

## MOĞOLİSTAN'DA DÖVİZ PİYASASININ KOŞULLU FARKLI VARYANS MODELLERİYLE TAHMİNİ

**Aziz KUTLAR\***  
**Batzorig GANBOLD†**

### ÖZ

*Bu çalışmada döviz kuru ve makro değişkenlerin temel kavramlarından hareketle, döviz kuru değişimlerinin makro değişkenler üzerindeki etkileri incelenip, Moğolistan örneği üzerinden belirlenen dönemler itibari ile döviz kurunda olan değişimler saptanmaya çalışılmıştır. Döviz kuru ve diğer makro değişkenlerin aylık ve mevsimlik verileri ile ARIMA, SARIMA ve SVAR modellerini analiz edilmektedir. Döviz kurunu hangi modelin daha iyi tahmin edebileceğini ve gelecek aylar için döviz kurunun ne kadar olacağını öngörülmektedir. Bunu yaparken, Fan chart tekniği kullanılarak döviz kurunun en az ve en fazla kaç olduğunu göstermektedir. Ayrıca, günlük veriler için döviz kuru getirisini ARCH ailesi modelleriyle belirlenmesi ve en uygun modelin bulunması amaçlanmıştır.*

Anahtar Kavramlar: Döviz kuru oynaklığı, Değişen Varyans, ARIMA, SARIMA, SVAR.

## FORECASTING OF EXCHANGE RATE MARKET IN MONGOLIA WITH GENERALIZED AUTOREGRESSIVE CONDITIONALLY HETEROSCEDASTIC MODELS

**Aziz KUTLAR‡**  
**Batzorig GANBOLD§**

### ABSTRACT

*The object of this study is to reveal analytically the effect of exchange rate volatility and macroeconomic variable effects on the exchange rate in Mongolia. This study forecasted the exchange rate by looking at the basic concepts of the exchange rate and macro variables and to estimate the changes in the exchange rate. Exchange rate and other*

---

\* Prof. Dr., Sakarya Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü

† Yüksek lisans öğrencisi., Sakarya Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü.  
Makalenin kabul tarihi:

‡ Prof. Dr., Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Sakarya University.

§ Graduate student., Department of Economics, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Sakarya University.

Acceptance date: April 2018

*macroeconomics variables in monthly and seasonal are collected and analyzed by ARIMA, SARIMA, and SVAR models. Moreover, the best result of forecasts will be selected and given some month forecasts. Instead of forecast, fan chart technique will be used to show the highest and the lowest prediction of exchange rate. In addition, GARCH families model used to determine daily data and found to be the most suitable model.*

Keywords: Exchange rate volatility, Heterocadasticity, ARIMA, SARIMA, SVAR.

## **1.Giriş**

Genellikle esnek kur sistemlerinin uygulanmakta olduğu günümüzde kur değişimlerinin nedenlerinin açıklanması uluslararası parasal ekonominin önemli ilgi konularından birisi durumuna gelmiştir. Bu yöntemle sadece döviz kuru değişimleri değil, aynı anda döviz kurlarıyla genel fiyatlar, faiz oranları ve gelir düzeyi gibi değişkenler arasındaki ilişkilerin aydınlatılması da amaçlanmaktadır. Döviz kurlarındaki değişim bireysel ve kurumsal finans ve kamu bütçelerini etkilemektedir. Bu nedenle bireysel, kurumlar, politikacılar ve politika yapıcılar döviz kur hareketlerini gözlemlemektedir. Öte yandan, her mal ve ekonomik varlıkta olduğu gibi, serbest piyasa koşulları altında döviz kurları da döviz arz ve talebine bağlı olacaktır. Döviz kuru değişikliklerinin nedenlerini anlamak ve açıklamak için arz ve talebi etkileyen faktörleri incelemek gerekmektedir. Buna ek olarak, döviz kurlarında dalgalanmalar yaratan temel faktörleri tanımak, uygun politika önlemlerinin alınmasını sağlamak için önemlidir.

Dış ticarete bağımlı Moğolistan gibi ülkelerde döviz kurundaki dalgalanmalar yüksektir. Örneğin, Moğolistan toplam tüketiminin yaklaşık %80'ini ithal eder ve döviz kurundaki değişimlere bağlı olarak ithalat fiyatı değişmekte olduğundan dolayı bu durum enflasyonu etkiler. Döviz kuru oynaklığı, ithalatla ilişkili sektörleri etkiler. Moğolistan, madencilik sektöründeki bağımlı ülkelerden biridir. Örneğin, toplam ihracatın %90'ı bakır ve kömür olduğu için kamu bütçesinin %25'inden fazlası madencilikten gelmektedir. Bu yüzden döviz kuru tahminleri, bireyler, devlet ve özel kuruluşlar için iş planlarında kullanılabilecek önemli bir faktördür.

Bu çalışmada döviz kuru ve makro değişkenlerin temel kavramlarından hareketle, döviz kuru değişimlerinin makro değişkenler üzerindeki etkileri incelenip, Moğolistan örneği üzerinden belirlenen dönemler itibari ile döviz kurunda olan değişimler saptanmaya çalışılmıştır. Döviz kuru değişimi ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi Moğolistan ekonomisine ait 2000:Q1–2017:Q4 dönemi mevsimsel verilerle yapısal Vektör Otoregresif (SVAR) yöntem kullanılarak araştırılmıştır. Buna ek olarak, döviz kuru değişiminin geçmişteki değerini kullanılarak analiz edilmiştir. Günlük döviz kuru oynaklığını araştırmak için ARCH süreci modelleri kurulmuştur. Mevsimlik döviz

kuru oynaklığını analiz etmek için ise SARİMA ve SVAR modelleri kurulmuştur. Dolayısıyla tahmin edilen modellerin bir karşılaştırması yapılmıştır.

## **2.Literatür Taraması**

1970 yılı başlarında, Bretton Woods sistemi düşmüştür. Çoğu sanayileşmiş ülkeler esnek kur sistemine geçildiği için döviz kuru tahminleri, döviz kurları ve makro göstergeler arasındaki ilişkiyi araştırmaya başlamıştır. Döviz kurunun tahmini konusunda çok sayıda çalışma yapılmıştır.

Kısa dönemde temel makro değişkenleri ile döviz kuru arasındaki ilişkinin zayıf olması uluslararası ekonomide önemli paradokslardan biridir. Parasal modeli kısa vadede döviz kurları değişimi açıklayamazdı. Bu nedenle, kısa vadeli döviz kuru değişimini tahmin etmek için rasgele yürüyüş, ARCH, ARİMA ve SARİMA gibi ekonometrik modeller ile açıklanmaya başlanmıştır.

Meese ve Rogoff (1983, 1983a, 1983b, 1985), kısa vadede döviz kurunun, temel ekonomik göstergelere bağlı olmadığını vurgulamıştır. Bunlar, ticaret dengesi, para arzı, milli gelir ve diğer temel ekonomik değişkenlerin döviz kurunu etkilemediğini göstermiştir. Parasal yaklaşıma dayalı zaman serisi modeli ve rastgele yürüyüş modeli ile tahmin edilmiştir. Sonuç olarak rasgele yürüyüş modelinin RMSE, MAE hataları daha az çıkmıştır.

