

Durağan Olmayan Zaman Serilerinde Alternatif Tahmin Yöntemlerinin Karşılaştırmalı Olarak İncelenmesi: Pamuk Fiyat Analizi

Levent KAYA (*)

Zeki DOĞAN (**)

Turan BİNİCİ (***)

Özet: Bu çalışmada, durağan olmayan zaman serileri için kullanılan tahmin tekniklerinin karşılaştırmalı analizi yapılmıştır. Tek değişkenli analiz için Box-Jenkins, Çok değişkenli analizler için Çoklu Regresyon ve Yapay Sinir Ağları yöntemleri kullanılmıştır. Veri olarak 2000-2014 yıllarına ait aylık Türkiye pamuk fiyatları, Dünya pamuk fiyatları, Türkiye buğday fiyatları ve Türkiye mısır fiyatları kullanılmıştır. Analiz yöntemlerinin tahmin gücünü ölçmek için verilerin % 10'luk kısmı analize dâhil edilmemiştir. Yapılan analizler sonucunda kullanılan yöntemlerin son 18 aylık dönemle ilgili elde edilen tahmin değerleri karşılıklı olarak incelenmiştir. Birim kök testleri uygulanarak değişkenlerin durağanlığı incelenmiştir. Türkiye pamuk fiyatlarına bir ve iki yapısal kırılmaya kadar izin veren sırasıyla Zivot-Andrews ve Lumsdaine-Papell yapısal kırılmalı birim kök testleri uygulanmıştır. Box-Jenkins (ARIMA) yöntemi ile Türkiye pamuk fiyatlarının geçmiş değerleri dikkate alınarak uygulama yapılmıştır. En uygun ARIMA seviyesinin (3,1,2) olduğuna karar verilmiştir. Çok değişkenli yöntemler için bağımlı değişken, Türkiye pamuk fiyatları, bağımsız değişkenler, Dünya pamuk fiyatları, Türkiye buğday fiyatları, Türkiye mısır fiyatları ve bütün değişkenlerin bir gecikmeli değerleri kullanılmıştır. Çoklu Regresyon Analizi ile elde edilen tahmin sonuçları incelenmiştir. Yapay Sinir Ağları için en uygun ağ mimarisi (7,7,1) olarak bulunmuştur. Tahmin değerlerini karşılaştırmak için MAPE, SSE, MSE ve RMSE performans kriterleri kullanılmıştır. Yapay Sinir Ağlarının diğer tahmin yöntemlerine göre daha başarılı sonuçlar verdiği tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Yapay Sinir Ağları, Çoklu Regresyon Analizi, Box-Jenkins Yöntemi, Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri, Pamuk Fiyatları

A Comparative Investigation of Alternative Estimation Methods in Non-Stationary Time Series: Analysis of Cotton Price

Abstract: In this study, comparative analysis of the predictive techniques used for non-stationary time series had been made. The method of Box-Jenkins for univariate analysis, Multiple Regression Analysis and Artificial Neural Networks techniques for multivariate analysis had been used. The monthly prices of cotton in Turkey and World and also the monthly price of wheat and corn in Turkey used as time series data. %10 of the data hadn't been included in the analysis to measure the predictivity power of analysis methods. At the end of the analysis, predicted values obtained about the last 18 months period had been examined in mutual. The stationary of the variables were examined by applying unit root tests. Zivot-Andrews structural break unit root test which allows single structural break and Lumsdaine-Papell structural break unit root test which allows two structural breaks has been applied to Turkey cotton prices. Past values of prices Turkish cotton has been applied with

*) Arş. Gör., Harran Üniversitesi İİBF Ekonometri Bölümü (e-posta: lekaya@harran.edu.tr)

**) Yrd. Doç. Dr., Harran Üniversitesi Ziraat Fakültesi Zootečni Bölümü
(e-posta: zdogan02@yahoo.com)

***) Prof. Dr., Harran Üniversitesi Ziraat Fakültesi Tarım Ekonomisi Bölümü
(e-posta: turanbinici@harran.edu.tr)

Box-Jenkins method. It has been concluded that the most appropriate level of ARIMA (3,1,2). The dependent variable is Turkey cotton prices, independent variables are World cotton prices, Turkey wheat prices and Turkey corn prices and lagged values of all variables for multivariate methods. It has been examined results of regression analysis. Optimal network architecture (7,7,1) were found for artificial neural Networks. MAPE, SSE, MSE and RMSE performance criteria were used to compare the predicted values. It was determined that Artificial Neural Networks gave more reliable results than other estimation methods.

Keywords: Artificial Neural Networks, Multiple Regression Analysis, Box-Jenkins Methods, Structural Break Unit root Tests, Cotton Prices

Giriş

Son yıllarda bilgisayar teknolojilerinde meydana gelen gelişmeler birçok bilim dalında köklü değişikliklere yol açmıştır. Özellikle ekonometri disiplinin hızla gelişmesi, istatistiksel ve matematiksel tekniklerin, ekonomik parametrelerin analizinde yoğun olarak kullanılmaya başlamasına neden olmuş ve buna paralel olarak da bilgisayar teknolojileri, ekonomik araştırma ve analizlere hızla entegre olmuştur.

Geleneksel istatistik yöntemleri, iyi bir performansa sahip olmalarına rağmen pek çok kısıtlamalara sahiptir. Hızlı gelişmeler ışığında değişkenler arasındaki fonksiyonel ilişkiler de giderek karmaşıklaşmıştır. Bu durumun yansımaları olarak farklı modelleri çözümlmek için geleneksel yöntemlerin yanında alternatif yöntemlere ihtiyaç duyulmaktadır. Finansal zaman serileri arasındaki ilişkilerin doğrusal olmayan yapıda olma eğiliminde olduklarını ortaya koyan birçok araştırma sonrasında, klasik modellere alternatif olabilecek uyarlanabilir sistemlerin bu alana uygulanması çalışmalarını hızlandırmıştır.

Yapay zekâ araştırmalarının bir alt kümesi olan yapay Sinir Ağları, zaman serisi analizlerinde kullanılan alternatif yöntemlerin en önemlilerinden biridir. 1950'lerden itibaren özellikle mühendislik alanında çok başarılı uygulamalara imza atmıştır. Son yıllarda iktisadi olaylara ilişkin analizlerde sıkça kullanılmaya başlanmış ve oldukça başarılı sonuçlar elde edilmiştir. Box-Jenkins, doğrusal regresyon,.. gibi geleneksel istatistiksel yöntemlerin bazı kısıtlama ve varsayımlara sahip olması, yapay sinir ağlarına olan ilginin artmasına sebep olmuştur. Herhangi bir varsayım, ön şart gerektirmeden her türlü veri tipine uygulanması, araştırmacıların bu yöntemle olan ilgisini gün geçtikçe daha da arttırmaktadır. Ayrıca geleneksel yöntemlerden farklı olarak öğrenebilme, genelleme, doğrusal olmayan ilişkileri tanımlayabilme, eksik veriler söz konusu olduğunda dahi etkin öngöründe bulunabilme, teorik olarak sonsuz değişken ile çalışabilme gibi bazı avantajları bulunmaktadır.

Metodoloji

A. Türkiye ve Dünya Pamuk Üretimi

Türkiye, Dünya pamuk üretiminde sekizinci, tüketimde ise dördüncü sırada yer alan önemli bir pamuk ülkesidir. Ülkemizde her yıl yaklaşık 600 bin hektar alanda 2 milyon

ton dolayında kütlü pamuk üretilmekte ve bunlar çırçır sanayimizde işlenerek yaklaşık 900 bin ton lif pamuk, 1.1 milyon ton çiğit elde edilmektedir. Sadece tarım kesiminde 3.5 milyonu aşkın insan geçimini pamuktan sağlamaktadır. Ayrıca, 500 bin daimi, 1.5 milyon geçici istihdam yaratılmaktadır. Yerli pamuk üretiminin değeri 2011 itibarıyla 1.2 milyar doları aşmakta ve Gayri Safi Tarımsal Hâsılamızın % 2 'sini oluşturmaktadır.

