı bulunan, otokorelasyon sorunu olmayan, hataları normal dağılım gösteren, AIC ve BIC

bilgi kriterleri en küçük değere sahip olan ve R^2 değeri en yüksek olan $ARIMA(0,1,1)$ olan birinci dereceden bütünleşik hareketli ortalama modelidir (Çizelge 3). $ARIMA(1,1,0)$ modeline ait parametreler de anlamlı bulunmuştur, ancak $ARIMA(0,1,1)$ modelindeki AIC ve BIC değerleri daha küçük olduğu için tercih edilen model olmuştur.

Çizelge 3. Kırmızı et üretimi serisine ait en uygun ARIMA modelleri

Model	Katsayıların anlamlılığı	R^2	AIC	BIC
ARIMA(0,1,1)*	$\theta : 0.011 < \alpha$	0.883	24.496	25.057
ARIMA(0,1,2)	$\theta_1 : 0.014 < \alpha$ $\theta_2 : 0.878 > \alpha$	0.883	25.022	25.115
ARIMA(0,1,3)	$\theta_1 : 0.023 < \alpha$ $\theta_2 : 0.580 > \alpha$ $\theta_3 : 0.104 > \alpha$	0.887	25.015	25.139
ARIMA(1,1,0)*	$\phi : 0.02 < \alpha$	0.882	25.022	25.084
ARIMA(1,1,1)	$\phi : 0.934 > \alpha$ $\theta : 0.455 > \alpha$	0.883	25.036	25.130
ARIMA(1,1,2)	$\phi_1 : 0.264 > \alpha$ $\theta_1 : 0.524 > \alpha$ $\theta_2 : 0.061 > \alpha$	0.885	25.047	25.172
ARIMA(1,1,3)	$\phi : 0.589 > \alpha$ $\theta_1 : 0.998 > \alpha$ $\theta_2 : 0.422 > \alpha$ $\theta_3 : 0.121 > \alpha$	0.888	25.051	25.206
ARIMA(2,1,0)	$\phi_1 : 0.008 < \alpha$ $\phi_2 : 0.152 > \alpha$	0.885	25.032	25.127
ARIMA(2,1,1)	$\phi_1 : 0.045 < \alpha$ $\phi_2 : 0.011 < \alpha$ ve $\theta : 0.225 > \alpha$	0.888	25.041	25.167
ARIMA(2,1,2)	$\phi_1 : 0.046 < \alpha$ $\phi_2 : 0.267 > \alpha$ $\theta_1 : 0.227 > \alpha$ $\theta_2 : 0.792 > \alpha$	0.888	25.067	25.224
ARIMA(2,1,3)	$\phi_1 = 0.498 > \alpha$ $\phi_2 : 0.681 > \alpha$ $\theta_1 : 0.853 > \alpha$ $\theta_2 : 0.922 > \alpha$ $\theta_3 : 0.424 > \alpha$	0.888	25.090	25.278
ARIMA(3,1,0)	$\phi_1 : 0.016 < \alpha$ $\phi_2 : 0.337 > \alpha$ $\phi_3 : 0.244 > \alpha$	0.888	25.061	25.155
ARIMA(3,1,1)	$\phi_1 = 0.640 > \alpha$ $\phi_2 : 0.531 > \alpha$ $\phi_3 : 0.853 > \alpha$ $\theta_1 : 0.853 > \alpha$	0.888	25.080	25.238
ARIMA(3,1,2)	$\phi_1 : 0.801 > \alpha$ $\phi_2 : 0.917 > \alpha$ $\phi_3 : 0.731 > \alpha$ $\theta_1 : 0.960 > \alpha$ $\theta_2 : 0.966 > \alpha$	0.888	25.108	25.298
ARIMA(3,1,3)	$\phi_1 : 0.713 > \alpha$ $\phi_2 : 0.391 > \alpha$ $\phi_3 : 0.315 > \alpha$ $\theta_1 : 0.923 > \alpha$ $\theta_2 : 0.563 > \alpha$ $\theta_3 : 0.158 > \alpha$	0.894	25.105	25.327

*: Veri seti için en uygun modellerdir.

