

Journal of Life Economics

Cilt / Volume 6, Sayı / Issue 2, 2019, pp. 133-150

E - ISSN: 2148-4139

URL: <http://www.ratingacademy.com.tr/ojs/index.php/jlecon>

DOI: <https://doi.org/10.15637/jlecon.6.009>

Araştırma Makalesi/Research Article

**DÖVİZ KURU RİSKİNİN BORSA İSTANBUL 100 ENDEKSİ
ÜZERİNDEKİ ETKİSİ ZAMAN SERİSİ ANALİZİ: TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

*TIME SERIES ANALYSIS FOR THE EFFECT OF EXCHANGE RATE
RISK ON BIST100 INDEX: CASE OF TURKEY*

Nur DİLBAZ ALACAHAN * & Yağmur AKARSU **

* Doç. Dr., Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Biga Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Banka ve
Finans Bölümü, TÜRKİYE E-mail: n_dilbaz@comu.edu.tr
ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-8156-0020>

** Öğr. Gör., Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi, Gökçeada Meslek Yüksekokulu, Yönetim ve
Organizasyon Bölümü, TÜRKİYE, E-mail: yur.suu@gmail.com
ORCID ID: <https://orcid.org/0000-0002-9277-5019>

Geliş Tarihi: 6 Şubat 2019; Kabul Tarihi: 30 Mart 2019

Received: 6 February 2019; Accepted: 30 March 2019

ÖZET

Piyasalar üzerinde önemli etkiye sahip olan döviz kurları özellikle gelişmekte olan ülkeler açısından çok önemlidir. Mali piyasalarda meydana gelen değişimler ve gelişmeler gerek bireysel gerekse firma bazında yatırım yapmak isteyenleri etkilemektedir. Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de döviz kurunun BIST 100 endeksi üzerinde etkisi olup olmadığını araştırmaktır. Bu amaçla, aylık olarak kullanılan veri seti 2004 Ocak ayından başlamak üzere – 2018 Haziran ayına kadar her bir veri seti için 174 gözlem kullanılmıştır. Modelin spesifikasyonunda Bağımlı değişken Borsa İstanbul 100 Endeksi Kapanış Aylık ortalama değerleri olarak belirlenmiştir. Bağımsız değişken Türk Lirası üzerinden dolar başına aylık ortalama değer olmak üzere Amerikan Doları döviz kuru kabul edilerek düzenlenmiş ve regres edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, dolar kurunun gecikmeli değerleri ile Bist 100 endeksi arasında anlamlı bir ilişki vardır.

Anahtar Kelimeler: Döviz kuru, BIST 100 Endeksi, Zaman Serisi Analizi, Türkiye

JEL Kodları: C12, C23, F31

ABSTRACT

The exchange rates having an important effect on the global markets are very important for the developing countries. The changes and advances in money markets affect not only the individuals but also the companies aiming to invest. The objective of this study is to determine if the exchange rate has effect on the BIST 100 index in Turkey. For this purpose, in each dataset, totally 174 observations starting from January 2004 to June 2018 was used. In specification of the model, the mean index values

of Borsa İstanbul 100 by the end of month were taken as dependent variable. The independent variable was chosen to be monthly mean USD exchange rate in Turkish Lira, and then regressed. According to the analysis results, there is a significant relationship between lagged values of USD exchange rate and BIST 100 index.

Keywords: Exchange rate, BIST 100 Index, Time Series Analysis, Turkey

JEL Codes: C12, C23, F31

1. GİRİŞ

Dünya piyasaları üzerinde önemli etkiye sahip olan döviz kurları özellikle gelişmekte olan ülkeler açısından çok önemlidir. Çünkü, iki veya daha fazla ülke arasında gerçekleşen ekonomik faaliyetlerde bir ülke parasının istikrarsızlığı o ülke ile ticaret yapan diğer ülkelere de yansımaktadır. Buna göre, ticaret yapan ülkeler birbirlerini olumsuz etkileyecek bu durum ise ekonomik istikrarsızlığa yol açacaktır. Özellikle Türkiye gibi ara mal ithal eden bir ülke açısından döviz kurundaki dalgalanmalar çok önemlidir.

Finansal serbestleşme sonucunda sermaye piyasaları ile döviz piyasaları birbirlerine yakınlaşmışlardır. Mali piyasalarda meydana gelen değişimler ve gelişmeler gerek bireysel gerekse firma bazında yatırım yapmak isteyenleri etkilemektedir. Gerek ulusal gerek uluslararası piyasalarda meydana gelen siyasal ve sosyal gelişmeler finansal piyasalarda dalgalanmalara neden olmaktadır. Yatırımcılar açısından bakıldığında, hisse senetleri ile döviz kurları arasında etkileşim görülmektedir. Kişiler ve kurumlar ellerindeki tasarrufları değerlendirmek amacı ile hisse senedi, altın, döviz gibi farklı yatırım araçlarını kullanmaktadırlar. Hisse senedi piyasalarında ortaya çıkan bir belirsizlikten dolayı yatırımcılar döviz piyasalarına yönelmektedirler. Aynı şekilde döviz piyasalarında meydana gelen bir belirsizlik halinde ise yatırımcılar hisse senedi piyasalarına yönelmektedir.

134

Hisse senedi ile döviz kurları arasındaki ilişki iktisat teorisine bakıldığında iki farklı yaklaşım ile açıklanmıştır. Birincisi, 1980 yılında Dornbusch ve Fischer'in ortaya attığı Geleneksel Yaklaşım, ikincisi ise 1981 yılında Branson'un ortaya attığı Portföy Yaklaşımıdır. Geleneksel Yaklaşımında, döviz kurlarındaki değişimler uluslararası rekabet ile birlikte işletmelerin hisse senetleri fiyatlarını etkilemektedir. Geleneksel Yaklaşımına göre, döviz kurlarında oluşan bir birimlik artış (ulusal paranın değer kaybetmesi) ulusal işletmelerin ihracatlarında artışa neden olacaktır. Bu durum işletmelerin gelirlerini artırmakla birlikte hisse senetleri fiyatlarının da artmasına sebep olacaktır. Dolayısıyla döviz kurları ile hisse senedi arasında pozitif ve anlamlı bir ilişkinin yanı sıra döviz kurlarından hisse senetleri fiyatlarına doğru nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca bu teoriye göre, ihracat yapan ülkelerde yaşanacak bir döviz kuru düşüşü ülke ekonomisini olumsuz etkilerken, işletmelerin karlarının düşeceği riskini göz önüne alarak hisse senetlerinin de olumsuz etkileneceği düşünülmektedir. İthalat yapan ülkelerde ise tam tersi durumun söz konusu olacağı öngörülmektedir. Yani döviz kuru düşüşü işletmelerin karlarını artırarak hisse senetlerinin olumlu etkilenmesine sebep olacaktır.

Portföy Yaklaşımına göre, yerli hisse senedi fiyatlarındaki bir artış bireyleri yerli varlık almaya yönlendirecektir. Kişiler ulusal varlık satın almak için eğer ellerinde yabancı varlıkları varsa bunları satma düşüncesine gireceklerdir. Böylelikle ulusal para değer kazanıp faiz oranları da artacaktır. Faiz oranlarının artması sonucunda ülkeye yabancı sermaye girişi artacak ve dolayısıyla da döviz kurlarında düşüş olacaktır. Bu yaklaşıma göre, geleneksel yaklaşımın tam tersi bir görüş olarak, hisse senetleri ile döviz kurları arasında negatif bir ilişki mevcuttur. Ayrıca hisse senetlerinden döviz kurlarına doğru bir nedensellik ilişkisi mevcuttur.