Obstfeld ve Rogoff (2000), kısa dönemde döviz kuru ve makroekonomik değişkenlerin arasındaki ilişkinin çok zayıf olduğunu göstermiştir. Bu nedenle 'döviz kuru sapması paradoksu' olarak adlandırılmıştır. Bu paradoks aslında çeşitli şekillerde açıklanmıştır. Döviz kuru değişim, makro değişkenlerinden daha yüksek dalgalıdır(Frankil ve Rose, 1995). Kısa vadede, döviz kurları ile makroekonomik değişkenler ile doğrusal bir ilişki yoktur(Sarno ve Taylor , 2000). Döviz kuru değişimlerini açıklayan teorilerin temel varsayımları gerçek hayatta uyumsuzdur(Taylor, 2004).

Boothe ve Glassman (1987), döviz kuru değişikliklerini açıklayan ekonometrik modelleri analiz etmiştir. Oysa, Meese ve Rogoff'un elde ettiği sonuçlarla aynı sonuçları vermiştir. 1990'larda çeşitli çalışmalar gerçekleştirilmiştir. Bu çalışmaların en önemli katkısı, çok değişkenli zaman serileri modellerine odaklanmış olmalarıdır. Hoque ve Latif (1993) tarafından yapılan çalışmalarda Vektör hata düzeltme modeli (VEC), sınırsız vektör otoregresyon modeli (VAR) ve Bayes vektör otoregresyon modeli (BVAR) kullanılmıştır. Avustralya doları-ABD dolar kuru analiz edildiğinde VEC'in üç model arasında en iyi tahmin özelliklerini bulduğu sonucunu vermiştir. Dolayısıyla BVAR'ın VAR'dan daha iyi olduğunu da saptamıştır.

MacDonald ve Taylor(1993), döviz kuru ile makro değişkenler arasındaki ilişki araştırmak için VEC, VAR ve rastgele yürüyüş modeli ile tahmin etmiş ve VEC modeli daha iyi sonuç vermiştir.

Leigh vd (2002), Türkiye'de döviz kuru geçişini incelemiştir. Bu makale, 1994-2002 yılları arasındaki verileri kullanmıştır. CPI ve TEFE'nin nominal döviz kurunun ERPT etkisini ölçmek için yinelemeli VAR modelini kullanılmıştır. Döviz kuru, Türkiye'ye yaklaşık bir yılda, ancak çoğunlukla yılın ilk çeyreğinde fiyatlara yansır.

Mwase (2006), Tanzania'da döviz kurunun tüketici fiyatları üzerindeki etkisini incelemiştir. Veriler 1990-2005 yılları arasında toplanmış ve vektör otoregresyonu (VAR) ve yapısal vektör otoregresyonu (SVAR), VEC, Granger Nedensellik testi kullanılmıştır. Uzun vadede döviz kuru ile enflasyon arasında olumsuz bir ilişki olduğu belirtilmiştir.

Newaz (2008) döviz kurunu tahmin etmek için zaman serisi modellerinin performansını karşılaştıran analitik yapmıştır. ARIMA modeli, diğer modellerinden daha iyi olduğu sonucuna varmıştır.

Kadilar, Şimşek ve Aladağ (2009), SARIMA, ARCH gibi zaman serisi tahmin modellerini kurarak ve Yapay Sinir Ağlarıyla (YSA) alternatif modeli ile birlikte döviz kurunu tahmin etmeye başlamıştır. Sonuç olarak, YSA modelinin SARIMA ve ARCH gibi zaman serisi modellerinden daha iyi tahmin ettiği gözlemlenmiştir.

Bouakez vd (2010), ABD para politikasını incelemiş ve yapısal SVAR kullanarak ABD ve G7 ülkeleri arasındaki ikili döviz kuru üzerindeki faiz oranı paritesi şoklarını açığa çıkartmıştır. Nihai sonuç, nominal döviz kurunun parasal genişleme sonucunda ertelendiği ve yaklaşık on ay sonra gerilediği yönündedir.

Akıncılar, Temiz ve Şahin (2011) tarafından Türkiye'nin döviz kurunun oynaklığını tahmin etmek için Holt, Winter yöntemi ve ARIMA modelini kullanılmıştır.

Bazı gözlem dönemlerinde mevsimsel etkiyle döviz kurunun dalgalanma ihtimali olduğundan döviz kuru oynaklığını öngörmek için Mevsimsel ARIMA modelini kullanılmıştır. Etuk (2013), Naira-Euro günlük döviz kurunu tahmin etmek için SARIMA modelini kullanmış ve diğer modellerinden daha iyi olabileceğini öne sürmüştür.

Güloğlu vd (2007), Mart 2001 ile Mart 2007 arasındaki Türkiye'de nominal döviz kurundaki (TL / \$) oynaklığı ARCH, GARCH ve SWARCH modellerini kullanarak tahmin etmiştir. İlk olarak, ARCH ve GARCH modelleri kullanılarak döviz kuru oynaklığı hesaplanmakta ve bu modellerin eksiklikleri ortaya çıkmaktadır. Tahmin sonuçları, Türkiye'deki ve dünyadaki çeşitli ekonomik ve politik olayların döviz kuru oynaklığını etkilediğini ve bu oynaklık dönemlerinin kalıcı olduğunu göstermiştir.

Döviz kuru müdahaleleri, döviz piyasasındaki düzensiz hareketlerin oynaklığını kontrol etmek için kullanılır. Ramzan, S diğerleri (2012), Pakistan'da bir ARCH ailesi modelini kullanarak döviz kuru üzerinde çalışmıştır. Temmuz 1981 - Mayıs 2010 döneminde Pakistan'ın aylık döviz kuru verileri elde edilmiştir. GARCH modeli, oynaklığı gidermek için en iyi modeli gerçekleştirmiş ve EGARCH, döviz kuru getirisi üzerindeki kaldıraç etkisi ile daha iyi performans göstermiş ve meşru bir tahmin sağlamıştır.

Kutlar ve Torun (2012) İMKB Ulusal 100 Endeksi için 2002-2012 dönemindeki günlük getiri değerleri kullanılarak farklı varyans modelleri tahmin etmiştir. Bu çalışmada, en uygun farklı varyans modelinin TGARCH (1,1) modeli olduğu belirlenmiştir. Kötü haberlerin dalgalanma üzerinde daha fazla etkili olduğu ulaşılmıştır.

Bala vd (2013), GARCH modelleriyle aylık döviz kuru getiri serisinin oynaklığını incelemiştir. Sonuçlar üç para biriminde oynaklığın varlığını göstermiştir ve asimetrik modellerin çoğunda oynaklığın varlığı inkar edilmiştir.