Kırmızı et üretimi ilgili zaman serisi için daha iyi sonuç alabilmek için birim kök testleri uygulanmıştır. Kırmızı et üretim miktarı değişimlerinin birim kök içerip içermediği Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen Genelleştirilmiş Dickey- Fuller (ADF) testi ile araştırılmıştır. Dickey – Fuller test istatistiğine göre serinin birinci farkı için ADF değeri -6.935235’in mutlak değeri %1, %5, %10 anlamlılık seviyesinde kritik değerlerinden mutlak olarak büyük olması

sebebiyle serinin birim köklü olmadığı yani durağan olduğu görülmektedir (Çizelge 4). Kırmızı et üretim miktarında (Şekil 1) 1980’li yılların başında bir kırılma görülmektedir. 1980 yılına kadar kırmızı et üretimi belli bir düzeyde giderken, 1981’den itibaren yapısal kırılma görülmektedir. Bu durum dikkate alınarak Phillips-Perron testi yapılarak durağanlık test edilmiştir. Phillips-Perron testine göre test istatistiği değeri -11.38501; %1, %5, %10 kritik değerlerinden mutlak

değer olarak daha büyük olduğundan birim kök vardır hipotezi reddedilir (Çizelge 5). Buradan hareket edilerek de serinin durağan olduğu söylenebilir. Bu nedenle yapısal kırılmalar göz önünde bulundurularak elde edilen sonuçlara göre oluşturulan zaman serisi modelleri ve yapılan öngörüler analiz için uygun olacaktır.

Çizelge 4. Genelleştirilmiş Dickey – Fuller (ADF) test sonuçları

	Düzyey	1. fark
ADF t-istatistiği	-6.935235	-6.935235
Olasılık değeri *	0.9623	0.0000
% 1 düzeyinde	-3.522887	-3.522887
% 5 düzeyinde	-2.901779	-2.901779
% 10 düzeyinde	-2.588280	-2.588280

*MacKinnon (1996) tek taraflı p değerleri

Çizelge 5. Phillips-Perron test sonuçları

	Düzyey	1. fark
Düzeltilmiş t-istatistiği	-0.061458	-11.38501
Olasılık değeri *	0.9491	0.0001
% 1 düzeyinde	-3.520307	-3.522887
% 5 düzeyinde	-2.900670	-2.901779
% 10 düzeyinde	-2.587691	-2.588280

*MacKinnon (1996) tek taraflı p değerleri

$ARIMA(0,1,1)$ modeli kullanılarak, yıllar itibariyle kırmızı et üretimi serisinin 2012-2020 dönemi için öngörüler yapılmıştır. Bu dönem için öngörü yapılmasının nedeni $ARIMA$ modellerinin kısa dönem öngörüsünde başarılı sonuçlar vermesidir. Çizelge 6'da döneme ait kırmızı et üretim miktarlarına ilişkin öngörü değerleri yer almaktadır.

Sonuç

Bu çalışmada 1936-2011 dönemine ait Türkiye'deki kırmızı et üretim miktarının modellenmesi ve geleceğe dönük öngörüler yapılmaya çalışılmıştır. Bu

Çizelge 6. $ARIMA(0,1,1)$ modeli ile elde edilen öngörü değerleri

Yıllar	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Öngörü değeri (ton)	759192	768462	777732	787002	796272	805542	814812	824082	833352

Kaynaklar

- Akdi, Y. 2010. Zaman serileri analizi (Birim kökler ve kointegrasyon). Gazi Kitabevi, Ankara, s. 27.
- Akman, N. 2011. Türkiye hayvancılığı: Et ve süt krizi, 7. Ulusal Zootekni Bilim Kongresi Açılış Paneli 14-16 Eylül 2011, Adana.

uygulamayla kırmızı et üretiminin gelecekte nasıl şekilleneceği çeşitli sayısal verilerle ve grafiklerle gösterilmeye çalışılmıştır.

Araştırmada kırmızı et üretim modelini belirlemek için zaman serisi analizi yapılmıştır. Serinin grafiği (Şekil 1) verildikten sonra, serinin (Şekil 2) ve birinci farkının otokorelasyon fonksiyonu (ACF) grafiğine (Şekil 3) bakılarak durağan olup olmadığı incelenmiştir. Herhangi bir kuşkuya yer vermemek için birim kök testi uygulanmıştır. Serilerin durağanlığının testinde Genelleştirilmiş Dickey- Fuller (ADF) testi ve Phillips-Perron testi kullanılmıştır. Hem ACF grafiğine göre hem de ADF (Çizelge 4) ve Phillips-Perron testine göre (Çizelge 5) birinci farkı alınmış serinin durağan hale geldiği görülmüştür. ACF ve PACF grafik incelemesinden ve p ve q için en çok 3'e kadar olan tüm olası süreçler denenmiş olarak parametre tahminleri anlamlı bulunan, AIC ve BIC gibi bilgi kriterlerinden en küçük olan $ARIMA(0,1,1)$ modeli en uygun model olarak belirlenmiştir (Çizelge 3).