Türkiye, dünya pamuk verimi sıralamasında altıncı, önemli pamuk üretici ülkeler arasında ise verim yönüyle Çin ve Brezilya'dan sonra üçüncü konumdadır. Ancak, Türkiye veriminin Genetiği Değiştirilmiş Organizma (GDO)'suz üretim yapan ülkeler sıralamasında önemli bir konumdadır. Dünyada en büyük pamuk üretimi Çin'de gerçekleşmektedir. Çin'i pamuk üretiminde artış gösteren Hindistan izlemekte, bu ülkeleri ise ABD, Pakistan, Brezilya, Avustralya, Özbekistan ve Türkiye takip etmektedir. Dünyada en çok pamuk tüketen ülkeler, yine en çok üretim payına ve pamuğu işleme kapasitesine sahip olan Çin, Hindistan, Pakistan ve Türkiye gibi ülkelerdir.

Türkiye'de pamuk tarımı genelde Ege Bölgesi, Güneydoğu Anadolu Bölgesi ile Çukurova ve Antalya yörelerinde yapılmaktadır. Son on yıllık süreçte pamuk ekim alanları yaklaşık % 25 oranında azalmıştır.

Dünyanın en büyük pamuk ihracatçısı ülkeleri % 30-35'lik payla ilk sırayı alan ABD, % 19-20'lik payla Hindistan ve son yıllardaki üretim artışları ile dikkat çeken önemli ihracatçı ülkelerden Brezilya ve Avustralya takip etmektedir.

2010 yılından başlamak üzere özellikle 2011 yılında pamuk fiyatları, son 150 yılın en yüksek seviyesine çıkmıştır. Bu rekor yükselişin ana nedenleri; Dünyada pamuk üretim miktarının tüketimden daha yüksek oranda düşmesi, 2008 ve 2009 yıllarında dünya pamuk stoklarında görülen gerileme, Avustralya, Pakistan, Hindistan ve Çin'deki kötü hava koşulları nedeniyle üretimin azalması, ABD'nin pamuk politikaları, Bir yıl öncesinde Çin'in pamuk ithalatının % 86 oranında artması, Hindistan'da devletin çiftçiyi desteklemek için pamuğu yüksek fiyattan alması ve Hindistan'ın pamuk ihracatına uygulamış olduğu kısıtlama, dünyadaki pamuk üretim alanlarının azalması, özellikle tekstil sanayinin hızla gelişmesi nedeniyle pamukta güçlü bir talep oluşması, şeklinde ifade edilebilir (Anonim, 2011).

B.Çoklu Doğrusal Regresyon Modeli

Olabilecek en basit çoklu regresyon modeli, bir bağımlı, iki açıklayıcı değişkeni olan üç değişkenli regresyondur (Gujarati,2000:191). Çoklu regresyon modeli de basit regresyon modeli gibi, doğrusal veya doğrusal olmayan fonksiyonlarla ifade edilebilir. Değişkenler arasında doğrusal ilişki olduğu varsayımı ile doğrusal fonksiyonla ifade edilen modellere, çoklu doğrusal regresyon modelleri adı verilmektedir (Gürüş ve Çağlayan, 2010: 179).

İki bağımsız ve bir bağımlı olmak üzere toplam üç değişken olması durumu için açıkladığımız çoklu doğrusal regresyon modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + u_i \quad (1)$$

Denklem (1)'de Y_i , bağımlı değişken X_{2i} ile X_{3i} , açıklayıcı (ya da bağımsız) değişkenler; u_i , olasılıklı bozucu terim, i , i 'inci gözlemdir. Yine denklem (1)'deki eşitlikte β_1 sabit terimdir. Matematiksel olarak regresyon doğrusunun Y ekseninin kesim noktasını verecektir. Her ne kadar bu, mekanik yorumla X_2 ile X_3 sifıra eşitlendiğinde Y 'nin ortalama değeri anlamına gelse de, modelde bulunmayan bütün değişkenlerin Y üzerindeki ortalama etkisini gösterir. β_2 ile β_3 ise kısmi regresyon katsayıları diye adlandırılır.

(1) nolu denklem, genelleştirilerek aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$Y_i = \beta_1 + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \dots + \beta_k X_{ki} + u_i \quad (2)$$

(2) nolu denklemde, Y_i , bağımlı değişken X_{2i} , X_{3i} , ..., X_{ki} açıklayıcı değişkenler, β_1 sabit terim, $\beta_2, \beta_3, \dots, \beta_k$ kısmi regresyon katsayıları ve u_i , olasılıklı bozucu terimdir.

C. Box-Jenkins (ARIMA) Modeli

I. Otoregresif Süreç: AR(p)

Bir serinin şimdiki değerinin geçmiş dönemlerdeki değerleri ile arasındaki doğrusal bağlantı doğru belirlendiğinde, sistemin kalıntıları rassal değişken özelliği taşıyacaktır. Bunu sağlayacak süreç ise "otoregresif" süreç olarak adlandırılmaktadır. Bu bağlamda p 'inci mertebeden otoregresif modelde: AR(p) zaman serisi değişkeninin cari değeri, serinin p -dönem geçmiş değerlerin ağırlıklı toplamına artı rassal hata terimine bağlı olarak açıklanmaktadır. p , otoregresif sürecin mertebesidir ve modelde kullanılan serinin geçmiş değerlerinin sayısını göstermektedir (Akgül, 2003: 36).

p 'inci dereceden bir otoregresif sürecin AR(p) istatistiksel modeli, denklem (3)'teki gibi yazılır;

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Burada bir kesme (veya sabit) terimdir ve stokastik süreç olan Y_t 'in ortalamasını gösterir iken, $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ 'ler bilinmeyen otoregresif parametrelerdir. Hata terimi ε_t ortalaması sıfır ve sabit σ_ε^2 varyanslı korelasyonsuz rassal değişkenler olarak varsayılır. Diğer bir ifadeyle $\{\varepsilon_t\}$ bir temiz-dizidir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 139).

II. Hareketli Ortalama Süreci: MA(q)

Hareketli ortalama MA(q) süreci, bir zaman serisinin t dönemdeki değerini, rastgele bir değişken olan kalıntı (hata) payının cari ve geçmiş dönem değerlerinin ağırlıklı ortalaması ile ifade edilen bir süreçtir (Ataseven, 2007: 66).

Genel MA(q) süreci için istatistiksel model, denklem (4) ile ifade edilir;

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (4)$$

Burada korelasyonsuz rassal kalıntılar ε_t , ortalaması sıfır ve sabit bir varyansa sahiptir. θ_i ($i=1,2,\dots,q$) ise bilinmeyen parametrelerdir.

III. Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci: ARMA(p,q)

Birçok durağan rassal süreç pür otoregresif veya pür hareketli ortalama süreci ile modellenemez. Bazen zaman serisi her iki süreci birlikte gösterebilir. Başka bir ifadeyle zaman serisi modeli hem AR, hem de MA bileşenleri p ve q'uncu dereceden olmak üzere ARMA(p,q) olarak tanımlanabilir. ARMA modelleri, p mertebeden otoregresif süreç ile q mertebeden hareketli ortalama sürecin bir kompozisyonu olduğundan (p+q) adet parametre içereceğinden, ARMA modellerinde bir zaman serisinin herhangi bir dönemine ait gözlem değeri kendinden önceki belirli sayıdaki gözlem değerleriyle ve hata terimlerinin doğrusal bileşimi olarak açıklanır (Doğan, 2000: 92). İstatistiksel modelin cebirsel gösterimi,

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (5)$$

şeklinde ifade edilir. (5) nolu denklemde kesme terimi δ , Y_t 'nin ortalaması ile ilgili iken hatalar ε_t , $E(\varepsilon_t) = 0$ ve varyans $\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2$ ile korelasyonsuz rassal değişkenler olduğu varsayılır.