Sermaye piyasalarında faaliyet gösteren borsaları tek çatı altında toplamak amacı ile 1985 yılında kurulan İstanbul Menkul Kıymetler Borsası, 2012 yılında Borsa İstanbul adını almıştır. Bu endeks borsada işlem gören hisse senetlerinin getirilerini ve fiyatlarını bir bütün olarak ve sektörel bazda göstermektedir. BIST 100 endeksi, 1985 yılında 40 şirket ile başlayıp daha sonra 100 şirketin hisse senedi ile sınırlandırılmıştır.

Döviz kurları ile hisse senetleri arasındaki ilişki hakkında fikir birliğine varılamamakla birlikte genel olarak bu iki değişken arasında kısa dönemde negatif uzun dönemde ise pozitif ilişkinin varlığından söz edilmektedir. Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de 2004(1)-2018(6) dönemleri için döviz kurunun BIST 100 endeksi üzerinde etkisi olup olmadığını araştırmaktır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Ulusal ve uluslararası literatür tarandığında döviz kuru ile BIST 100 endeksi arasındaki ilişkiyi inceleyen bir çok çalışmaya rastlanmaktadır. Ulusal ya da uluslararası literatürdeki çalışmalara bakıldığında bu konuyla ilgili fikir birliğine varılamadığı görülmektedir. Bazılarına göre döviz kuru ile BIST 100 endeksi arasında ilişkinin varlığından söz edilirken, bazılarına göre döviz kuru ile BIST 100 endeksi arasında hiçbir ilişki olmadığı sonuçlarına ulaşılmıştır. Farklı yıl aralığı ve farklı modellemelerle literatürde bu konuyla ilgili birçok çalışma mevcuttur. Bu amaçla bu konuya ilişkin yerli ve yabancı literatüre aşağıdaki tabloda yer verilmiştir.

Tablo 1: Döviz Kuru- BIST 100 Endeksi Arasındaki İlişkiyi İnceleyen Çalışmalar

Yazar, Yıl	Yıl Aralığı	Model	Bulgular
Aslanoğlu, 2008	1999-2003	Korelasyon ve Regresyon Analizi	İMKB-100 Endeksi ile emisyon hacmi, döviz kuru ve faiz oranları arasındaki ilişki incelemesi sonucunda, emisyon hacmi, döviz kurları, faiz oranları ile İMKB-100 Endeksi arasındaki ilişkinin anlamlı olduğu sonucu ortaya çıkmıştır.
Pekkaya, Bayramoğlu, 2008	1990-2007	Granger Nedensellik Testi	Araştırma sonucunda, İMKB 100 ve S&P 500 endekslerinden döviz kuruna doğru nedensellik bulunmuştur.
Berke, 2012	2002-2012	FMOLS, CCR, DOLS Yöntemleri	Araştırma sonucuna göre, döviz kuru ve BIST 100 endeksi arasında negatif yönlü ilişki vardır.
Gulati, Kakhani, 2012	2004-2012	Granger Nedensellik Testi, Korelasyon Analizi	Araştırma sonucuna göre, döviz kuru ile borsa endeksleri arasında pozitif yönlü bir ilişki vardır.
Aker, Gazel 2014	2005-2013	ARDL Sınır Testi	Araştırma sonucunda, sınai endeksi ile dolar kuru ve Euro/TL kuru arasında uzun dönemde pozitif bir ilişki vardır. Ayrıca, istatistiki olarak anlamlı olduğuna ulaşılmıştır.
Yıldız, 2014	2001-2013	Johansen Juselius Eşbütünleşme, VAR Modeli	Araştırmaya göre, dolar kurundan BIST 100 endeksine ve BIST 100 endeksinden dolar kuruna doğru çift yönlü ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Da Silva, Coronel, Vieria, 2014	1995-2010	VAR Modeli, Granger Nedensellik Testi, VEC Modeli	Araştırma sonucuna göre, hisse senedi ile döviz kurları arasında negatif yönlü bir ilişki vardır.
Koulakiotis, KiohosiBabalos, 2015	1990-2014	Eş Bütünleşme Testi	Araştırma sonucuna göre, ABD’deki hisse senetleri ile döviz kurları arasında negatif, Kanada ve Birleşik Krallık’ta iki değişken arasında pozitif yönlü bir ilişki vardır.

Tablo 1 (Devamı): Döviz Kuru- BIST 100 Endeksi Arasındaki İlişkiyi İnceleyen Çalışmalar

Yazar, Yıl	Yıl Aralığı	Model	Bulgular
Lee, Wang, 2015	2000-2011	Panel Veri Analizi	Araştırma sonucuna göre, iki değişken arasında kısa dönemde negatif, uzun dönemde ise pozitif yönlü ilişki vardır.
Belen, Karamelikli, 2016	2006-2014	ARDL Eşbütünleşme Testi	Araştırma sonuçlarına göre, döviz kuru hisse senedi fiyatlarını negatif yönde etkilemektedir.
Mishra, 2016	1998-2015	Kantil Regresyon Analizi	Araştırma sonucuna göre, BRIC ülkelerinde kısa dönemde hisse senetleri ile döviz kuru arasında negatif yönlü bir ilişki mevcuttur.
Boyacıoğlu, Çürük, 2016	2006-2014	Panel Veri Analizi	Araştırma sonucuna göre, reel döviz kuru endeksindeki değişimin hisse senedi getirisi üzerinde pozitif ve anlamlı ilişkisi vardır.
Kendirli, Çankaya, 2016,	2009-2014	Granger Nedensellik Testi	Araştırma sonunda aylık kapanış değerlerine bakıldığında, Dolar Kuru ile BIST-30 Endeksi arasında anlamlı nedensellik ilişkisi bulunmazken; günlük kapanış değerlerine bakıldığında Dolar Kurundan BIST-30 Endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu ulaşılmıştır.
Ürkmez, Karataş, 2017	2002-2015	Eşbütünleşme Testi, Granger Nedensellik Testi	Araştırma sonucuna göre, BIST ve USD kuru arasında uzun dönemde ilişki olmadığı tespit edilmiştir. Fakat aralarında tek yönlü Granger nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Polat, 2017	2000-2016	Eşbütünleşme Testi	Araştırma sonucuna göre, döviz kurunun hisse senedi üzerinde %10 düzeyinde pozitif bir etkiye sahip olduğu belirlenmiştir.
Hatipoğlu, Tekin, 2017	2002-2016	Kantil Regresyon	Araştırmaya göre, dolar kurunun sadece borsa yükselirken anlamlı bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Eyüpoğlu, Eyüpoğlu, 2018	2011-2016	ARDL Sınır Testi	Araştırma sonucunda, BIST Tekstil Deri endeksi ile Euro/TL döviz kuru arasında, Dolar/TL kuru ile BIST Tekstil Deri, Ticaret ve Teknoloji endeksleri arasında uzun dönemde ilişki olduğu ulaşılmıştır.
İlarıslan, 2018	2007-2016	Bayes Teoremi	Araştırma sonucunda döviz kurları ile borsa endeksi arasında kısa dönemde negatif, uzun dönemde pozitif yönlü ilişkinin olduğu ortaya çıkmıştır.
Yamak, Kolcu, Köyel, 2018	2007-2017	Dickey-Fuller Testi, Granger Nedensellik Testi	Araştırma sonucuna göre, pozitif döviz kuru değişiminden borsa endeks oynaklığına doğru tek yönlü bir ilişki varken; pozitif ve negatif borsa değişim oynaklığı ile döviz kuru oynaklığı arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilmemiştir.