Pilbeam, K ve diğerleri (2014), GARCH model kullanılarak döviz kuru tahminini incelemiştir. Euro, pound, İsviçre frangı ve yen diye dört tane döviz kuruları için günlük verileri kullanarak analiz etmiştir. Veriler 1/1/2002 ile 30/12/2013 arasındaki süreleri kapsamıştır. Sonuç, GARCH modellerinin hem düşük hem de yüksek oynaklık döneminde döviz kuru oynaklığını öngörmek için yararlı olduğunu göstermiştir.

Moğolistan'da yapılan araştırmalar için merkez bankası araştırmacıları tarafından yapılan çalışmalar ve yayınlanan araştırma raporu kullanılmaktadır.

Batmandakh vd (2013) Moğolistan'ın döviz kurunu ARCH ailesi model, ARİMA ve SARİMA modelleri ile tahmin etmiştir. Ekim 1999 - ekim 2012 döneminde Moğolistan'ın aylık döviz kuru verileri elde edilmiştir. Yukarıdaki modellerden SARİMA modeli RMSE için en düşük seviyedeydi. Ayrıca, diğer modellerden daha öngörülebilirdi. Modeli iyileştirmek için kukla değişkenler eklenip incelemesi tavsiye edilmiştir.

Dashzeveg vd (2014) Moğolistan'ın döviz kurunu ARCH ailesi model, ARİMA modelleri ile günlük verileri kullanarak tahmin etmiştir. ARİMA modelinin RMSE değeri düşük olmasına rağmen gerçek değerden fazla tahmin edilmiştir.

Nomun vd (2013) Moğolistan'ın döviz kurunu, ARİMA, VAR, SVAR, STVAR modellerle öngörülmüştür. Analiz Ocak 2001'de Mart 2013 itibarıyla toplam 148 aylık veri için yapılmıştır. Değişkenleri doğrudan yabancı yatırım, bakır fiyatları, resmi rezervler ve dolar fiyatları ile seçilmiştir. Modelin bir sonucu olarak, SVAR ve STVAR modelleri iyi tahmin edilmiş ve RMSE diğer modellerden daha azdı.

### 3. Metodoloji

Geleneksel bir zaman serisi modelinde hata varyansının zaman içinde değişmediği varsayım vardır. Finansal varlık getirilerinin genel olarak durağan olmadığından dolayı zaman serisi modelde etkinlik özelliği yitirilmiştir ve parametre tahminleri istatistiki açıdan anlamsız hale gelmektedir. Döviz kuru volatilitenin modellenmesi için yapılan analizlerde ARCH ve GARCH yöntemleri tercih edilmektedir. Örneğin, şayet belli bir dönem endekste aşırı dalgalanma olmuşsa, bu döneme ait şartlı farklı varyansı öğrenmek isteyecektir. Çünkü elinizdeki hisseleri veya tahvilleri karlı bir dönemde satmak istediğinizde, uzun dönem varyansının size pek faydası olmayacaktır. Bu nedenle, bir öncelikle yola çıkarak varyansı tahmin etmeye yarayacak bağımsız değişken ortaya çıkacaktır (Kutlar, 2017, s. 82).

#### ARCH modeli

Engle (1982) hata teriminin varyansını önceki dönem hata terimlerinin kareleri ile ilişkilendiren Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modelini öne sürmüştür. Bu bölümün amacı, farklı varyansını modelleyen temel kavramları anlatmaktır.

İlk olarak,  $y_t$  için şu basit AR (1) modeline bakalım:

$$y_t = \delta + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\varepsilon_t | I_{t-1} \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (2)$$

AR modelinden  $\varepsilon_t$  burada bir beyaz gürültü süreci olmalıdır. Yani  $y_t$ 'nin sabit varyansı  $\sigma^2$ 'dir. Ama  $\sigma_t^2$  zamandan bağımlı olduğundan dolayı farklı varyansı olacaktır. Bunu aşağıdaki yollarla da gösterilebilir.

$$y_t = \delta + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$y_t = \delta + \phi y_{t-1} + \sqrt{\sigma_t^2} \eta_t \quad (4)$$

$$\eta_t \sim N(0, 1) \quad (5)$$

Farklı varyans durumunda varyanstaki değişimin nedenlerini belirlemek zor olduğundan Rob Engle,  $\sigma_t^2$ -yi eşitlik (6) gibi modellemesini önermiştir.

$$\sigma_t^2 = E(\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}^2, \varepsilon_{t-2}^2, \varepsilon_{t-3}^2 \dots) = k + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 \quad (6)$$

$\varepsilon_t$  bildiğimiz gibi seri korelasyon yoktur. Yani  $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$   $s \neq t$ , koşullu ve koşulsuz öngörü ortalaması sıfırdır. Bununla birlikte,  $\varepsilon_t$  arasında seri korelasyon yok demek,  $\varepsilon_t^2$  arasındaki seri korelasyon olmadığı anlamına gelmez. Dolayısıyla geçmişteki  $\varepsilon_t$  kullanarak geleceğini  $\varepsilon_t$  tahmin etmek mümkün değildir, ancak geçmişteki  $\varepsilon_t^2$  kullanarak geleceğini  $\varepsilon_t^2$  tahmin etmek mümkün olabilir.

### ARCH süreçlerinin özellikleri

Eşitlik-6  $\sigma_t^2$ , t-1 dönemindeki mevcut bilgilere dayanmaktadır ve  $\varepsilon_t^2$  tahmin olarak kabul edilir. Tabii ki, tahmin edilen  $\sigma_t^2$  her zaman  $\varepsilon_t^2$  eşit değildir. Bu yüzden tahmin edilen varyansın hatasının anlaşılması gerekir. ARCH (m) sürecinde biraz farklı şekilde yazılabilir.

$$\varepsilon_t^2 - \sigma_t^2 = \omega_t \quad (7)$$

$$\sigma_t^2 = k + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 \quad (8)$$

$$\varepsilon_t^2 = k + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 + \omega_t \quad (9)$$

Eşitlik-9'dan  $\varepsilon_t^2$ 'deki AR(m) modelini görebilir. Polinom denklemin tüm süreci birim çemberi dışındayken durağan süreç olmaktadır.

$$1 - \alpha_1 z - \alpha_2 z^2 - \dots - \alpha_m z^m = 0 \quad (10)$$

AR(m) sürecinin durağan olması için (11) koşulları sağlanması gerekir:

$$\sum_{j=1}^m \alpha_j < 1 \quad (11)$$

Ayrıca, şartsız tahmin kullanıldığında,

$$\sigma^2 = E[\varepsilon_t^2] = \frac{k}{1 - \alpha_1 - \alpha_2 - \dots - \alpha_m} \quad (12)$$

Elbette, karesi alındığından  $\varepsilon_t^2$  her zaman pozitif bir sayıdır. Dolayısıyla  $\alpha_j \geq 0, k > 0$  olmalıdır.

#### ARCH Modelinin Test Edilmesi

ARCH etkisi aşağıdaki adımlarla test edilir. ARCH etkisinin olup olmadığını test etmek için LM testi kullanılabilir. İlk defa Engle (1982) tarafından geliştirilmiştir.