IV. Durağan-dışı Süreçler: ARIMA(p,d,q)

Gerçek hayatta zaman serilerinin birçoğu zaman boyunca değişen belirli bir stokastik sürecin özelliklerini taşıdığından durağan-dışıdır (Sevüktekin ve Nargeleçkenler, 2010: 173). Bu tür zaman serilerini durağanlaştırmak için serinin bir veya daha fazla farkını alarak bir dönüştürme işlemi uygulanabilir. Farkı alınarak durağanlaştırılmış zaman serileri, "Entegre Süreç" olarak bilinirler.

(p,d,q)'uncu dereceden bir otoregresif entegre hareketli ortalama süreci veya basitçe ARIMA(p,d,q) süreci, (6) nolu modeldeki gibi gösterilebilir;

$$(1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) \Delta^d Y_t = \delta + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (6)$$

D. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

Makroekonomik değişkenlere ait zaman serilerinde herhangi bir dönemde başlayan ve belli bir süre etkisini sürdüren değişimler yapısal kırılma olarak adlandırılmaktadır. Makroekonomik değişkenler analiz dönemi içindeki politik sebepler, afetler, savaşlar,

krizler ve teknolojik değişikliklerden etkilenirler ve bu etkiler seride yapısal kırılmalara neden olur (Elma, 2008: 26).

Yapısal kırılmaları dikkate almayan testler, seride sapmaya, değişkenler arasında sahte regresyona neden olur. Bu sorunları ortadan kaldırmak için serideki yapısal kırılmaları dikkate alan testler geliştirilmiştir (Elma, 2008: 27). Serilerde yapısal kırılma, sahte birim kök sürecine neden olduğundan birim kök testlerinin yanında yapısal kırılma testlerinin yapılması gerekmektedir (Barışık ve Çevik, 2008: 8).

I. Zivot-Andrews (1992) Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Zivot ve Andrews, 1992 yılındaki çalışmalarında, zaman serilerinde yapısal kırılmanın tek bir noktada gerçekleştiğini ve kırılma zamanının (T_b) önceden bilinmediğini varsaymışlardır. Zivot-Andrews (1992) yaklaşımında kırılma zamanı model tarafından endojen (içsel) olarak tahmin edilmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 431).

Zivot ve Andrews, düzeyde kırılmayı Model A ile, eğimde kırılmayı Model B ile, hem düzeyde hem de eğimde kırılmayı Model C ile ifade etmişlerdir. Her üç model için temel hipotez, denklem (7)'deki gibidir;

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + e_t \quad (7)$$

Alternatif hipotezler ise (8), (9) ve (10) nolu modellerde ifade edildiği gibidir;

MODEL A

$$Y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta Y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (8)$$

MODEL B

$$Y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta Y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (9)$$

MODEL C

$$Y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta Y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (10)$$

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1 & t > T_B \\ 0 & t \leq T_B \end{cases} \quad \text{ve} \quad DT_t^*(\lambda) = \begin{cases} t - T\lambda & t > T\lambda \\ 0 & t \leq T\lambda \end{cases} \quad (11)$$

Kırılma zamanları denklem (11)'deki gibi ifade edilmektedir (Zivot ve Andrews, 1992: 254).

Zivot-Andrews testine göre birim kökün varlığı Y_{t-1} 'in katsayısının istatistiksel açıdan anlamlılığı ile test edilir. Eğer t-istatistiği Zivot ve Andrews'in kritik değerinden daha büyükse (mutlak değer), ilgili değişkenin durağan olmadığı temel hipotezi reddedilir (Yavuz, 2006: 166).

II. Lumsdaine-Papell (1997)Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Uzun süreli makro iktisadi serilerin tek kırılmalı birim kök testleriyle durağanlığının sınılanması elde edilen sonuçların hatalı olmasına neden olabilmektedir. Böyle serilerde iki kırılma olması halinde Zivot-Andrews birim kök testinin gücü azalmaktadır. Bu nedenle Lumsdaine- Papell (1997), seride iki kırılmaya izin veren bir birim kök testi geliştirmişlerdir (Yılancı, 2009: 328).

Lumsdaine- Papell (1997)'in geliştirmiş oldukları, farklı bilinmeyen zamanlar için deterministik trendde iki kırılmaya izin veren testin istatistikleri (12) nolu denklem yardımıyla hesaplanır. Zivot-Andrews testindeki modeller iki kırılmaya izin verip genişletilerek Model AA ve Model CC modeli olarak adlandırılmaktadır (Lumsdaine ve Papell, 1997: 212). Denklem (15) ile belirtilen Model AA sadece düzeyde iki kırılmaya izin verirken, denklem (16) ile belirtilen Model CC hem düzeyde hem de eğimde iki kırılmaya izin vermektedir.

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (12)$$

Denklem (13) ve (14)'te, $DU1_t$ ve $DU2_t$ sırasıyla $TB1$ ve $TB2$ zamanlarında serinin ortalamasında meydana gelen kırılmalar için $DT1_t$ ve $DT2_t$ ise trenddeki kırılmalar için kullanılan gölge değişkenlerdir.

$$DU1_t = \begin{cases} 1 & t > TB1 \\ 0 & t \leq TB1 \end{cases} \quad \text{ve} \quad DU2_t = \begin{cases} 1 & t > TB2 \\ 0 & t \leq TB2 \end{cases} \quad (13)$$

$$DT1_t = \begin{cases} 1 & t > TB1 \\ 0 & t \leq TB1 \end{cases} \quad \text{ve} \quad DT2_t = \begin{cases} 1 & t > TB2 \\ 0 & t \leq TB2 \end{cases} \quad (14)$$

MODEL AA

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \omega DU2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (15)$$

MODEL CC

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Lumsdaine- Papell (1997) birim kök testinde α 'nın t-istatistiği tüm olası kırılma tarih çiftleri için ($TB1, TB2$) hesaplanır ve α 'nın t-istatistiğinin en küçük olduğu tarih çiftleri tercih edilir. Elde edilen en küçük t-istatistiğinin, ilgili kritik değerden büyük olması halinde, serinin birim köklü olduğunu gösteren temel hipotez ($\alpha = 0$) reddedilirken, tersi durumda serinin iki yapısal kırılma içeren durağan bir sürece uygunluk gösterdiğini ifade eden alternatif hipotez ($\alpha < 0$) reddedilemez (Yılancı ve Öztürk, 2010: 266).

E. Yapay Sinir Ağları

Yapay sinir ağları (YSA), insan beyninden esinlenerek geliştirilmiş, ağırlıklı bağlantılar aracılığıyla birbirine bağlanan ve her biri kendi belleğine sahip işlem elemanlarından oluşan paralel ve dağıtılmış bilgi işleme yapılarıdır. Bir başka deyişle biyolojik sinir ağlarını taklit eden bilgisayar programlarıdır. YSA bir programcının geleneksel yeteneklerini gerektirmeyen, kendi kendine öğrenme düzenekleridir. Bu ağlar öğrenmenin yanı sıra, ezberleme ve bilgiler arasında ilişkiler oluşturma yeteneğine de sahiptir (Elmas vd., 2011: 50). YSA, istatistikî yöntemlerin aksine sınırsız sayıda değişken ve parametre ile herhangi bir ekstra dönüşüme ihtiyaç duymadan çalışabilmektedir (Yurtoğlu, 2005: 36).

I. Yapay Sinir Ağları'nın Yapısı ve Temel Elemanları

1. Girdiler: Analizde kullanılacak açıklayıcı değişkenlere ait verileri ($X_1, X_2, X_3, \dots, X_i$) alan YSA elemanıdır. Verileri bir sonraki aşamaya iletmekten başka bir işlevi bulunmamaktadır.