Kaynak: Yazarlar tarafından derlenmiştir.

3. VERİ SETİ VE EKONOMETRİK METODOLOJİ

Çalışmada kullanılan veri seti Borsa İstanbul 100 Endeksi Kapanış Aylık ortalama değerleri ve milli para birimi cinsi üzerinden dolar başına aylık ortalama değer olmak üzere döviz kurudur. Veri seti 2004 Ocak – 2018 Haziran dönemlerini kapsayacak şekilde oluşturulmuştur.

Aylık olarak kullanılan veri seti, 2004 Ocak ayından başlamak üzere – 2018 Haziran ayına kadar her bir veri seti için 174 gözlem içermektedir. Modelin spesifikasyonunda Bağımlı (açıklanan) değişken Borsa İstanbul 100 Endeksi Kapanış Aylık ortalama değerleri olarak belirlenmiştir. Bağımsız değişken Türk Lirası üzerinden dolar başına aylık ortalama değer olmak üzere Amerikan Doları döviz kuru kabul edilerek düzenlenmiş ve regres edilmiştir. Çalışma tablolarında verilen sonuçlarda Borsa İstanbul 100 Endeksi Kapanış Aylık ortalama değerleri “xu100”, Türk Lirası üzerinden dolar başına aylık ortalama değer “usdxs” ile ifade edilmiştir.

En basit hali ile bağımlı ve bağımsız değişkenler ile hata paylarının arasındaki ilişkinin incelenmesi için regresyon sabiti (kesme terimi) dahil edilen basit doğrusal regresyon ile araştırmaya başlanmıştır. Fakat, “DW testinin uygulanabilmesi için modelde mutlaka regresyon sabitinin (Intercept) yer alması gereklidir” İŞYAR, Y (1999).

Bu noktada kesme terimi dahil edilen, basit doğrusal regresyon modeli ile döviz kuru bağımsız değişken olarak borsa kapanış verileri bağımlı değişkeni üzerine regres edilmiştir.

Tablo 2: Varyans Analizi

Analysis of Variance					
Source	DF	Sum of	Mean	F Value	Pr > F
		Squares	Square		
Model	1	6.952E+10	6.952E+10	333.32	<.0001
Error	172	35872126388	208558874		
Corrected Total	173	1.05E+11			

Varyans Analizi modelin genel anlamlılığı F testi ile anlamlı bulunmuştur.

Tablo 3: Determinasyon Katsayısı

R-Square	0.66
Adj R-Sq	0.66

Modelin açıklayıcılık kuvveti %66 olarak hesaplanmıştır. Serial Korelasyon problemi durumunda regresyon doğrusuna daha iyi uyum sağlayan tahminler ortaya çıkabilir ve modelin çoklu determinasyon katsayısı gerçekte olduğundan daha yüksek bir değer alabilir.

Tablo 4: Parametre Tahminleri

Variable	DF	Parameter	Standard	t Value	Pr > t
		Estimate	Error		
Intercept	1	10344	2928.785	3.53	0.0005
Usdxs	1	24880	1362.7325	18.26	<.0001

Dolar kurunun “0” değer alması doğal olarak beklenmemektedir. Ancak Durbin Watson istatistiğinin hesaplanması ve otokorelasyon probleminin sağlıklı bir biçimde araştırılması için modele dahil edilmiştir. Durbin Watson istatistiği model için 0.11 olarak hesaplanmıştır. Gözlemlerin birbirini izleyen değerleri yakın olduğunda DW istatistiği küçük bir değere sahip olur ve pozitif bir serisel korelasyonun olduğunu ifade eder. Bu durumda EKK eğim tahminleri

sapmasız ve tutarlı olacaktır. Ancak tahminçiler etkin olma özelliklerini kaybedeceklerdir. Otoresif yapıda gecikme değeri p bilinirse OEKK prosedürü revize edilerek etkin parametre tahminleri elde edilebilir. Serisel Korelasyon probleminin çözümü olarak revizyon farkları kullanarak doğrusal modeli hata paylarının bağımsız olduğu diğer bir modele dönüştürebilir.

Bu durumda parametreler üzerine bazı kısıtlamalar empoze edilerek Serial korelasyonun olumsuz etkileri ortadan kaldırılabilir. Bu noktada Almon gecikme şeması kullanılan Polinomial dağıtılmış gecikmeler prosedürü SAS/ ETS 9.3 programı ile elde edilen parametre tahminleri ve parametre anlamlılık testleri uygulanmıştır. Basit dağıtılmış gecikme modelinde doğrusal bir eşitlik kullanıldığında değişkenler arasında çoklu doğrusal bağıntı oluşması riski yükselecektir. Bu nedenle polinomial dağıtılmış gecikmeler prosedürü doğrusal olmayan bir yöntem (non-linear) olarak maksimum olabilirlik yöntemi ile uygulanmıştır.

Tablo 5:Polinomial Gecikme Prosedürü Regresyonu

Maximum Likelihood Estimates			
SSE	1.32E+09	DFE	155
MSE	8527657	Root MSE	2920
SBC	3265.1	AIC	3218.063
MAE	2142.345	AICC	3221.18
MAPE	3.854251	HQC	3237.15
LogLikelihood	-1594.031	Regress R-Square	0.341
		Total R-Square	0.9982
		Observations	170

Polinomial Gecikme prosedürü regresyonu için Determinasyon katsayısı %34 olarak bulunmuştur.

Tablo 6: Parametre Tahminleri

Variables	DF	Parameter Estimates	Standard Error	t	Approx
					Pr > t
usdsx**0	1	-5643	3081	-1.83	0.0689
usdsx**1	1	17902	2963	6.04	<.0001
usdsx**2	1	-16531	3051	-5.42	<.0001
AR1	1	-1.1327	0.0813	-13.93	<.0001
AR2	1	0.0438	0.1218	0.36	0.7199
AR3	1	0.0572	0.1199	0.48	0.634
AR4	1	0.00947	0.1208	0.08	0.9376
AR5	1	-0.1346	0.1215	-1.11	0.2696
AR6	1	0.003293	0.1205	0.03	0.9782
AR7	1	0.2629	0.1205	2.18	0.0305
AR8	1	-0.1052	0.1245	-0.85	0.3992
AR9	1	-0.1408	0.1257	-1.12	0.2646
AR10	1	0.1681	0.1276	1.32	0.1894
AR11	1	0.1546	0.133	1.16	0.2467
AR12	1	-0.1856	0.088	-2.11	0.0365

Katsayılarına göre doğrusal olmayan modelde X^{**0} sabit terim, X^{**1} doğrusal katsayı, X^{**2} ikinci dereceden katsayı olarak verilmiştir.

Hesaplanan katsayılar klasik şekilde yoruma açık değildir. Hesaplanan katsayılar çalışmanın ilerleyen bölümlerinde kullanılacak olan polinomial eşitliğin derecesini test etmek için kullanılmıştır.

Bu araştırma için kullanılan Polinomial dağıtılmış gecikmeler prosedürü ile elde edilen tahminler, dağıtılmış gecikmeler ile bağımsız değişken olan Türkiye Döviz kuru için ortogonal polinomial katsayıları hesaplar. Bu prosedürde döviz kuru bağımsız değişkeninin dağıtılmış gecikme katsayılarını tanımlamak amacı ile eşitlik 2. dereceden bir polinom olarak ifade edilir. 2. derece polinomial denklemin kesme terimi, bir lineer terim ve 2 derece bir terim içerir. Bu hesaplamada terimler matris rotasyonunda ifade edildiğinde ortogonal olacak şekilde yapılandırılır. Tablo 6'da Polinomial dağıtılmış gecikmeler prosedürü ile elde edilen parametre tahminleri X^{**0} , X^{**1} , X^{**2} , ortogonal matriste α_0 α_1 α_2 'ye tekabül etmektedir. t istatistiği ve p- olasılık değeri ("Approx Pr >|t|") kullanılarak yapılan testler lineer bir denklemin veya ikinci dereceden ya da üçüncü dereceden bir polinom kullanılmasının uygun olup olmadığı hakkında neticeye varmamıza yardımcı olmuştur.