- İlk önce  $y_t = \delta + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$  modeli en küçük kareler yöntemi kullanarak değerlendirilmesi gerekmektedir. Bu modelin tahmin edilen hata terimlerini  $e_t = y_t - \hat{\delta} - \hat{\phi}y_{t-1}$  şeklinde formülle elde edilebilir.
- Tahmin edilen hata terimleri  $\varepsilon_t$  yerine kullanarak ARCH(m) modeli tahmin edilir.

$$e_t^2 = k + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_2 e_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m e_{t-m}^2 \quad (13)$$

- $H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_m = 0$  test edilir. Bunu yaparken F testi kullanılabilir. Bütün  $\alpha_m$  değerleri sıfıra eşit olursa herhangi bir ARCH etkisi yoktur.

#### GARCH modeli

ARCH modeli tahmin edildiğinde m sayısının biraz yüksek olması gerekmektedir. Bollerslev(1986) tarafından önerilen GARCH modeli, düşük mertebeli AR modeli, sınırsız mertebeli MA modeline benzer. Başka bir ifadeyle, ARCH modeli için AR gibi bir süreç eklerse, tahmin etmek için gerekli parametrelerin sayısını önemli ölçüde azaltabilir. GARCH modeli, hem AR hem de MA süreçlerinin koşullu varyansının modellenmesinde kullanılabilmesini sağlamaktadır. Genel olarak, GARCH (r, m) modeli şu şekilde yazılır:

$$\sigma_t^2 = E(\varepsilon_t^2 | I_{t-1}) = k + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \dots + \beta_r \sigma_{t-r}^2 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m \varepsilon_{t-m}^2 \quad (14)$$

Önceki konularla benzer şekilde, bu eşitlik basitleştirilebilir.

$$\beta(L) = 1 - \beta_1 L - \beta_2 L^2 - \dots - \beta_r L^r, \quad \alpha(L) = 1 + \alpha_1 L + \alpha_2 L^2 + \dots + \alpha_m L^m \quad (15)$$

Buradan, varyansın eşitliği (17)'deki gibidir.

$$\beta(L)\sigma_t^2 = k + \alpha(L)\varepsilon_t^2 \quad (16)$$



$$\sigma_t^2 = \frac{k}{\beta(L)} + \beta(L)^{-1} \alpha(L) \varepsilon_t^2 \quad (17)$$

$\sigma_t^2 > 0$  olması için  $k, \alpha_m, \beta_r > 0$  tüm katsayılar pozitif olmalıdır.

### EGARCH modeli

Nelson(1991) tarafından önerilen üstel GARCH (EGARCH) modeli, pozitif ve negatif haber arasındaki asimetrik etkiyi ele almaktadır.

$$\log \sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\mu_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\mu_{t-i}}{\sigma_{t-k}} \quad (18)$$

Yukarıdaki eşitlik-18,  $\mu_{t-i}$  pozitif olduğunda (iyi haber),  $(1 + \gamma_i)|\mu_{t-i}|$ : dir:  $\mu_{t-i}$  negatif olduğunda (kötü haber),  $(1 - \gamma_i)|\mu_{t-i}|$ : dir:

EGARCH, kovaryansı ve durağanlığı şu şartla sağlanır:  $\sum_{j=1}^q \beta_j = 1$

### ARIMA- Otoregresif hareketli ortalamalar modeli

Çoğu durumda seriler tek başına AR(p) veya MA(q) süreçleri tarafından ifade edilmezler. Bu seriler otoregresif ve hareketli ortalamalar modellerinin birleşimi şeklinde ifade edilirler. Bir ARMA(p, q) 'nın genel formu:

$$Y_t = \sum_{i=1}^p \phi_i Y_{t-i} + \mu_t + \sum_{j=1}^q \theta_j \mu_{t-j} \quad (19)$$

$Y_t$ 'nin zaman serisi davranışı büyük ölçüde bir önceki yıldaki kendi değeri ile belirlenir. Bu, bir AR(p) süreç olarak adlandırılır. Diğer terim  $\mu_t$ , MA(q) süreci hareketli ortalama anlamına gelir. ARIMA(p,d,q) modelleri ardaşık bağımlı ve hareketli ortalama şeklinde gösterilen ARMA(p,q) modellerinin bir derece farklı bir türüdür ve sıkça kullanılmaktadır. Bununla birlikte, ekonomik ve finansal serilerin çoğunun zaman eğilimi vardır, bu nedenle bir dönemin ortalaması, başka bir dönemin ortalamasından farklıdır. Dolayısıyla bu, durağanlığı reddetmekte, durağanlık zaman içinde sabit değildir. Bunun için bu modellerde esas seri yerine birinci veya d'inci mertebede farklı alınan seri için, yapılan ARMA tahmini, aslında ARİMA tahminidir. Bunu eşitlik-20 şeklinde yazılabilir.

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (20)$$

Genel olarak, durağanlığı sağlamak için d'inci derecede farkı alınan seriler için yapılan ARMA tahmini ARIMA tahminidir. ARMA model, mevsimlik olmayan zaman serileri analizi ile ilgilidir. Böylece, zaman serisinde mevsimsellik ayarlama amacıyla SARIMA modelini uygulamaktadır. Mevsimsellik olarak SARIMA modeli SARIMA (P, D, Q) olarak biçimlendirilir; burada P, otoregresif gecikme sayısıdır, D, farklılaşma gecikmesidir ve Q, hareketli ortalama gecikme süresidir.

$$Y_t = \sum_{i=1}^P \phi_{iS} Y_{t-i} + \mu_t + \sum_{j=1}^Q \theta_{jS} \mu_{t-j} \quad (21)$$

### SVAR modeli

VAR modelinde birçok zayıf nokta vardır. Değişken sayısı ve gecikme sayısı arttıkça, VAR modelinin tahmini iyi olmamaktadır. Bu modelin birden çok sayıda parametreyi değerlendirmesi gerekmektedir. Ayrıca, bu değerlendirmelerin herhangi bir ekonomik anlamları yoktur. Bu nedenle, bu eksikleri düzeltmek için yapısal VAR modeli Sims (1981,1986), Bernanke (1986), Shapiro ve Watson (1988) tarafından geliştirilmiştir.

Yapısal VAR yeterli kısıtları ekleyerek etki tepki fonksiyonunu bulur ve varyans ayrıştırmasını hesaplar.