2. Ağırlıklar: Ağırlıklar, yapay sinir tarafından alınan girişlerin sinir üzerindeki etkisini belirleyen uygun katsayılarıdır. Bir ağırlığın değerinin büyük olması, o girişin yapay sinire güçlü bağlanması ya da önemli olması, küçük olması zayıf bağlanması ya da önemli olmaması anlamına gelmektedir (Elmas, 2010: 31). Ağırlıkların başlangıç değerleri genellikle (-1,1) aralığında rassal değerler olarak seçilmektedir. Sıfır olması ise herhangi bir etkinin olmadığını gösterir (Öztemel, 2012: 49).

3. Toplama Fonksiyonu: Ağa dış dünyadan gelen veriler ile ilgili ağ ağırlığının çarpılarak toplanmasını ve ağırlıklandırılmış net girdinin hücre içine iletilmesinden sorumludur (Çelik, 2008: 30).

$$A_i = w_1, w_2, w_3, \dots, w_n \quad G_i = x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$$
$$NET = \sum_i^n G_i A_i + \theta \quad (17)$$

Denklem (17)'de G, girdileri, A ise ağırlıkları, n ise bir hücreye gelen toplam girdi (proses elemanı) sayısını göstermektedir.

4. Aktivasyon (Transfer) Fonksiyonu: Bu fonksiyon, hücreye gelen net girdiyi işleyerek hücrenin bu girdiye karşılık üreteceği çıktıyı belirler (Öztemel, 2012: 50). Literatürde, sıkıştırma veya eşik fonksiyonu olarak da adlandırılmaktadır. Bunun nedeni, çıktı sinyallerini [0,1] veya [-1,1] Aralığında sınırlandırmasıdır (Biçen, 2006: 53). Transfer fonksiyonunun amacı çıktıların çok büyük değerlere ulaşmasını engellemektir. Eğer çıktılar çok büyük değerlere ulaşır ise ağ felç olur ve ağı eğitimi engellenmiş olur (Yıldız, 2009: 39).

II. Çok Katmanlı YSA Modelleri

Giriş ve çıkış tabakalarının arasına gizli katman ya da ara katman denilen bir katman eklenerek elde edilir (Özdemir, 2008: 61). Ara katman sayısı bir veya birden fazla olabilir. Ayrıca her ara katmanda birden fazla işlemci eleman bulunabilmektedir (Baş, 2006: 48). Çok katmanlı ağ modeli, mühendislik problemlerinin hemen hemen hepsine çözüm üretebilecek bir güce sahiptir. Özellikle sınıflandırma, tanıma ve genelleme yapmayı gerektiren problemlerin çözümünde kullanılır. Kullanılan öğrenme algoritmasına göre ağın çıkışı ile arzu edilen çıkış arasındaki hata tekrar geriye doğru yayılarak hata minimuma düşünceye kadar ağın ağırlıkları değiştirilir.

1. Girdi katmanı: Açıklayıcı değişkenlere ait girdileri alarak ara katmana gönderir. Bu katmanda bilgi işleme olmaz. Gelen her bilgi geldiği gibi bir sonraki katmana gider (Usta, 2007: 38).

2. Ara (Gizli) Katmanlar: Girdi katmanı ile çıktı katmanı arasında yer alır. Ağın temel işlevini gören katmandır. Girdi katmanından gelen bilgileri işleyerek bir sonraki katmana gönderir (Demir, 2007: 40).

3. Çıktı Katmanı: Bu katmanda yer alan her hücre birden fazla girdi alır ve bir çıktı üretir. Ara katmandan gelen bilgileri alarak işler ve çıktıları elde eder.

Ampirik Bulgular

I. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

TPF verileri için, yaygın kullanımları nedeniyle Zivot-Andrews tek kırılmalı birim kök testi ve Lumsdaine-Papell iki kırılmalı birim kök testi tercih edilmiştir.

Tablo 1. Zivot – Andrews Birim Kök Testi

		MODEL A	MODEL B	MODEL C
Test İstatistiği		-4.13	-3.21	-5.77
Kritik Değerler	%1	-5.34	-4.80	-5.57
	%5	-4.93	-4.42	-5.08
	%10	-4.58	-4.11	-4.82
Kırılma Tarihi		03.2010	04.2007	09.2010
Max. Gecikme Uzunluğu		2	2	2

Tablo1.'de belirtildiği gibi Model A'ya göre yapısal kırılma Mart – 2010 tarihinde, Model B'ye göre Nisan – 2007 tarihinde, Model C'ye göre ise Eylül – 2010 tarihinde gerçekleşmiştir. Model A ve Model B'ye göre serinin durağan olmaması yapısal kırılmadan kaynaklanmamaktadır. Model C'ye göre ise serinin durağan olmaması yapısal kırılmadan kaynaklanmaktadır.

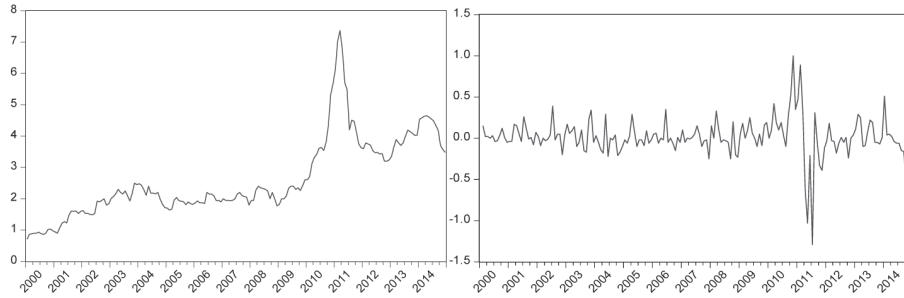
Tablo 2. Lumsdaine – Papell Birim Kök Testi

		MODEL AA	MODEL CC
Test İstatistiği		-4.88	-6.11
Kritik Değerler	%1	-6.74	-7.19
	%5	-6.16	-6.75
	%10	-5.89	-6.48
Kırılma Tarihleri		02.2010 04.2012	08.2010 10.2012
	Max. Gecikme Uzunluğu	2	2

Seride içsel olarak belirlenen iki yapısal kırılmaya izin veren Lumsdaine-Papell birim kök testinin sonuçları Tablo 2.'de görüldüğü gibidir. Tablodaki değerlerden de görüldüğü üzere her iki model için hesaplanan test istatistikleri, (David vd., 2003: 18)'te belirtilen %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerindeki kritik değerlerden küçük olduğu için serinin yapısal kırılma olmadan birim köklü olduğunu gösteren temel hipotez kabul edilir. Model AA için yani düzeyde kırılmalar, Şubat-2010 ve Nisan-2012 tarihlerinde, Model CC için yani hem düzey hem de eğimde kırılmalar, Ağustos-2010 ve Ekim-2012 tarihlerinde gerçekleşmiştir.

II. Çoklu Regresyon ile Model Tahmini

Zaman serilerinde çoklu regresyon analizi yapılabilmesi için serilerin aynı dereceden durağanlık şartını sağlaması gerekir. Aksi takdirde sahte regresyon durumuyla karşılaşılmaktadır. Bu nedenle bağımlı ve bağımsız değişkenlere Augmented Dickey-Fuller (ADF) durağanlık testi yapılmıştır ve serilerin durağan olmadığı, birinci farkını aldıktan sonra durağanlaştığı gözlenmiştir. Serilerin birim kök testi sonuçları ve grafikleri aşağıda belirtildiği gibidir.



Şekil 1. TPF ve DTPF verilerinin zaman yolu grafiği

Şekil 1.'de Türkiye pamuk fiyatları (TPF) serisine ait gözlem değerleri, belirli bir ortalama etrafında ve sabit bir saçılım göstermediği görülebilir. Bu durum serinin durağan-dışı olduğu izlenimi vermektedir.