Sonuç olarak Türk Lirası cinsinden döviz kuru değerinin gecikmesiz değerleri için t testi sonucunda parametre tahminleri istatistiksel olarak anlamlı değildir. Ancak t cari dönemi ifade etmek üzere (t-1) ve (t-2) dönemlerindeki gecikmeli değerleri için hesaplanan parametre tahminleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sebep ile değişkenler arasındaki ilişkinin açıklanmasında elimizdeki veri seti için 2. dereceden bir eşitlik kullanılması uygun görülmüştür.

Otoregresif hata modeli tahmini; aynı prosedür Otoregresif hata modeli için de sonuçları vermektedir. Buna göre Usdsx ile ifade edilen bağımsız değişken Türk Lirası cinsinden dolar kuru için AR(1) modelini önermektedir. Tablo 6'da AR(1) için hesaplanan katsayının istatistiksel olarak anlamlı bulunduğu görülebilir.

Otokorelasyon Testi Durbin Watson

1. dereceden otoregresif bir süreç olduğuna kesin kanaat getirmeden önce aynı prosedür olağan en küçük kareler yöntemi ile tekrar hesaplanmış elde edilen Durbin Watson istatistiği aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tablo 7: Durbin Watson istatistiği

Statistic	Value	Prob	Label
Durbin's t	45.486	0.0001	Pr > t

H_0 hipotezinin birinci dereceden otokorelasyon yoktur olarak tanımlandığı test için istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde red edilmektedir. Sonuç olarak seri için otokorelasyon düzeltilmesi gerekmektedir. Durbin Watson testi birinci dereceden otoregresif yapıyı desteklemektedir.

Tablo 8: Gecikme Dağılımı Tahminleri

Variable	Estimate	Standard	t Value	Approx	
		Error		Pr> t	
usdsx(0)	-22682	2810	-8.07	<.0001	*****
usdsx(1)	-3766.62	1801	-2.09	0.0382	****
usdsx(2)	6312.39	2107	3	0.0032	*****
usdsx(3)	7555.35	1876	4.03	<.0001	*****
usdsx(4)	-37.73	2913	-0.01	0.9897	

Burada dağıtılmış gecikmeleri açıklamak için 4. dereceden bir polinom kullanılmıştır. Hesaplanan katsayılar 3. dereceye kadar istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Parametre tahminlerinin anlamlılıklarına göre elimizdeki veri seti için 4. dereceden bir denklem yerine 3 ve/veya 2. dereceden bir polinom kullanması uygun olacaktır.

ARIMA modeli zaman serilerinin cari ve geçmiş değerlerinin, hata paylarının doğrusal bir kombinasyonu olarak zaman serisinin ex ante ve/veya ex post değerlerini tahmin eder. Eşit aralıklı zaman serilerinin analizi için ARIMA yaklaşımı Box ve Jenkins tarafından literatüre girmiştir. Bu sebep ile sıklıkla Box-Jenkins modeli olarak isimlendirilir. ARIMA prosedürü için bu aşamadan sonra çalışmada sırası ile tanımlama, tahmin, teşhis ve ön raporlama süreçleri takip edilmiştir. Zaman serileri için durağanlık araştırılmış ve oluşabilecek olumsuz etkileri için önlemler alınmıştır.

4. AMPRİK BULGULAR

Box- Jenkins (1975) tarafından ARIMA prosedürü üç aşamaya bölünmüştür. Çalışmada yöntem ve prosedür olduğu gibi takip edilmiştir.

Bu aşamada model spesifikasyonunun tanımlanması ve uygunluğunun test edilmesi açısından kullanılacak ARIMA modelleri SAS/ ETS 9.3 programı ile çalıştırılıp sonuçlar incelenmek sureti ile elenerek en uygun modelin tanımlanması yöntemine gidilmiştir. Bu aşamada durağanlık testleri yapılmıştır. İlerleyen adımlarda modellemede kullanmak üzere olası fark alma işlemlerinin kaçınıcı dereceye kadar yapılacağına karar verilmiştir. Değişkenlerin, gecikmeli değerleri, hata payları ve hareketli ortalamaları arasında otokorelasyon, kısmi otokorelasyon ve çapraz korelasyon tabloları hesaplanmış, oluşturulmuş ve değerlendirilmiştir.

Tablo 9: Hesaplanan Dickey Fuller birim kök test istatistikleri

AugmentedDickey-Fuller Birim Kök Testi							
Type	Lags	Rho	Pr <Rho	Tau	Pr <Tau	F	Pr > F
Zero Mean	0	-79.90	<.0001	-7.12	<.0001		
	1	-645.32	0.0001	-16.97	<.0001		
	2	-182.78	0.0001	-7.33	<.0001		
SingleMean	0	-79.94	0.0013	-7.1	<.0001	25.22	0.001
	1	-645.01	0.0001	-16.92	<.0001	143.2	0.001
	2	-182.75	0.0001	-7.31	<.0001	26.75	0.001
Trend	0	-80.18	0.0005	-7.1	<.0001	25.29	0.001
	1	-644.34	0.0001	-16.9	<.0001	142.88	0.001
	2	-183.34	0.0001	-7.31	<.0001	26.75	0.001

H_0 =Seri durağan değildir.

H_1 =Seri durağandır.

İstatistiksel olarak anlamlı bir biçimde H_0 kuvvetle rededilmektedir. Tanımlama sürecinde farklı modeller için uygulanan çeşitli fark alma varyasyonları ile doğru farkların bulunması sonucunda durağan olmayan orijinal seri durağan hale getirilmiştir.