SVAR dinamik yapısal model vektör formuyla yorumlanır. Eşitlik-22 şeklinde yazılabilir:

$$B_0 y_t = k + B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \dots + B_p y_{t-p} + u_t \quad (22)$$

$y_t$ ,  $n \times 1$  vektörü olduğunda,  $k$  sabit bir  $n \times 1$  vektörü,  $u_t$  ise  $n \times 1$  yapısal hata vektörü ve  $p$  gecikme sayısıdır.  $B_0$  matris şu şekilde tanımlanır:

$$B_0 = \begin{bmatrix} 1 & -B_{12}^{(0)} & \dots & -B_{1n}^{(0)} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ -B_{n1}^{(0)} & -B_{n2}^{(0)} & \dots & 1 \end{bmatrix}$$

$B_t$ ,  $i$  sıra ve  $j$  sütunu olan bir  $n \times n$  matrisidir. Böylece, (22) 'in her iki tarafının  $B_0^{-1}$  çarpıldığını farzedelim

$$y_t = c + \varphi_t y_{t-1} + \varphi_t y_{t-2} + \dots + \varphi_t y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (23)$$

Burada  $c = B_0^{-1} k$ ,  $\varphi_s = B_0^{-1} B_s$ ,  $\varepsilon_t = B_0^{-1} u_t$

Eşitlik-24, VAR eşitlik-23'ün dinamik yapısal modelinin indirgenmiş halidir. Bununla birlikte, yapısal hata  $u_t$ , azaltılmış formdaki hata terimleri ile bir ilişki vardır.

$$(24) \quad u_t = B_0^{-1} \varepsilon_t$$

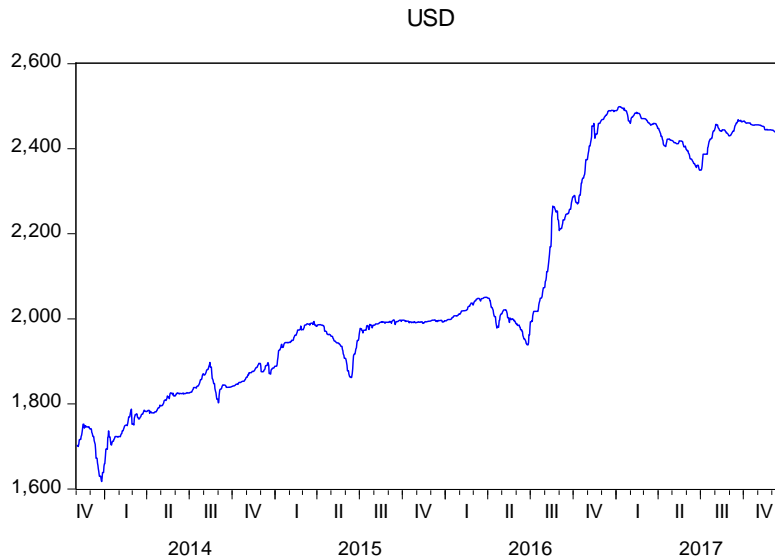
Bazı çalışmalarda, Cholesky'nin ayrıştırması yaygın olarak kullanılır veya bu kısıtları, değişkenlerin endojen olarak sınıflandırılmasıyla belirlenir.

### 3.1. Döviz Kuru Getirisine Uygun Farklı Varyans Modelleri

Bu ünite de finansal piyasada yaygın olarak kullanılan ARCH modelleri, döviz kurunun en uygun modelini belirlemek ve kaldıraç etkisi olup olmadığını değerlendirmek için tahmin edilmektedir. ARCH süreçlerini tahmin etmek için günlük veriler kullanılmaktadır. Böylece, modellerdeki otokorelasyon örneğini ve modeller üzerindeki kaldıraç etkisini kontrol edebilmektedir.

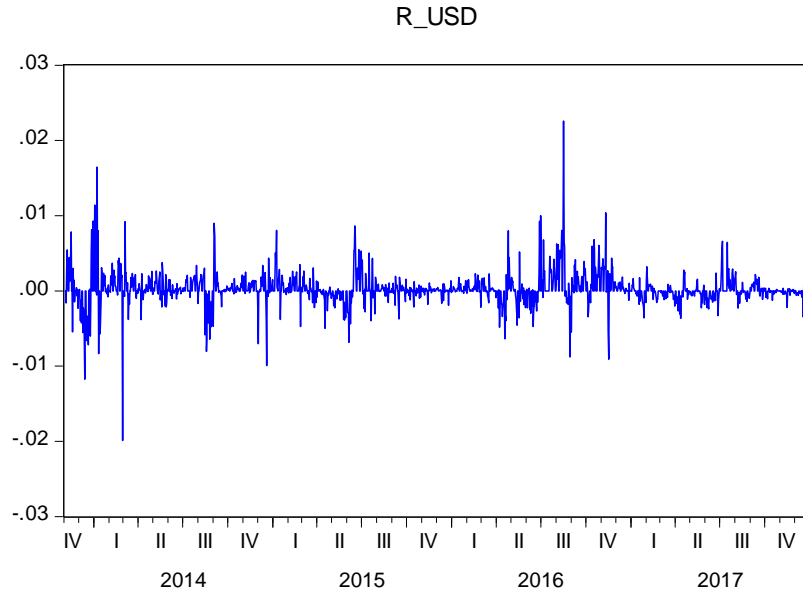
Döviz kuru için en uygun ARCH süreçleri modellerinin belirlenmesinde ilk olarak yapılması gereken döviz kuru getiri serisinin oluşturulmasıdır. Döviz kurunu daha istikrarlı bir şekilde belirlemek için döviz kurunun doğal logaritması alınmaktadır.  $\varepsilon_t$  herhangi bir t dönemindeki döviz kuru değeri olsun.

Döviz kuru getiri serisi,  $R_t = \ln(\varepsilon_t / \varepsilon_{t-1})$  olarak ifade edilebilir.  $R_t$  döviz kuru getiri serisi için en uygun ARMA(p,q) süreci En Küçük Kareler Yöntemi (EKK) ile elde edilmektedir. Dolayısıyla tahmin edilen ARMA modelinde ARCH etkilerinin olup olmadığı kontrol edildikten sonra ARCH süreçleri değerlendirilebilir. Örneklem periyodunun tahmini, 1 Kasım 2014'ten 31 Aralık 2017'ye kadar sürdürülmüştür.



**Grafik 1: Döviz Kuru Zaman Serisi (MNT / USD)**

Grafik-1, döviz kuru zaman serilerini göstermektedir. Döviz kuru 2014 ile 2016 arasında nispeten kararlı olduğunu göstermiştir. Büyük madencilik projelerinin durgunluğu, siyasi seçimlerin başlaması ve dünyadaki emtia fiyatları, Moğolistan'ın ödemeler dengesini etkilemiştir. Ödemeler dengesindeki açık, döviz kurundaki keskin yükselişin ortaya çıkmasındaki sebeptir. Haziran 2016'da döviz kuru, 2000 MNT ve döviz kuru 9 ay sonra 2500 MNT'a çıkmıştır. Başka bir ifadeyle, 9 ay içerisinde yüzde 125 oranında artmıştır. Grafik-2'de döviz kuru getirileri gösterilmektedir. Döviz kuru getirileri, ARCH etkisine varıldığını kolayca gösterebilir.

**Grafik 2: Döviz Kuru Getiri Zaman Serisi (MNT / USD)**

İlk adım, AIC test kriterini ARMA modelinin tahmin etmesi gerekmektedir. Tablo-1'de AIC test sonucu, diğer ARMA modelleri arasında en iyi model olan ARMA (4, 5) modelini göstermektedir.