Bu çalışmalar sonucunda kırmızı et üretimi ile ilgili seriye uygun modelin Çizelge 1'de ifade edildiği gibi birinci dereceden bütünleşik hareketli ortalama modeli olduğu saptanmıştır. Çizelge 6'da belirtilen öngörü değerlerine göre kırmızı et miktarında, 2011 yılındaki üretim miktarına göre 2012 ve 2013 yıllarında çok az bir miktarda düşüş olacağı, ancak 2014 yılından 2020 yılına kadar artacağı tahmin edilmektedir. Bu dönemdeki artış hızının binde 8 olacağı tahmin edilmektedir. Bu sonuç kırmızı et üretiminin ülkemiz için önemli olduğunu göstermektedir. 2020 yılına kadar yapılan kırmızı et üretim tahmini Türkiye'nin kırmızı et üretim planı oluşturulmasına olanak sağlayabilir. Kırmızı et üretimi artırılarak ülke ekonomisine katkılar sağlanabilir. Kırmızı et üretiminin artmasıyla tüketimin daha bilinçli olması ve dışa bağlı olmayan ülke konumunda olması arzu edilmektedir.

<http://www.adanayorum.com/root.vol?exec=page&nid=197819> (29 Temmuz 2012).

- Bowerman, B. L. O'Connell, R. T. 1993. Forecasting and time series: An applied approach, Duxbury Press.

- Box, G.E.P., Jenkins, G.M. 1976. Time series analysis. Forecasting and Control. Revised edition. San Francisco: Holden Day.
- Bozçoğa, M. Ö. 2010. Sektörel analiz: Kırmızı Et ve Süt Sektörü. İktisadi Kalkınma Vakfı Dergisi 154: 37-42.
- Brockwell, P.J., Davis, R.A. 1996. Introduction time series and forecasting. Springer, New York. p: 16.
- Brockwell, P.J., Davis, R.A. 2006. Time series. Theory and methods. Springer, New York. p: 311.
- Cenan, N., Gürcan, İ. S. 2011. Türkiye çiftlik hayvan sayılarının ileriye yönelik projeksiyonu: ARIMA modellenmesi. Vet. Hek. Der. Derg. 82(1): 35-42.
- Cooray, T.M.J.A. 2008. Applied time series. Analysis and forecasting. Narosa Publishing House, New Delhi. p:194.
- Cryer, J.D. 1986. Time series analysis. PWS Publishers, USA. p:71.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica 49(4): 1057-1072.
- Günay, S., Eğrioğlu, E., Aladağ, Ç. H. 2007. Tek değişkenli zaman serileri analizine giriş. Hacettepe Üniversitesi Yayınları, Ankara, s. 16.
- Kadılar, C. 2009. SPSS Uygulamalı zaman serileri analizine giriş. Bizim Büro Yayınevi, Ankara, s.188.
- Kaya, A. 1996. Kırmızı et. Ege Üniversitesi Tarımsal Uygulama ve Araştırma Merkezi Teknik Bülten: 28.
- Kayım, H. 1985. İstatistiksel ön tahmin yöntemleri. Hacettepe Üniversitesi. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Yayınları, No:11, Ankara.
- Kutlar, A. 2005. Uygulamalı ekonometri, 2. baskı, Nobel Yayınları, Ankara.
- Montgomery, D. C., Johnson, L. A, Gardiner, J. 1990. Forecasting and time series analysis. McGraw-Hill, Inc., USA, p: 249.
- Özmen, A. 1989. Mevsimler dalgalanmalar içermeyen zaman serilerinde kısa dönem öngörü amaçlı Box-Jenkins (ARIMA) modellerinin kullanımı. Anadolu Üniversitesi Fen-Edebiyat Fakültesi Dergisi 2(1): 105-120.
- Phillips P. C. B., Perron P. 1988. Testing for a unit root in time series regression, Biometrika 75: 335-346.
- Pindyck, R. S., Rubinfeld, D. L. 1991. Econometric models and economic forecast. 3rd edition, New York. McGraw-Hill.
- Sevüktekin, M., Nargeleçekenler, M. 2010. Ekonometrik zaman serileri analizi EViews uygulamalı. Nobel Yayınları, Ankara. s. 163.
- Shumway, R. H., Stoffer, D S. 2006. Time series analysis and its applications with R examples. Springer. New York. p: 54.
- TÜİK, 2011. İstatistik göstergeler 1923-2010. Türkiye İstatistik Kurumu Matbaası Yayın No: 3641, Ankara.
- TÜİK, 2012. İstatistik göstergeler 1923-2011. Türkiye İstatistik Kurumu Matbaası Yayın No: 3890, Ankara.
- TÜİK, 2012. Haber bülteni. Kırmızı et üretim istatistikleri, 2. Dönem 2012. Sayı: 10871, Ankara.
- Wei, W. W. S. 2006. Time series analysis. Addison Wesley Publishing Company. New York. p: 44, 156.