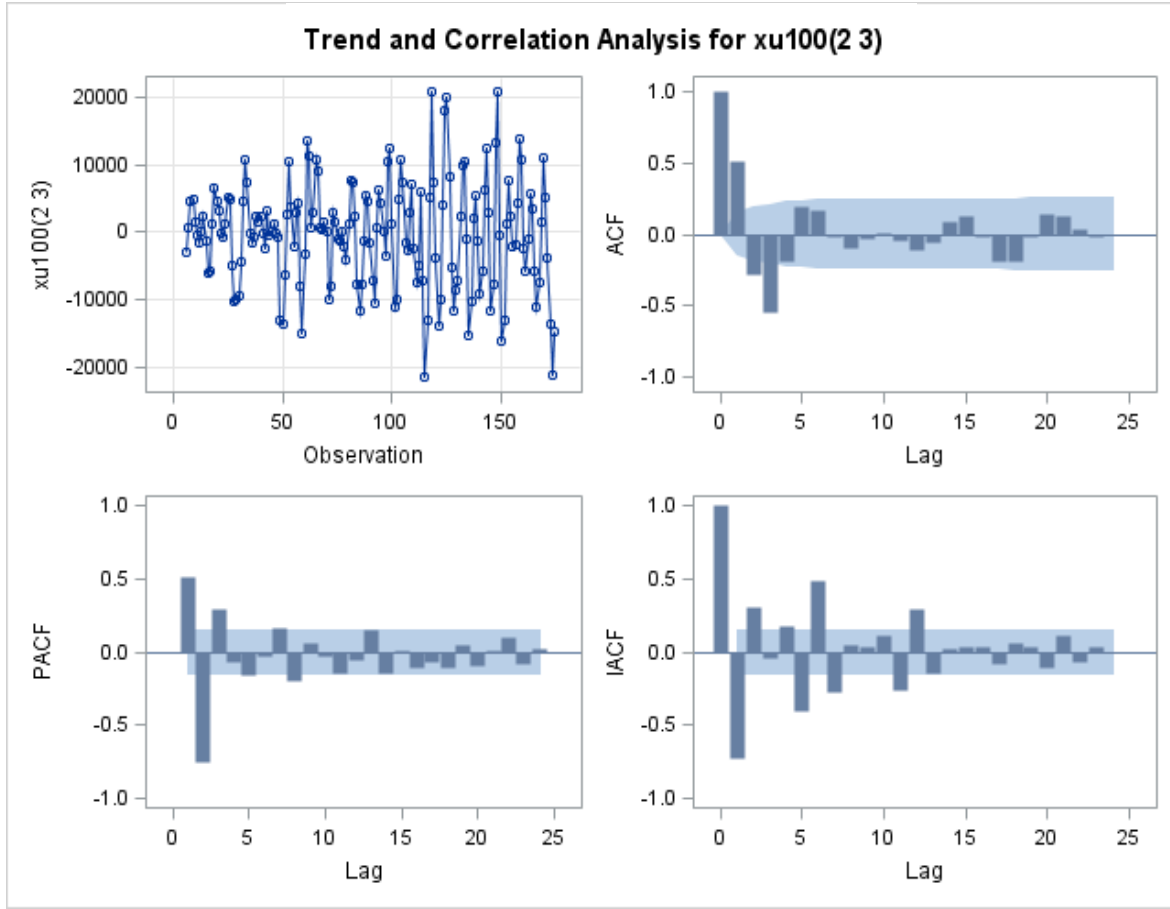
Tablo 10: Genişletilmiş Örneklem Otokorelasyon Fonksiyonu Olasılık Değerleri

Lags	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	<.0001	0.0025	<.0001	0.1069	0.1108	0.1501
AR 1	<.0001	<.0001	<.0001	0.038	0.0008	0.1541
AR 2	<.0001	0.7279	0.0102	0.0545	0.4954	0.8903
AR 3	0.0004	0.8164	0.0078	0.0796	0.8972	0.4308
AR 4	<.0001	<.0001	0.5479	0.0814	0.6893	0.9994
AR 5	0.0336	<.0001	0.2359	0.0755	0.5945	0.7635

Bu tablonun hazırlanmasında Tsay and Tiao (1984) tarafından önerilen teknik ile Genişletilmiş örneklem otokorelasyon fonksiyonu metodu ile olasılık değerleri kullanılarak gecikme derecesi için deneysel öneriler getirilebilmektedir. İkinci bir adım olarak daha sonra Choi (1992) bu algoritmayı revize ederek iyileştirmiştir. Bu yöntem ile tabloda istatistiksel olarak anlamlı bulunmayan elemanlardan oluşan satır ve sütunlar otoregresif p ve hareketli ortalama q değerleri için deneysel öneriler getirmektedir. Bu sayede bu değerleri elde etmek için yapılan iterasyon sayıları azaltılmıştır.

Algoritma sonucunda kolon ve sütunları takip ettiğimizde (AR,MA) sırasıyla olmak üzere (2,3), (4,2) ve (5,2).deneysel olarak önerilmektedir Bu gecikmeler modelde tatbik edilerek alınan sonuçlara göre değerlendirilmiş ve AR,2 ve MA,3 yani p=2 ve q=3 uygunluğu tasdik edilmiştir.

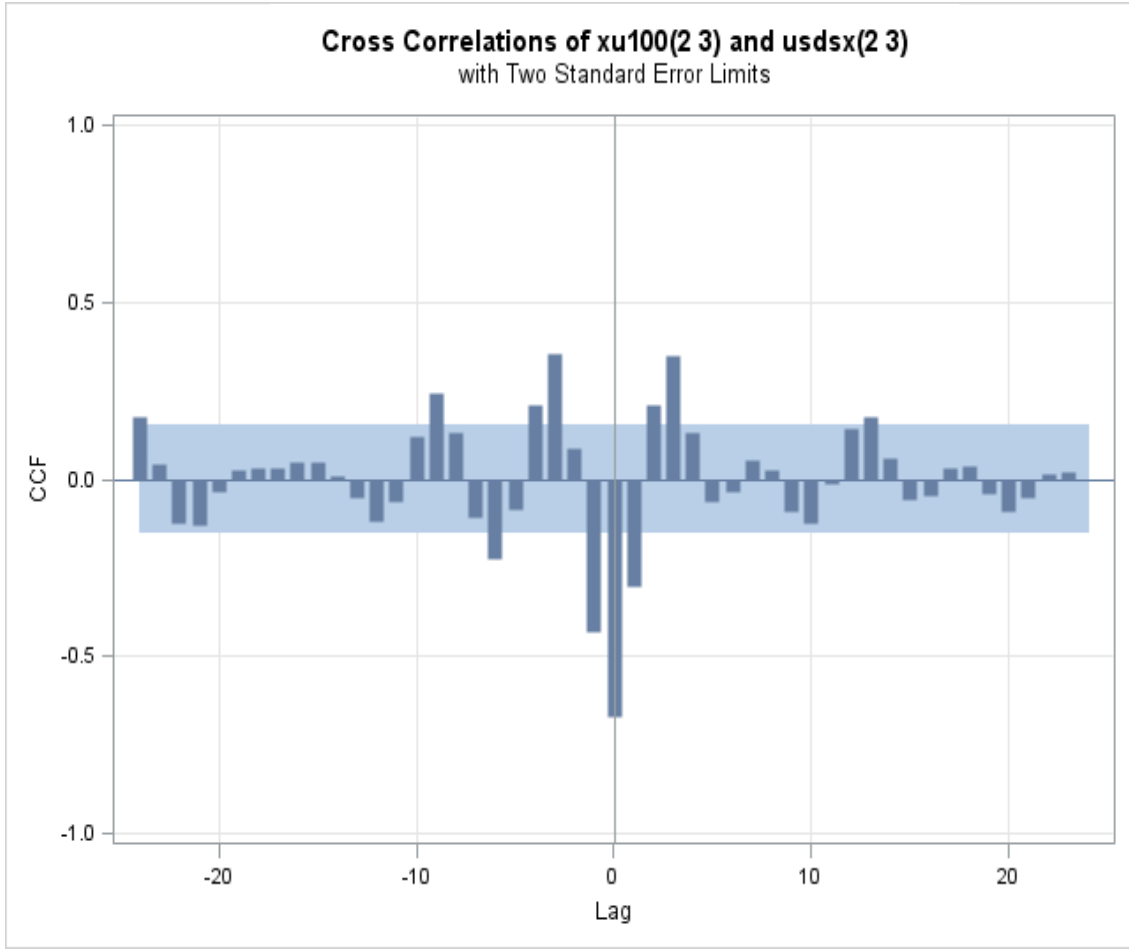
Grafik 1: Borsa 100 Endeksi İçin Oluşturulan Trend Ve Korelasyon Analizleri



Sırası ile ACF Otokorelasyon Fonksiyonu Grafiği, PACF Kısmi Otokorelasyon fonksiyonu, IACF Ters oranlı otokorelasyon fonksiyonu verilmiştir.