**Tablo 1: ARMA modelinin Akaike Bilgi Kriteri sonucu**

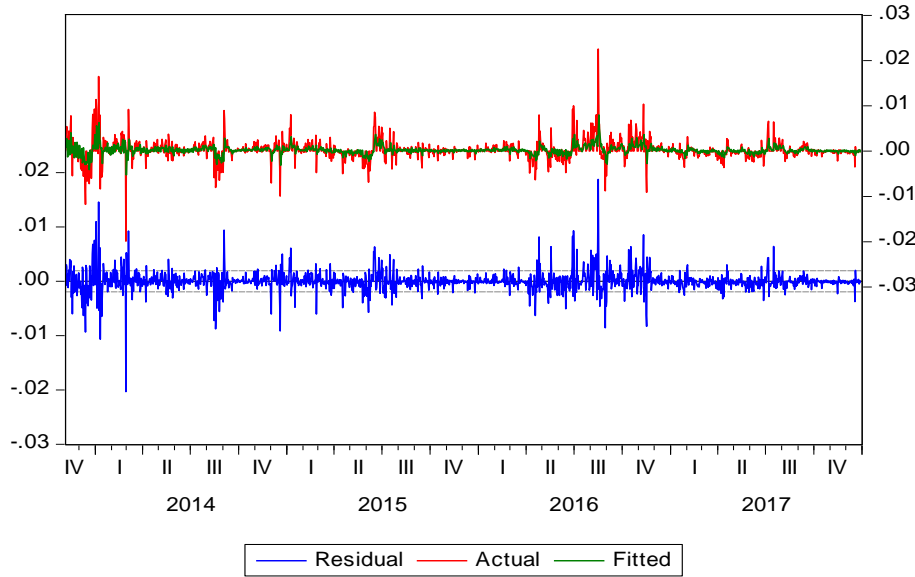
AR / MA	0	1	2	3	4	5
0	-9.453833	-9.556249	-9.581670	-9.583208	-9.605073	-9.606401
1	-9.585411	-9.607980	-9.613945	-9.612678	-9.617588	-9.618236
2	-9.595242	-9.614342	-9.608417	-9.616710	-9.617285	-9.617194
3	-9.599210	-9.613440	-9.614333	-9.621574	-9.620276	-9.619343
4	-9.615864	-9.614911	-9.615014	-9.620286	-9.622584	-9.640429
5	-9.616993	-9.618343	-9.617775	-9.620485	-9.622316	-9.637516

İkinci adım, ARCH LM testi ile heteroskedastisite etkisini değerlendirilmektedir. Tablo-2’te ARCH LM test sonuçlarına göre, olasılık % 5’ten az olduğu için ARMA (4, 5) modelinde ARCH etkisi vardır (p-değeri = 0.00).

**Tablo 2:** ARMA (4,5) modelinde ARCH LM testi

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	13.81898	Prob. F(5,1506)	0.0000
Obs*R-squared	66.32713	Prob. Chi-Square(5)	0.0000

Buna ek olarak grafik-3, ARMA (4, 5) modelinin kalıntı düzensizliğine sahiptir, bu nedenle ARCH süreç modellerine odaklanmaya karar verebilmektedir.



**Grafik 3:** Artıkların Kalıcılığı

ARCH süreçlerinden hangi farklı varyansı en iyi model olduğunu tahmin etmesi gerekmektedir. Tablo-3’te ARCH, GARCH, IGARCH ve EGARCH model sonuçlarının alfa ve beta varyans denklemi parametreleri olumlu etkilere sahiptir ve olasılık %1’den daha azdır. GARCH durumunda, döviz kurundaki değişimlerin varyansı 1 birim artarsa, beklenen varyans döviz kuru getirisi 0.887’yi etkileyebilir. Bununla birlikte, EGARCH ve IGARCH modellerinin döviz kuru getirilerinin varyansına daha fazla etkisi bulunmaktadır. AIC ve SW test kriterlerinin sonucu, ARMA (4,5) -GARCH (1,1) modeli daha uygun olduğunu gösterilmiştir. Tahmin edildiği farklı varyansı modelleri, beklenen risk veya getiri ne kadar olduğunu söyleyebilir.

**Tablo 3:** ARCH ve GARCH modelleri için parametre (MNT / USD)

Parameter	ARCH	IGARCH	EGARCH	GARCH
$C$	-0.000158 -4.862056	-8.62E-06 -0.219104	8.50E-05 0.780549	-1.57E-05 -0.190504
AR(1)	1.598888 26.89904	-0.776286 -17.54875	0.134711 5.227243	-0.137880 -0.676854
AR(2)	-0.544485 -4.606148	-0.304583 -4.877294	0.889538 14.98740	1.114714 7.069290
AR(3)	-0.045402 -0.338673	0.208243 3.274655	-0.158059 -5.818530	0.510106 3.925108
AR(4)	-0.049405 -0.738328	0.736961 16.32718	0.073383 1.225688	-0.549981 -3.103992
MA(1)	-1.452976 -24.91215	1.056763 21.71455	0.101619 48.30222	0.333062 1.626269
MA(2)	0.518551 4.647810	0.682285 7.689222	-0.745375 -13.79089	-0.887064 -4.291674
MA(3)	-0.078022 -0.614413	0.151996 1.523238	0.052755 11.13798	-0.606311 -7.826780
MA(4)	0.203097 3.150703	-0.500153 -6.033620	-0.097210 -1.846338	0.349607 1.971916
MA(5)	-0.131525 -13.93014	-0.026827 -0.775413	-0.011985 -0.749372	-0.026365 -0.551469
$\omega$ - (Sabit)	1.03E-06 31.81940	- -	-1.065974 -18.90982	6.66E-08 11.41691
$\alpha$ - ( $\varepsilon_{t-1}^2$ )	1.644194 19.34597	0.062789 43.23229	0.001465 0.111070	0.328702 17.17585
$\beta$ - ( $\sigma_{t-1}^2$ )	- -	0.937211 645.2985	0.941125 246.3282	0.742413 82.76200
Kaldıraç effect- $\gamma$	- -	- -	0.434637 22.92057	- -
$\alpha + \beta$				
R2	0.094243	0.147426	0.135214	0.134066
AIC	-9.970576	-10.08544	-10.24838	-10.25244
SW	-9.928458	-10.04683	-10.19924	-10.20681
obs	1517	1517	1517	1517

EGARCH modeli genelde tahmini modellerin varyans döviz kuru getirisinin asimetric tanımlamasında kullanılır. EGARCH modelindeki, kaldıraç etkisi parametresi olumlu ama anlamlı değildir. Moğolistan'ın durumunda, döviz kurunun getirisini etkileyen olumsuz ve olumlu bilgiler yoktur. Döviz kuru değerinin bazı dönemlerde değer

kazanması sonucuna varabilmektedir. Başka bir ifadeyle, uluslararası ekonomik krizler ve dış şoklar, Moğolistan ekonomisini etkilemektedir. Bu şokla, döviz kurunun arttığı algılanmaktadır. Korelasyon testi ile ARCH modellerinde otokorelasyon olmadığı sonucuna varılmıştır.