Tablo 3. TPF ve DTPF verileri için ADF birim kök testi

TPF (Kesmeli ve Trendli)				DTPF (Kesmeli ve Trendli)		
Test İst.		-2.78	Olasılık	Test İst.	-9.33	Olasılık
Kri. Değ.	%1	-4.01	0.20	Kri. Değ.	-4.01	0.00
	%5	-3.43			-3.43	
	%10	-3.14			-3.14	
TPF (Kesmeli ve Trendsiz)				DTPF (Kesmeli ve Trendsiz)		
Test İst.		-1.92	Olasılık	Test İst.	-9.35	Olasılık
Kri. Değ.	%1	-3.46	0.31	Kri. Değ.	-3.46	0.00
	%5	-2.87			-2.87	
	%10	-2.57			-2.57	
TPF (Kesmesiz ve Trendsiz)				DTPF (Kesmesiz ve Trendsiz)		
Test İst.		-0.31	Olasılık	Test İst.	-9.35	Olasılık
Kri. Değ.	%1	-2.57	0.62	Kri. Değ.	-2.57	0.00
	%5	-1.94			-1.94	
	%10	-1.61			-1.61	

TPF ve birinci farkı alınmış Türkiye pamuk fiyatları (DTPF) verileri için yapılan ADF birim kök testi sonuçları, Tablo 3.'te gösterilmiştir. Her üç model için TPF verilerinin birim kök içerdiği, DTPF verilerinin ise durağan olduğu görülmektedir. TPF verilerinin birinci farkı alındığı zaman durağanlaştığı görülmektedir (Olasılık = 0.0000).



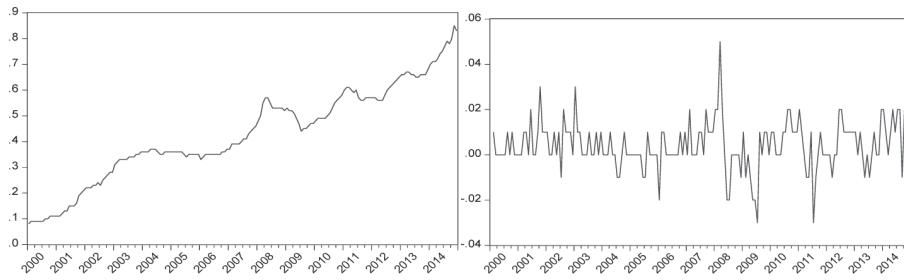
Şekil 2. DPF ve DDPF verilerinin zaman yolu grafiği

Şekil 2.'de Dünya pamuk fiyatları (DPF) verilerinin durağan olmadığı, farkı alındıktan sonra durağanlaştığı görülmektedir.

Tablo 4. DPF ve DDPF verileri için ADF birim kök testi

DPF (Kesmeli ve Trendli)				DDPF (Kesmeli ve Trendli)		
Test İst.		-2.99	Olasılık	Test İst.	-9.96	Olasılık
Kri. Değ.	%1	-4.01	0.13	Kri. Değ.	-4.01	0.00
	%5	-3.43			-3.43	
	%10	-3.14			-3.14	
DPF (Kesmeli ve Trendsiz)				DDPF (Kesmeli ve Trendsiz)		
Test İst.		-2.06	Olasılık	Test İst.	-9.98	Olasılık
Kri. Değ.	%1	-3.46	0.25	Kri. Değ.	-3.46	0.00
	%5	-2.87			-2.87	
	%10	-2.57			-2.57	
DPF (Kesmesiz ve Trendsiz)				DDPF (Kesmesiz ve Trendsiz)		
Test İst.		-0.45	Olasılık	Test İst.	-9.98	Olasılık
Kri. Değ.	%1	-2.57	0.57	Kri. Değ.	-2.57	0.00
	%5	-1.94			-1.94	
	%10	-1.61			-1.61	

DPF ve birinci farkı alınmış Dünya pamuk fiyatları (DDPF) verileri için yapılan ADF birim kök testi sonuçları, Tablo 4.'te gösterilmiştir. Her üç model için DPF verilerinin birim kök içerdiği, DDPF verilerinin ise durağan olduğu görülmektedir. DPF verilerinin birinci farkı alındığı zaman durağanlaştığı görülmektedir (Olasılık= 0.0000).



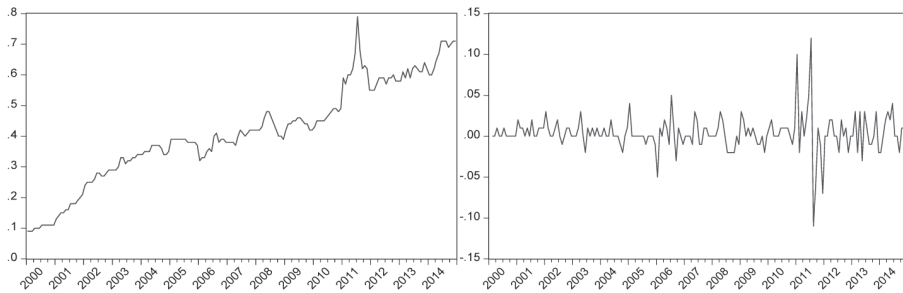
Şekil 3. TBF ve DTBF verilerinin zaman yolu grafiği

Şekil 3.'te Türkiye buğday fiyatları (TBF) sabit bir ortalama ve varyansa sahip olmadığı için durağan değildir. Birinci farkı alınmış Türkiye buğday fiyatları (DTBF) durağandır.

Tablo 5. TBF ve DTBF verileri için ADF birim kök testi

TBF (Kesmeli ve Trendli)				DTBF (Kesmeli ve Trendli)		
Test İst.		-1.96	Olasılık	Test İst.	-9.62	Olasılık
Kri. Değ.	%1	-4.01	0.61	Kri. Değ.	-4.01	0.00
	%5	-3.43			-3.43	
	%10	-3.14			-3.14	
TBF (Kesmeli ve Trendsiz)				DTBF (Kesmeli ve Trendsiz)		
Test İst.		-0.06	Olasılık	Test İst.	-9.63	Olasılık
Kri. Değ.	%1	-3.46	0.95	Kri. Değ.	-3.46	0.00
	%5	-2.87			-2.87	
	%10	-2.57			-2.57	
TBF (Kesmesiz ve Trendsiz)				DTBF (Kesmesiz ve Trendsiz)		
Test İst.		2.98	Olasılık	Test İst.	-8.79	Olasılık
Kri. Değ.	%1	-2.57	0.99	Kri. Değ.	-2.57	0.00
	%5	-1.94			-1.94	
	%10	-1.61			-1.61	

TBF ve DTBF verileri için yapılan ADF birim kök testi sonuçları, Tablo 5.'te gösterilmiştir. Her üç model için TBF verilerinin birim kök içerdiği, DTBF verilerinin ise durağan olduğu görülmektedir. TBF verilerinin birinci farkı alındığı zaman durağanlaştığı görülmektedir (Olasılık = 0.0000).



Şekil 4. TMF ve DTMF verilerinin zaman yolu grafiği

Şekil 4'te Türkiye mısır fiyatları (TMF) sabit bir ortalama ve varyansa sahip olmadığı için durağan değildir. Birinci farkı alınmış Türkiye mısır fiyatları (DTMF) ise durağandır.