Tablo 11'de verilen otokorelasyon fonksiyonu (ACF) grafiğindeki tepe noktaları hareketli ortalamanın gecikmelerinin yorumlanması ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF) grafiği tepe noktaları otoregresif yapının incelenmesi için kullanılmıştır.

Grafik 2: Çapraz Korelasyon Grafiği



Borsa 100 endeksi ve dolar kuru serilerin geçmiş değerleri ve hata payları ile modelleme yapıldığından bu değerlerin birbirleri ile olan çapraz korelasyonları incelenmiştir. Değişkenlerin fark alma işlemlerinde sonraki çapraz korelasyonları bu grafikte verilmektedir.

Teşhis ve tahmin aşamasında modelin uygunluğunun test edilmesi için maksimum olabilirlik yöntemi ve olağan en küçük kareler yöntemlerinden alınan sonuçlar mukayese edilmiştir. Daha önceden elde ettiğimiz apriori bilgi kullanılarak karar verilen maksimum olabilirlik yönteminin daha üstün sonuçlar verdiği görülmüştür. Modelin uygunluğunu test etmeye yönelik istatistikler değerlendirilmiştir.

Tablo 11: ARIMA Modeli İle Maksimum Olabilirlik Yöntemi Kullanılarak Hesaplanan Tahminler

Maksimum Olabilirlik Tahminleri							
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx	Lag	Variable	Shift
				Pr > t			
MA1,1	-0.47	0.111	-4.26	<.0001	1	xu100	0
MA1,2	-0.48	0.116	-4.16	<.0001	2	xu100	0
MA1,3	0.43	0.110	3.87	0.0001	3	xu100	0
AR1,1	0.53	0.096	5.59	<.0001	1	xu100	0
AR1,2	-0.58	0.070	-8.35	<.0001	2	xu100	0
NUM1	-28651.40	2923.100	-9.8	<.0001	0	usdsx	0
NUM1,1	-1733.50	3089.400	-0.56	0.5747	2	usdsx	0

Tanımlama süreci sonunda gelinen noktada yapılan parametre tahmini olumlu sonuçlar vermiş ve hesaplanan tüm tahminler istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Gecikme (Lag) kolonunda verilen değerler her bir gecikme için ayrı hesaplanan tahminlere işaret etmektedir.

Tablo 12: Parametre Tahminleri İçin Çapraz Korelasyon Tablosu

Variable	xu100	xu100	xu100	xu100	xu100	usdsx	usdsx
Parameter	MA1,1	MA1,2	MA1,3	AR1,1	AR1,2	NUM1	NUM1,1
xu100 MA1,1	1	0.905	0.893	0.74	0.14	-0.048	-0.003
xu100 MA1,2	0.905	1	0.899	0.715	0.257	-0.075	-0.071
xu100 MA1,3	0.893	0.899	1	0.67	0.287	0.012	-0.02
xu100 AR1,1	0.74	0.715	0.67	1	-0.08	-0.001	0.003
xu100 AR1,2	0.14	0.257	0.287	-0.08	1	-0.008	-0.068
usdsx NUM1	-0.048	-0.075	0.012	-0.001	-0.008	1	-0.15
usdsx NUM1,1	-0.003	-0.071	-0.02	0.003	-0.068	-0.15	1

Tablo 13: Kullanılan Model İçin Akaike Bilgi Kriteri

Variance Estimate	9889038
StdError Estimate	3144.684
AIC	3175.723
SBC	3197.549
Number of Residuals	167

Akaike Bilgi Kriteri Tanımlama aşamasında diğer olası modeller ile mukayese için kullanılmıştır. Schwarz's Bayesian kriteri (SBC) aynı şekilde modeller arasında mukayese için kullanılmıştır. Diğer modellere göre daha düşük değerler aldığı görülmüştür.

Tablo 14: Kalıntılar İçin Otokorelasyon ve Ki-kare Testi İstatistikleri

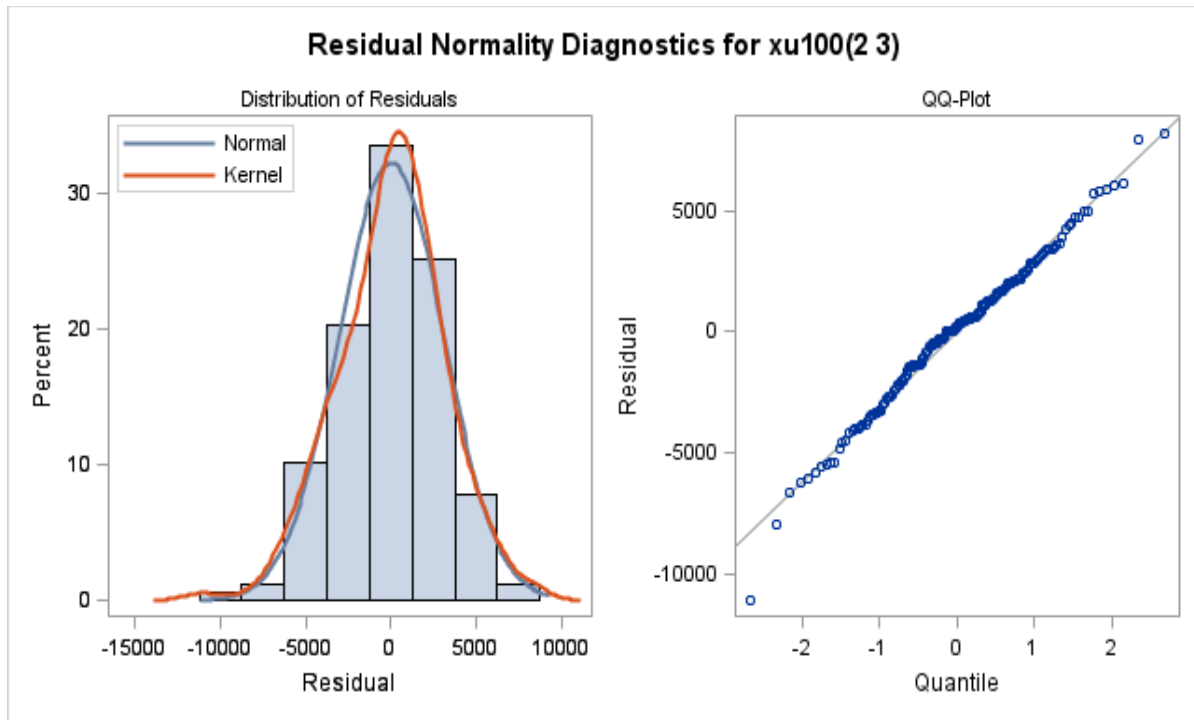
ToLag	Chi-Square	DF	Pr >ChiSq	Autocorrelations					
6	12.22	1	0.0005	0.049	-0.102	0.093	-0.187	0.034	-0.114
12	19.8	7	0.006	-0.041	0.062	-0.032	0.003	-0.115	-0.149
18	27.71	13	0.0099	0.049	-0.055	0.004	0.024	-0.094	-0.165
24	34.5	19	0.016	-0.053	0.114	-0.032	0.059	0.109	0.053
30	45.45	25	0.0074	0.061	-0.097	0.023	-0.021	-0.032	0.196

H_0 =Kalıntılar arasında otokorelasyon yoktur (Beyaz Gürültü)

H_1 =Kalıntılar daha kompleks bir modelde kullanılması olasılığı ile daha fazla bilgi içeriyor.