### 3.2. Döviz Kuru Getirisine Uygun Arima Ve Sarima Modelleri

Döviz kuru orta veya uzun vadede artacak mı veya azalacak mı? Günlük döviz kuru analizi bize bu soru da cevap veremezler. Bu nedenle, nispeten düşük volatiliteli döviz kurunun mevsimsel verilerin analizi yapılacaktır. Bu amaçla döviz kurunun, tek değişkenli ARIMA ve SARIMA modelleri kullanılarak önümüzdeki bir yıllık tahmini elde edilecektir. ARIMA modelini tahmin etmek için, 2009-2017 yılları arasındaki mevsimsel veriler kullanılmaktadır. Tablo-4'te döviz kurunun durağın olup olmadığını kontrol etmek için birim kök testi yapılmaktadır. Entegrasyon seviyesi 1'nci derecede olduğundan dolayı tahmin olarak kullanılacak döviz kuru getirisini de hesaplanmaktadır.

**Tablo 4:** ADF testi ile birim kök test sonucu

Değişken	gecikme emri	denklem tipi			Seviye	entegrasyon seviyesi
		hiç (b=a=0)	Sabit (a≠0, b=0)	Trend & sabit(a≠0, b≠0)		
Döviz kuru- <i>e</i>	0		+		0.01**	I(1)

Anlamlı düzeyi 1%\*\*\*, 5%\*\*\*, 10%\*

Verilerin mevsimsellik özelliklerini de kontrol edilmesi gerekmektedir. Bununla birlikte, Census X-13 analizi ile, seviye değeri 0.02 olduğu için verilerin mevsimsellik etkisine sahip olduğunu tespit edilmiştir. Tablo-5'deki denklem, mevsimsellik etkinliğini kontrol etmek için değerlendirildi. Başka bir deyişle, üçüncü çeyrek istatistiksel olarak anlamlıydı.

**Tablo 5:** Mevsimsel etkilerin kontrolü sonuçları

Dependent Variable: R_USD					
Method: Least Squares					
Sample (adjusted): 2009Q1 2017Q4					
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	
@QUARTER=1	0.029485	0.020514	1.437356	0.1603	
@QUARTER=2	-0.014811	0.020514	-0.722026	0.4755	
@QUARTER=3	0.042099	0.020514	2.052279	0.0484	

Aziz KUTLAR/Batzorig GANBOLD

@QUARTER=4	0.019132	0.020514	0.932659	0.3580
R-squared	0.117144	Mean dependent var		0.018976
Adjusted R-squared	0.034377	S.D. dependent var		0.062626
S.E. of regression	0.061541	Akaike info criterion		-2.633800
Sum squared resid	0.121192	Schwarz criterion		-2.457854
Log likelihood	51.40841	Hannan-Quinn criter.		-2.572390
Durbin-Watson stat	1.804673			

Bu nedenle, SARIMA modeli ile analiz edilmeye devam edilebilmektedir. SARIMA analizinin en iyi modeli olarak SARIMA (4,1,4) çıkmıştır. Tablo-6’da modelin bir sonucu olarak, döviz kuru getirisi önceki 4 çeyrek getirisine ve şok oranına bağlıdır. Önceki mevsimsel etkisine de bağlıdır. Bu modelin R2, %56 açıklanmıştır.

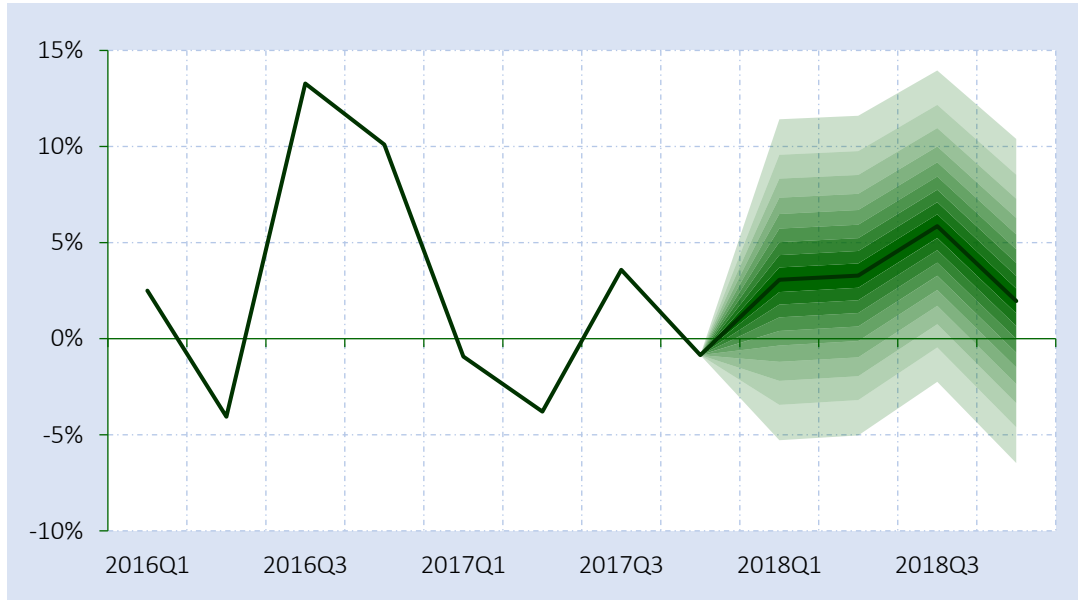
**Tablo 6:** Zaman serisi SARIMA modelinin sonucu

Dependent Variable: R_USD01				
Sample (adjusted): 2009Q4 2017Q4				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.026910	0.001696	15.86745	0.0000
AR(1)	0.192916	0.231846	0.832089	0.4139
AR(2)	0.373691	0.195673	1.909772	0.0687
AR(3)	0.264253	0.206874	1.277362	0.2142
AR(4)	-0.299302	0.248213	-1.205825	0.2401
SAR(4)	-0.171640	0.227830	-0.753369	0.4589
MA(1)	-0.656491	0.080878	-8.117102	0.0000
MA(2)	-0.727208	0.148869	-4.884896	0.0001
MA(3)	-0.572302	0.092075	-6.215636	0.0000
MA(4)	0.957706	0.035979	26.61867	0.0000
R-squared	0.567591	Mean dependent var		0.016195
Adjusted R-squared	0.398387	S.D. dependent var		0.048897
S.E. of regression	0.037926	Akaike info criterion		-3.461305
Sum squared resid	0.033083	Schwarz criterion		-3.007818
Log likelihood	67.11153	Hannan-Quinn criter.		-3.308720
F-statistic	3.354483	Durbin-Watson stat		2.254171
Prob(F-statistic)	0.009162			

SARIMA modelinin kalıntı diyagnozunu kontrol etmek önemlidir. Tablo 6’da tahmin edilen denklemde, kalan karelerin korelogramı, korelasyon olmadığı sonucunu ortaya koymuştur. LM testinde p değeri 0.18’dir, modelde seri korelasyon bulunmadığı anlamına gelir. ARCH testi ile heteroskedastisite olasılığı 0.1993 ve %10’dan büyük olur. SARIMA modelinde ARCH etkisi olmadığı sonucuna varılabilmektedir. Jarque-Bera testine göre normallik olasılığı 0.551, dolayısıyla veriler normal olarak dağılır. SARIMA



modeli döviz kurunu tahmin etmek için idealdir. 2018'in sonuna kadar döviz kurunun kaç olacağı, bu model kullanılarak tahmin edilmiştir.