Tablo 6. TMF ve DTMF verileri için ADF birim kök testi

TMF (Kesmeli ve Trendli)				DTMF (Kesmeli ve Trendli)		
Test İst.		-3.27	Olasılık	Test İst.	-13.20	Olasılık
Kri. Değ.	%1	-4.01	0.07	Kri. Değ.	-4.01	0.00
	%5	-3.43			-3.43	
	%10	-3.14			-3.14	
TMF (Kesmeli ve Trendsiz)				DTMF (Kesmeli ve Trendsiz)		
Test İst.		-1.07	Olasılık	Test İst.	-13.24	Olasılık
Kri. Değ.	%1	-3.46	0.72	Kri. Değ.	-3.46	0.00
	%5	-2.87			-2.87	
	%10	-2.57			-2.57	
TMF (Kesmesiz ve Trendsiz)				DTMF (Kesmesiz ve Trendsiz)		
Test İst.		1.61	Olasılık	Test İst.	-12.94	Olasılık
Kri. Değ.	%1	-2.57	0.97	Kri. Değ.	-2.57	0.00
	%5	-1.94			-1.94	
	%10	-1.61			-1.61	

TMF ve DTMF verileri için yapılan ADF birim kök testi sonuçları, Tablo 6.'da gösterilmiştir. Her üç model için TMF verilerinin birim kök içerdiği, DTMF verilerinin ise durağan olduğu görülmektedir. TMF verilerinin birinci farkı alındığı zaman durağanlaştığı görülmektedir (Olasılık = 0.0000).

(4.2) nolu Çoklu Regresyon modelinde, bağımlı değişken, Türkiye pamuk fiyatlarının birinci farkı (DTPF), bağımsız değişkenler Dünya pamuk fiyatlarının birinci farkı (DDPF), Türkiye buğday fiyatlarının birinci farkı (DTBF), Türkiye mısır fiyatlarının birinci farkı (DTMF), birinci farkı alınmış Türkiye pamuk fiyatlarının gecikmeli değeri (DTPF (-1)), birinci farkı alınmış Dünya pamuk fiyatlarının gecikmeli değeri (DDPF (-1)), birinci farkı alınmış Türkiye buğday fiyatlarının gecikmeli değeri (DTBF (-1)), birinci farkı alınmış Türkiye mısır fiyatlarının gecikmeli değeri (DTMF (-1)) olarak seçilmiştir.

$$\begin{aligned}
 DTPF_t &= \beta_1 + \beta_2 DDPF_t + \beta_3 DTBF_t + \beta_4 DTMF_t + \beta_5 DTPF(-1) + \\
 &= \beta_6 DDPF(-1) + \beta_7 DTBF(-1) + \beta_8 DTMF(-1)
 \end{aligned}
 \tag{18}$$

Denklem (18)'de belirtilen modele regresyon analizi uygulanmış, ayrıca tahmini modelin hata terimleri grafiği incelenmiş ve bazı değerlerin aşırı sapma gösterdiği görülmüştür. Bu nedenle hem varsayımları sağlamak hem de modelin performansını arttırmak için Çoklu Regresyon modeline aşırı sapma gösteren dönemler için kukla değişkenler eklenmiştir. Aşağıda, oluşturulan kukla değişkenlerin tarihi ve parantez içinde sırası belirtilmiştir.

$$\begin{aligned}
 D1 &= 01.11.2002 \ (t = 35) & D2 &= 01.12.2007 \ (t = 96) \\
 D3 &= 01.09.2008 \ (t = 105) & D4 &= 01.09.2010 \ (t = 129) \\
 D5 &= 01.11.2010 \ (t = 131) & D6 &= 01.12.2010 \ (t = 132) \\
 D7 &= 01.02.2012 \ (t = 146) \\
 D1 &= \begin{cases} 1 & t=35 \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} & D2 &= \begin{cases} 1 & t=96 \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} & D3 &= \begin{cases} 1 & t=105 \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} & D4 &= \begin{cases} 1 & t=129 \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} \\
 D5 &= \begin{cases} 1 & t=131 \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} & D6 &= \begin{cases} 1 & t=132 \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} & D7 &= \begin{cases} 1 & t=146 \\ 0 & \text{diğer} \end{cases}
 \end{aligned}$$

Kukla değişkenli çoklu regresyon modeli denklem (19)'da belirtilmiştir.

$$\begin{aligned}
 DTPF_t &= \beta_1 + \beta_2 DDPF_t + \beta_3 DTBF_t + \beta_4 DTMF_t + \beta_5 DTPF(-1) + \\
 &= \beta_6 DDPF(-1) + \beta_7 DTBF(-1) + \beta_8 DTMF(-1) + \beta_9 D1 + \beta_{10} D2 + \\
 &= \beta_{11} D3 + \beta_{12} D4 + \beta_{13} D5 + \beta_{14} D6 + \beta_{15} D7
 \end{aligned} \tag{19}$$

Denklem (19)'dan elde edilen çoklu regresyon modeli tahmin sonuçları Tablo 7.'de gösterilmiştir.

Tablo 7. Çoklu Regresyon Modeli Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: DTPF				
Bağımsız Değ.	Katsayı	Standart Hata	t-ist.	Olasılık
C (Sabit)	0.0005	0.008	0.05	0.95
DDPF	0.6984	0.033	20.6	0.00
DTBF	-0.0755	0.841	-0.08	0.92
DTMF	-0.3458	0.395	-0.87	0.38
DTPF(-1)	0.0395	0.071	0.55	0.58
DDPF(-1)	0.0409	0.059	0.68	0.49
DTBF(-1)	1.3876	0.861	1.61	0.10
DTMF(-1)	0.9518	0.372	2.55	0.01
D1	-0.2504	0.097	-2.57	0.01
D2	-0.2344	0.097	-2.41	0.01
D3	-0.2331	0.097	-2.38	0.01
D4	-0.3390	0.103	-3.26	0.00
D5	0.2988	0.101	2.94	0.00
D6	-0.2656	0.104	-2.53	0.01
D7	0.3121	0.098	3.17	0.00
R-Kare	0.8421	Bağımlı Değişkenin Ortalaması		0.01
Düzeltilmiş R-Kare	0.8269	Bağımlı Değişkenin Stan. Sap.		0.23
Tahminin Std. Hatası	0.0966	Akaike Bilgi Kriteri		-1.74
Hata Kareleri Toplamı	1.3554	Schwarz Bilgi Kriteri		-1.45
En Çok Olabilirlik	154.65	Hannan-Quinn Bilgi Kriteri		-1.62
F-stat.	55.273	Durbin-Watson		1.91
Olasılık(F-stat.)	0.0000			

Hata terimlerinin normal dağılıp dağılmadığının tespiti için Jarque-Bera testi uygulanmış ve hata terimlerinin normal dağıldığını iddia eden temel hipotez kabul edilmiştir (Olasılık > 0.05).

Çoklu Regresyon modelinin hata terimlerinin sabit varyanslı olup olmadığının tespiti için Breusch-Pagan-Godfrey ve White testi uygulanmıştır. Her iki test için hata terimlerinin varyansının sabit olduğunu iddia eden temel hipotez reddedilememiş ve değişen varyans probleminin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır (Olasılık > 0.05).

Çoklu Regresyon modelinden elde edilen hata terimleri arasında otokorelasyon olup olmadığının ortaya çıkarılması için Breusch-Godfrey LM testi uygulanmıştır. Hata terimleri arasında bir ilişki olmadığını iddia eden temel hipotez reddedilememiş ve hata terimleri arasında otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşılmıştır (Olasılık > 0.05).

Çoklu Regresyon modelinde kullanılan bağımsız değişkenlerin birbirleriyle ilişkili olup olmadığını yani çoklu doğrusal bağlantıya sahip olup olmadığını tespit etmek için varyans büyüme faktörü ölçütü kullanılmıştır. Birçok literatürde VIF katsayılarının 5'ten büyük olması (VIF > 5), çoklu doğrusal bağlantının bir işareti olarak kabul edilmiştir. Bütün değişkenler için VIF katsayıları 5'ten küçük çıkmıştır. Bu sonuç modelde kullanılan bağımsız değişkenler arasında bir ilişki olmadığını göstermektedir.