Test istatistiklerine ve olasılık değerlerine bakıldığında ilk 6 gecikme için H_0 hipotezi red edilmiştir. Farklar alınmış serinin durağanlığı giderilmiş olmasına karşın Beyaz Gürültü testi kalıntılar arasında hala otokorelasyon olduğuna işaret etmektedir. Bu etkileri doğrusal olmayan yöntemler kullanarak azaltılmasına çalışılmıştır. Daha yüksek dereceden gecikmeler almanın getireceği ilave dezavantajlar sebebi ile tercih edilmemiştir.

Grafik 3: Kalıntılar için Normallik Teşhisleri



Kalıntıların normal ve Kernel dağılıma yüzdeler dilimi sol tarafta verilmiştir. Sağ taraftaki grafikte ise kalıntıların kantillere göre dağılımı verilmiştir. Kalıntı serisinin normal dağılıma yakın olduğu gözlemlenmiştir.

Tablo 15: Transfer Fonksiyonları ve Hesaplanan Otoregresif Faktörler

AutoregressiveFactors	
Factor 1:	$1 - 0.5342 B^{**}(1) + 0.5818 B^{**}(2)$

Tablo 16: Hareketli Ortalama İçin Hesaplanan Faktörler

MovingAverageFactors	
Factor 1:	$1 + 0.47335 B^{**}(1) + 0.48443 B^{**}(2) - 0.427 B^{**}(3)$

Tablo 17: Transfer Fonksiyonu Katsayıları

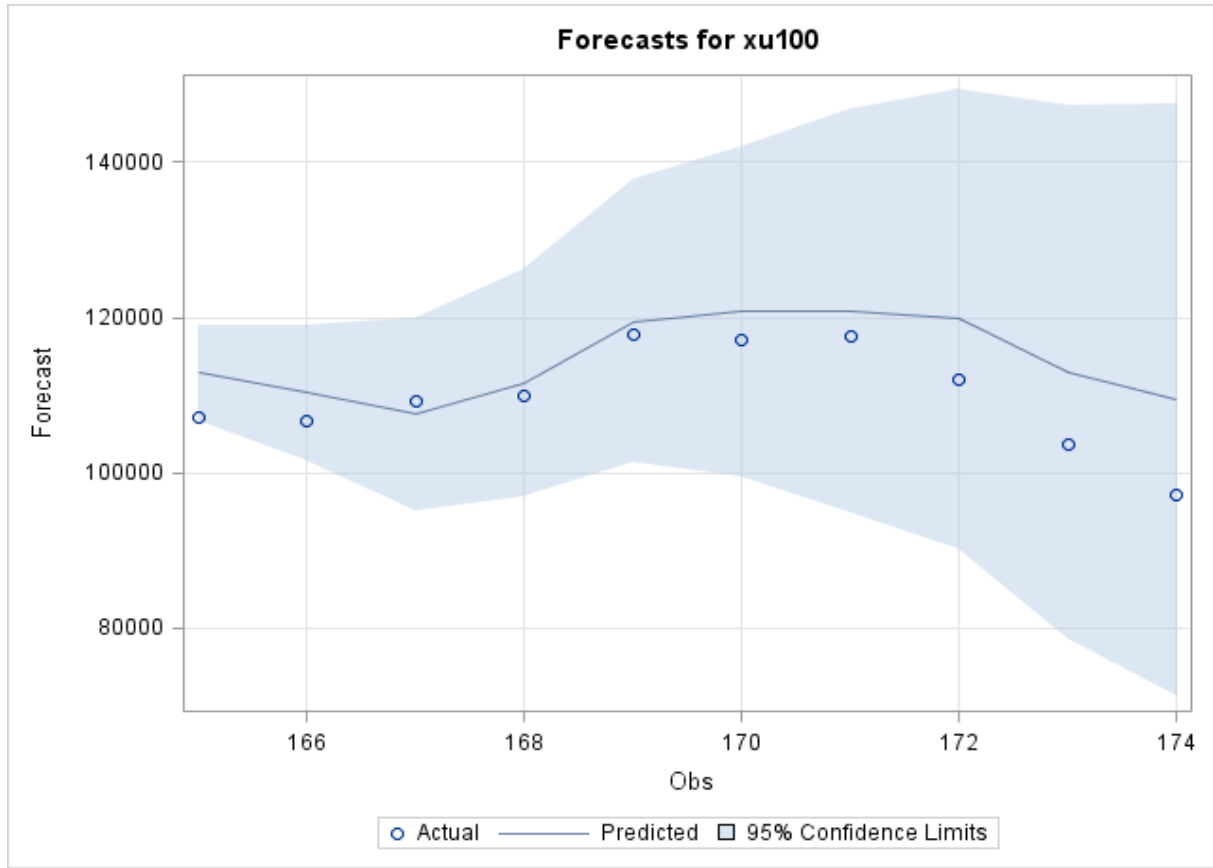
NumeratorFactors	
Factor 1:	$-28651 + 1733.49 B^{**}(2)$

Tablo 18: Borsa 100 endeksi için veri setinde yer alan son on dönem için yapılan ön raporlamaya ait gerçekleşen ve tahmin değerleri

Obs	Year	Month	Forecast	StdError	95% ConfidenceLimits		Actual	Residual
165	2017	Sept	112930.17	3144.68	106766.70	119093.64	107130.96	-5799.22
166	2017	Oct	110334.02	4464.07	101584.61	119083.44	106621.43	-3712.59
167	2017	Nov	107545.42	6360.69	95078.70	120012.14	109303.24	1757.82
168	2017	Dec	111550.03	7444.20	96959.67	126140.39	110001.49	-1548.53
169	2018	Jan	119532.71	9307.22	101290.88	137774.53	117791.13	-1741.58
170	2018	Feb	120733.34	10835.32	99496.50	141970.18	117238.40	-3494.94
171	2018	March	120828.08	13276.44	94806.74	146849.42	117521.18	-3306.90
172	2018	Apr	119837.74	15090.21	90261.48	149414.01	112132.91	-7704.83
173	2018	May	112905.28	17493.94	78617.79	147192.76	103652.56	-9252.72
174	2018	June	109387.45	19519.51	71129.92	147644.98	97126.42	-12261.03

Oluşturulan model kullanılarak ex post raporlama yapılmıştır. Modelin performansının gerçekleşen değerler ile mukayeseli olarak yerinde test edilmesi açısından ex post tahmin tercih edilmiş serinin gerçekleşen ve ön raporlanan son on dönem değerleri ile mukayeseli olarak aynı tabloda yer verilmiştir.

Grafik 4: Eylül 2017- Haziran 2018 Ayları Ön Raporlama Sonuçları



Borsa 100 endeksi için 2017 Eylül ve 2018 Haziran tarihleri arasında 10 dönemlik ön raporlama grafiği verilmiştir. Seçilen modelin performansını daha net bir biçimde göstermesi açısından ex post ön raporlama tercih edilmiştir. Trend çizgisi ön raporlamayı temsil ederken içi boş noktalar gerçekleşen değerleri ifade etmektedir. Mavi ile taralı bölge ise 95% güven aralığı sınırlarını belirtmektedir. Modelin kısa dönem için ön raporlamada daha başarılı olduğu görülmektedir. İlk beş dönem için nokta tahmini hata paylarının düşük olduğu gözlenirken 6. dönem ile beraber nokta tahmini hata paylarının arttığı ve güven aralığı ile ifade edilen aralık tahmininin sınırlarının genişlediği gözlenmektedir.

Oluşturulan otokorelasyon fonksiyonu ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu grafikleri ve Dickey fuller testleri sonucunda Bist 100 Endeksi ve TL cinsinden Amerikan Doları aylık ortalama değerleri orijinal serilerinin durağan olmadığı görülmüştür. 2. derece farkı alınmak sureti ile dönüştürülen serilerin yapılan testler ve grafik incelemeleri sonucunda durağanlaştığı gözlenmiştir.

Sınamalar sonucunda ARIMA (2,2,3) modelinin alternatifleri arasında maksimum olabilirlik yöntemi ile ön raporlama için uygunluğuna karar verilmiştir. ARIMA (2,2,3) modeli için elde edilen kalıntıların normal dağıldığı gözlemlenmiştir.

5. SONUÇ

BIST 100 endeksi ve TL cinsinden aylık ortalama dolar kuru serileri kullanılarak ARIMA modelleri değiştirilen p, q ve d değerleri ile performansı açısından değerlendirildiğinde ARIMA (2,2,3) modeli için elde edilen kalıntıların normal dağıldığı gözlemlenmiştir. Export ön raporlama sonuçlarına göre, döviz kuru ve BIST 100 ilişkisi ele alınırken zaman serisi analizlerinde dolar kurunun 2.dereceden gecikmeli değerlerinin ve hata paylarının BIST 100

endeksi değişimleri üzerinde gecikmeli etkisi bulunmaktadır. Analiz sonuçlarına göre, dolar kurunun gecikmeli değerleri ile BIST 100 endeksi arasında anlamlı bir ilişki vardır.

ARIMA (2,2,3) modeli ile yapılan ex-post ön raporlama sonuçları değerlendirilmiş, buna göre on dönem olmak üzere ex-post ön raporlama tahminleri ortalama olarak % 5'in altında hata payı ile ön raporlama için uygun ve yeterli bulunmuştur. Modelin beş döneme kadar daha düşük hata payları ile daha etkin tahminler oluşturduğu görülmektedir. Uzun vadede hata payları artmaktadır.

2018 Mayıs ve Haziran dönemleri için yapılan tahminleri değerlendirdiğimizde modelin borsa trendine uygun hareket ettiğini, iniş ve çıkışları doğru bir biçimde tahmin ettiği görülmektedir. Mayıs ayında 103652.56 olan kapanış değeri 2018 Haziran ayında 97126.42'ye düşmüştür. Tahmin değerlerini ele aldığımızda Mayıs ayı için 112905.28 olan borsa kapanış değeri Haziran ayında 109387.45'e düşmüştür. Uzun vadede hata paylarının artmasına rağmen trend doğru bir şekilde tahmin edilebilmektedir.

KAYNAKÇA

- AKEL, V., GAZEL, S., (2014), “Döviz Kurları ile Bıst Sanayi Endeksi Arasındaki Eşbütünleşme İlişkisi: Bir Ardl Sınır Testi Yaklaşımı”, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 44, 23-41.
- ASLANOĞLU, S. (2008), “İMKB-100 Endeksi İle Emisyon Hacmi, Döviz Kuru ve Faiz Oranları Arasındaki İlişki: Ampirik Bir Analiz”, *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 192-205.
- BELEN, KARAMELİKLİ, (2016), “Türkiye’de Hisse Senedi Getirileri ile Döviz Kuru Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: ARDL Yaklaşımı”, *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 45(1), 34-42.
- BERKE, B., (2012), “Döviz Kuru ve İMKB100 Endeksi İlişkisi: Yeni Bir Test”, *Maliye Dergisi*, 163, 243-257.
- BOYACIOĞLU, M. ÇÜRÜK, D., (2016), “Döviz Kuru Değişimlerinin Hisse Senedi Getirisine Etkisi: Borsa İstanbul 100 Endeksi Üzerine Bir Uygulama”, *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 143-156.
- CHOI, B., (1992), *ARMA Model Identification*, New York: Springer- Verlag, s129–132.
- DA SILVA, F.M., CORONEL, D.A., VIERIA, K.M., (2014), “CausalityandCointegration Analysis BetweenMacroeconomicVariablesandtheBovespa”, *PlosOne*, 9(2), 1-9
- EYÜPOĞLU, S., EYÜPOĞLU, K., (2018),”Borsa İstanbul Sektör Endeksleri İle Döviz Kurları Arasındaki İlişkilerin İncelenmesi: Ardl Model”, *Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(1), 8-28.
- GULATI, D., KAKHANI, M., (2012), “RelationshipBetweenStock Market andForeign Exchange Market in India: An EmpiricalStudy”, *Pacific Business Review International*, 5(5), 6671.
- HATİPOĞKU, M., TEKİN, B., (2016), “TheEffects of VIX Index, Exchange Rate &OilPrices on the BIST 100 Index: A QuantileRegressionApproach”, *Ordu Üniversitesi Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 7(3), 627-634.
- İLARSLAN, K. (2018), “Kısa Ve Uzun Dönemde Döviz Kurları İle Borsa Endeksi Arasındaki İlişkinin Açıklanmasına Yönelik Ampirik Bir Çalışma”, *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 36(1), 83-104.
- İŞYAR, Y (1999) “Ekonometrik Modeller” *U. Ü. İkt ve İd. Bil. Fak. Dergisi*
- KENDİRLİ, S., ÇANKAYA, M., (2016), “Dolar Kurunun Borsa İstanbul-30 Endeksi Üzerindeki Etkisi ve Aralarındaki Nedensellik İlişkisinin İncelenmesi”, *CBÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 14(2), 307-324.
- KOULAKIOTIS, A., KIOHOS, A., BABALOS, V., (2015), “ExploringtheInteractionBetweenStockPrice Index and Exchange Rates: An AsymmetricThresholdApproach”, *Applied Economics*, 47(13), 1273-1285.
- LEE, Y.M., WANG, K.M., (2015), “DynamicHeterogeneous Panel Analysis of theCorrelationBetweenStockPricesand Exchange Rates”, *Economic Research-EkonomskaIstraživanja*, 28(1), 749-772.
- MISHRA, S. (2016), “TheQuantileRegressionApproachto Analysis of DynamicInteractionBetween Exchange Rate andStockReturns in EmergingMarkets: Case of BRIC Nations”, *The IUP Journal of Financial Risk Management*, 13(1), 7-27.

- PEKKAYA, M., BAYRAMOĞLU, F., (2008), “Hisse Senedi Fiyatları ve Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisi: YTL/USD, İMKB 100 ve S&P 500 Üzerine Bir Uygulama”, *Muhasebe ve Finans Dergisi*, 38, 163-176.
- POLAT, M. (2017), “Döviz Kurunun Firmaların Piyasa Değerine Etkisi: OECD Ülkeleri Üzerine Eşbütünleşme ve Nedensellik Analizi”, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 32(2), 211- 230.
- TSAY, R. S. and TIAO, G. C. (1984), “Consistent Estimates of Autoregressive Parameters and Extended Sample Autocorrelation Function for Stationary and Nonstationary ARMA Models,” *JASA*, 79 (385), 84–96.
- ÜRKMEZ, E., KARATAŞ, T., (2017), “Borsa İstanbul 100 Endeksi İle Döviz Kurları Arasındaki Dinamik İlişkinin Belirlenmesi”, *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(45), 393-409.
- YAMAK, N., KOLCÜ, F., KÖYEL, F., (2018), “Asymmetric Relationship Between Exchange Rate Volatility and Stock Market Index Volatility” *BJSS Balkan Journal of Social Sciences*, 7(14), 171-187.
- YILDIZ, A., (2014), “Bist 100 Endeksi ile Alternatif Yatırım Araçlarının İlişkisi”, *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 19(2), 39-56.