III. Box – Jenkins (ARIMA) İle Model Tahmini

Yapılan denemeler sonucunda en uygun modelin ARIMA(3,1,2) modeli olduğu tespit edilmiştir. ARIMA(3,1,2) modeliyle yapılan analizlerden elde edilen sonuçlar incelenmiş ve bazı kalıntı değerlerinin aşırı sapma gösterdiği gözlenmiştir. Ayrıca hata terimlerinin normal dağılmadığı ve otokorelasyon testlerinin de anlamlı çıktığı yani hataların birbiriyle ilişkili olduğu görülmüştür. Hem otokorelasyon sorununu ortadan kaldırmak için hem de modelin performansını arttırmak için hata grafiğindeki sapma gösteren dönemler için kukla değişkenler oluşturulmuştur. Aşağıda, oluşturulan kukla değişkenlerin tarihi ve parantez içinde sırası belirtilmiştir.

$$D1 = 01.11.2010 (t = 131) \quad D2 = 01.02.2011 (t = 134)$$

$$D3 = 01.04.2011 (t = 136) \quad D4 = 01.05.2011 (t = 137)$$

$$D5 = 01.07.2011 (t = 139) \quad D6 = 01.08.2011 (t = 140)$$

$$D7 = 01.10.2011 (t = 142)$$

$$D1 = \begin{cases} 1 & t=131 \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} \quad D2 = \begin{cases} 1 & t=134 \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} \quad D3 = \begin{cases} 1 & t=136 \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} \quad D4 = \begin{cases} 1 & t=137 \\ 0 & \text{diğer} \end{cases}$$

$$D5 = \begin{cases} 1 & t=139 \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} \quad D6 = \begin{cases} 1 & t=140 \\ 0 & \text{diğer} \end{cases} \quad D7 = \begin{cases} 1 & t=142 \\ 0 & \text{diğer} \end{cases}$$

ARIMA (3,1,2) modelinin tahmin sonuçları Tablo 8'de gösterilmiştir.

Tablo 8. ARIMA Modeli Tahmin Sonuçları

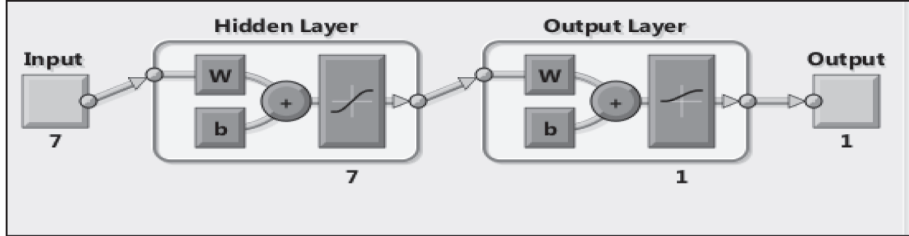
Bağımlı Değişken: DTPF				
Bağımsız Değ.	Katsayı	Standart Hata	t-ist.	Olasılık
C (Sabit)	0.027	0.018	1.50	0.13
D1	0.732	0.138	5.28	0.00
D2	0.646	0.138	4.65	0.00
D3	-0.748	0.143	-5.22	0.00
D4	-1.006	0.141	-7.11	0.00
D5	-1.246	0.140	-8.86	0.00
D6	0.353	0.140	2.50	0.01
D7	-0.226	0.136	-1.66	0.09
AR(1)	-0.039	0.082	-0.48	0.63
AR(2)	-0.795	0.043	-18.12	0.00
AR(3)	0.371	0.083	4.44	0.00
MA(1)	0.341	0.020	16.79	0.00
MA(2)	0.976	0.015	63.91	0.00
R-Kare	0.656	Bağımlı Değişkenin Ort.		0.01
Düzeltilmiş R-Kare	0.628	Bağımlı Değişkenin Stan. Sap.		0.23
Tahminin Std. Hatası	0.142	Akaike Bilgi Kriteri		-0.97
Hata Kareleri Toplamı	2.947	Schwarz Bilgi Kriteri		-0.72
En Çok Olabilirlik	90.34	Hannan-Quinn Bilgi Kriteri		-0.87
F-stat.	23.12	Durbin-Watson		2.00
Olasılık(F-stat.)	0.000			

Hata terimlerinin normal dağılıp dağılmadığının tespiti için Jarque-Bera testi uygulanmış ve hata terimlerinin normal dağıldığını iddia eden temel hipotez kabul edilmiştir (Olasılık > 0.05).

IV. Yapay Sinir Ağları ile Model Tahmini

Girişler (inputs), Dünya pamuk fiyatları (DPF), Türkiye buğday fiyatları (TBF), Türkiye mısır fiyatları (TMF), Türkiye pamuk fiyatlarının bir gecikmeli değeri (TPF (-1)), Dünya pamuk fiyatlarının bir gecikmeli değeri (DPF (-1)), Türkiye buğday fiyatlarının bir gecikmeli değeri (TBF (-1)), Türkiye mısır fiyatlarının bir gecikmeli değeri (TMF (-1)) olarak seçilmiştir. Çıkış (Target) ise Türkiye pamuk fiyatları (TPF) olarak seçilmiştir.

Yapılan denemeler sonucunda en uygun ağ mimarisi, Şekil 5.'te görüldüğü gibi 7 parametreden oluşan giriş katmanı, 7 nörona sahip bir gizli katman ve 1 çıkış katmanı olmak üzere (7-7-1) olarak oluşturulmuştur.



Şekil 5. YSA Ağ Mimarisi

180 veriden oluşan 2000-2014 yıllarına ait aylık TPF, DPF, TBF ve TMF veri setinin % 80'i, ağı eğitimi için (eğitim veri seti), %10'u, gizli katman sayısını seçmek için (gerçeklilik veri seti) ve %10'u ise performans değerlendirmesi için (test veri seti) seçilmiştir. Aktivasyon fonksiyonu olarak, giriş katmanı ile gizli katman arasında hiperbolik tanjant fonksiyonu, gizli katman ile çıkış katmanı arasında sigmoid fonksiyonu kullanılmıştır.

Öğrenme stratejisi olarak, ağı eğitimi, çıktıların istenen değerlerini ağa tanıtan ve hatayı en aza indirmek için bağlantılardaki ağırlıklar yeniden düzenleyen öğretmenli (danışmanlı) öğrenme stratejisi kullanılmıştır. Ayrıca ileri beslemeli geri yayımlı ağı tipi kullanılmıştır. Yapılan denemeler sonucunda en iyi neticeyi verdiği için Levenberg-Marquardt Backpropagation (LM) öğrenme algoritması tercih edilmiştir.

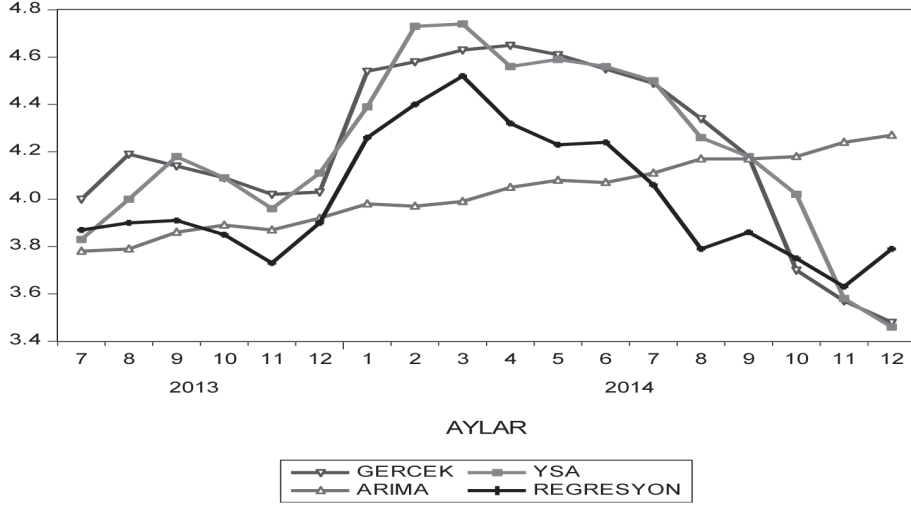
Sonuç

Literatürde yaygın kullanılan MAPE (Ortalama Mutlak Hata Yüzdesi), SSE (Hata Kareler Toplamı), MSE (Hata Kareler Ortalaması) ve RMSE (Hata Kareler Ortalamasının Kare Kökü) performans kriter sonuçları Tablo 9'da gösterilmiştir. YSA yönteminin diğer yöntemlere göre daha küçük değerlere sahip olduğu ve daha iyi bir tahmin gücüne sahip olduğu görülmektedir.

Tablo 9. Tahmin Yöntemlerinin Performans Karşılaştırması

	MAPE	SSE	MSE	RMSE
YSA	2.0190*	0.2517*	0.0140*	0.1183*
ARIMA	9.7112	3.8053	1.2114	1.1006
ÇOKLU DOĞ.REGRESYON	6.0429	1.4851	0.0825	0.2872

Şekil 6.'da analizde kullanılan yöntemlerin son 18 aylık döneme ait test veri setini tahmin etmede gösterdikleri performans, grafiksel olarak gösterilmiştir. Grafikte de görüldüğü gibi YSA yönteminin, gerçek gözlem değerlerini ARIMA ve çoklu doğrusal regresyon yöntemlerine göre daha başarılı bir şekilde tahmin ettiği görülmektedir.



Şekil 6. Gerçek ve Tahmini Değerlerin Grafiks gösterimi

Her üç tahmin yönteminden elde edilen katsayılarla, analize dâhil edilmeyen 07.2013 – 12.2014 tarihlerini kapsayan 18 aylık test veri setiyle ilgili tahmin değerleri elde edilmiştir. YSA, ARIMA ve Çoklu Regresyon Analizi yöntemlerinin 18 aylık dönemle ilgili tahmin değerlerini karşılaştırmak için MAPE, SSE, MSE ve RMSE performans kriterleri hesaplanmıştır. Performans kriterleri için hesaplanan değerlerin minimum olması tercih edilmektedir. Elde edilen sonuçlar YSA'nın en iyi performansa sahip olduğunu göstermiştir. ARIMA modeli ise diğer modellere göre daha zayıf bir performans sergilemiştir.

Bu çalışmada elde edilen sonuçlar, yapay sinir ağları metodunun iktisadi konularda, özellikle de ekonometrik zaman serisi modellerinde diğer alternatif modellere göre daha başarılı sonuçlar verdiğini göstermiştir. Elde edilen sonuçlar, geleceğe yönelik olarak başarılı iktisadi kararlar almada ve politika belirlemede yapay sinir ağları metodolojisinden daha fazla istifade edilmesini ve kullanımının yaygınlaştırılmasını gerekli kılmaktadır.

Kaynakça

- Akgül, I. (2003). Zaman Serilerinin Analizi ve ARIMA Modelleri. İstanbul: DER Yayınları.
- Anonim. (2011). <http://www.dunya.com/guncel/ham-petroldeki-artis-pamuk-fiyatlarini-ziplatti-1159774h.htm>
- Ataseven, B. (2007). Satış Öngörü Modellemesi Tekniği Olarak Yapay Sinir Ağlarının Kullanımı: "Petkim'de Uygulanması". (Yayımlanmamış Yüksek Lisans

- Tezi). Manisa: Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Barışık, S. ve Çevik, E. İ. (2008). “Yapısal Kırılma Testleri Türkiye’de İşsizlik Histerisinin Analizi: 1923-2006 Dönemi”. *KMU İİBF Dergisi*, 8(14): 109-134.
- Baş, N. (2006). *Yapay Sinir Ağları Yaklaşımı ve Bir Uygulama*. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). İstanbul: Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü.
- Bıçen, C. (2006). *Box Jenkins Zaman Serisi Analiz Yöntemi İle İleri Beslemeli Yapay Sinir Ağları Tahminlerinin Karşılaştırılması*. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Ankara: Hacettepe Üniversitesi Sağlık Bilimleri Enstitüsü.
- Çelik, B. (2008). *Yapay Sinir Ağları Metodolojisi İle Zaman Serisi Analizi: Teori ve Uygulama*. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). İstanbul: Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- David, D. B. ve Lumsdaine, R. L. ve Papell, D. H. (2003). “Unit Roots, Postwar Slowdowns and Long-Run Growth: Evidence From Two Structural Breaks”. *Empirical Economics*, 303-319.
- Demir, R. (2007). *Yapay Sinir Ağları Yardımı İle Şirket Birleşmelerinin Kestirimi*. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). İstanbul: İstanbul Teknik Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü.
- Doğan, Z. (2000). *Zaman Serilerinin Analizinde ARIMA ve Deterministik Modellerin İncelenmesi*. (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Şanlıurfa: Harran Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü.
- Elma, Ç. A. (2008). *Yapısal Kırılmalar Altında Birim Kök Testleri ve Eşbütünlüşme Analizi: Para Talebi İstikrarı*. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Ankara: Gazi Üniversitesi. Sosyal Bilimler Enstitüsü,
- Elmas, Ç. (2010). *Yapay Zeka Uygulamaları*. Ankara: Seçkin Yayıncılık.
- Elmas, B. Yakut, E. ve Alkan, Ö. (2011). “İşletmelerin Mali Başarısızlığının Yapay Sinir Ağları ve Lojistik Regresyon Modeli ile Tahmin Edilmesi”. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 48(560): 45-56.
- Gujarati, D. N. (2000). *Temel Ekonometri*. Literatür Yayıncılık, İstanbul.
- Güriş, S. Çağlayan, E. (2010). *Ekonometri Temel Kavramlar*. İstanbul: DER Yayınları.
- Lumsdaine, R. L. ve Papell, D. H. (1997). “Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis”. *The Review of Economics and Statistics*, 79(2): 212-218.
- Özdemir, Ö. (2008). *Zaman Serisi Modellemesinde Yapay Sinir Ağlarının Kullanımı ve Bir Uygulama*. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Fen Bilimleri Enstitüsü.
- Öztemel, E. (2012). *Yapay Sinir Ağları*. İstanbul: Papatya Yayıncılık.

- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi EViews Uygulamalı*. Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.
- Usta, A. S. (2007). *Yapay Sinir Ağları Uygulaması Kullanılarak Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE) Değerlerinin Öngörü Modellemesi ve Analizi*. (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). İstanbul: Yıldız Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Yavuz, N. Ç. (2006). "Türkiye'de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Testi: Yapısal Kırılma ve Nedensellik Analizi". *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(2): 162-171.
- Yılcı, V. (2009). "Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye İçin İşsizlik Histerisinin Sınanması". *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(2): 324-335.
- Yılcı, V. Öztürk, Z. A. (2010). "Türkiye İle En Büyük Beş Ticaret Ortağının Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Entegrasyon İlişkisinin Analizi: Yapısal Kırılmalı Birim Kök ve Eşbütünleşme Analizi". *Erciyes Üniversitesi, İ İ B F Dergisi*, Sayı:36: 261-279.
- Yıldız, D. (2009). *Zaman Serileri Analizi ve Yapay Sinir Ağları İle Tahmin: Yabancı Portföy Yatırımları Üzerine Uygulama*. (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Ankara: Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Yurtoğlu, H. (2005). *Yapay Sinir Ağları Metodolojisi İle Öngörü Modellemesi: Bazı Makroekonomik Değişkenler İçin Türkiye Örneği*. (DPT Uzmanlık Tezi). Yayın No: DPT: 2683. Ekonomik Modeller ve Stratejik Araştırmalar Genel Müdürlüğü,
- Zivot, E. ve Andrews, D. W. K. (1992). "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis". *Journal of Business Economic Statistics*,10(3): 251-270.