**Grafik 4:** SARIMA (4,1,4) modelin Tahmini

Grafik-4'te döviz kurunun bir yıllık tahmini görülmektedir. Grafikta yeşil rengi döviz kurunun oynaklığının nasıl öngörüldüğünü gösterir. Üst sınır ve alt sınır, en yüksek oynaklık ve en düşük oynaklık anlamına gelir. Döviz kuru oynaklığının olasılığı en koyu yeşil alandan açık yeşil alana doğru giderse azdır. Aralık 2017'deki döviz kurunun değeri 2433.5 MNT'dir. Bir yıl sonra MNT 2803'e yükselecektir ve fan tablosuna göre, yüzde 60 olasılıkla döviz kuru 2365.7-3323.0 aralığında olacaktır. Döviz kuru tahminleri Tablo-7'de gösterilmiştir.

**Tablo 7:** SARIMA modeli için tahmin sonucu

	2017Q04	2018Q01	2018Q02	2018Q03	2018Q04
döviz kuru	2433.5	2509.2	2593.0	2749.3	2803.4
60% güven aralığı seviyesi	-	2404.3-2618.8	2381.7-2823.8	2422.1-3120.8	2365.7-3323.0

SARIMA modelinin öngörü hatasını incelemekte önemlidir. Tablo-8'da RMSE 0.054 veya daha düşüktür. TIC 0.563 veya sıfıra yaklaşmaktadır ve bu da modelin iyi olduğunu göstermektedir.

**Tablo 8:** SARIMA model hata analizi

Forecast: R_USD01F	
Root Mean Squared Error	0.054786
Mean Absolute Error	0.048095
Mean Absolute Percentage Error	166.6243
Theil Inequality Coefficient	0.563369
Bias Proportion	0.007355
Variance Proportion	0.656165
Covariance Proportion	0.336480

### 3.3. Svar Modeli İle Analiz

SVAR modeli, Cholesky varyans ayrışma ve varyans-kovaryans matrisini kullanarak yapısal şok yedi eşitlik ile tanımlanır. Diğer çalışmaların ve ülkenin özelliklerini yansıtan modele göre arz ve talep şoklarının, reel ve nominal değişkenleri dahil edilmiştir.

Bu şekilde yazılabilir:  $\Pi_t^{china}$ - Çin'in GSYH yıllık büyüme (talep şokları),  $\Pi_t^{copper}$ - Bakır fiyat yıllık büyüme (talep şokları),  $i_t$ - Merkez bankasının ağırlıklı ortalama faiz oranı veya politika faizi,  $y_t$ - reel GSYH yıllık büyüme oranı (talep şoku),  $\Delta M1_t$ - M1 yıllık büyüme oranı,  $\Delta e_t$ - Nominal döviz kurunun yıllık büyüme,  $\Pi_t^{CPI}$ - yıllık enflasyon.

SVAR modelin yapısal şok Eşitlik (25) – (31) olarak tanımlanmıştır.

$$\Pi_t^{gdp\_china} = E_{t-1}[\Pi_t^{gdp\_china}] + \varepsilon_t^{gdp\_china} \quad (25)$$

$$\Pi_t^{copper} = E_{t-1}[\Pi_t^{copper}] + \varepsilon_t^{copper} \quad (26)$$

$$i_t = E_{t-1}[i_t] + \varepsilon_t^i \quad (27)$$

$$y_t = E_{t-1}[y_t] + \alpha_1 \varepsilon_t^{copper} + \alpha_2 \varepsilon_t^i + \varepsilon_t^y \quad (28)$$

$$\Delta M1_t = E_{t-1}[\Delta M1_t] + \beta_1 \varepsilon_t^{gdp\_china} + \beta_2 \varepsilon_t^{copper} + \beta_3 \varepsilon_t^i + \beta_4 \varepsilon_t^y + \varepsilon_t^{\Delta M1} \quad (29)$$

$$\Delta e_t = E_{t-1}[\Delta e_t] + \lambda_1 \varepsilon_t^{gdp\_china} + \lambda_2 \varepsilon_t^{copper} + \lambda_3 \varepsilon_t^i + \lambda_4 \varepsilon_t^y + \lambda_5 \varepsilon_t^{\Delta M1} + \varepsilon_t^{\Delta e} \quad (30)$$

$$\Pi_t^{CPI} = E_{t-1}[\Pi_t^{CPI}] + \gamma_1 \varepsilon_t^{gdp\_china} + \gamma_2 \varepsilon_t^y + \gamma_3 \varepsilon_t^{\Delta M1} + \gamma_4 \varepsilon_t^{\Delta e} + \varepsilon_t^{CPI} \quad (31)$$

Eşitlik 25-31'de yer alan SVAR modeli, Moğolistan'daki bu faktörler arasındaki ekonomik teori temelinde bir kısıtlamaya sahiptir.

Eşitlik-25, dış talep şoku, ÇHC'nin ekonomi büyümesi ile temsil edilmiştir. İç ekonomik faktörleri etkilemez ve yalnızca geçmişin ve şokların değerinin etkilenmesi söz konusudur. Modelde, bu değişken döviz kurunu ve enflasyonu etkilemiştir. Moğolistan toplam ihracatın yüzde 90'ını Çin'e ihracat ederler. Bu nedenle döviz kurunu etkileyen faktörlerden biridir. Moğolistan, tüketici ürünlerinin %80'i Çinden ithal ederler. Böylece ithal malların enflasyonunu artırır. Bu nedenle enflasyon eşitliğine dahil edilmiştir.

Bakır fiyatı eşitlik-26, dış ekonomi üzerindeki etkiyi temsil etmektedir. Bakır fiyatları dünya piyasasında tanımlandığından iç ekonomik faktörlerden değil, yalnızca geçmişin ve rastgele şokları etkiler. Modelde, bakır fiyat değişiklikleri ihracat gelirlerini etkiler. İhracat GSYİH büyümesini etkileyecektir. Ayrıca, ihracatta meydana gelen değişim, döviz kurunu iç ekonomideki döviz arzındaki değişimi etkilemek için modele yansımıştır.

Politika faizi eşitliği-27, para politikası etkilerini test etmek için tasarlanmıştır. Bununla birlikte, modeldeki faiz oranındaki değişim, diğer makroekonomik parametrelere bağlı değildir. Oysa politika faiz oranı değişiklikleri döviz kuru, GSYH ve enflasyonu etkileyecektir.

GSYİH büyümesi eşitlik-28, IS eğrisiyle belirlenir. Para politikası ve bakır fiyatlarındaki değişikliklerden elde edilir. Politika faiz oranındaki artış, ekonomideki genel faiz oranını ve reel faiz oranı artışı ve yerli üretimin düşmesi nedeniyle, dünya pazarındaki bakır fiyatlarının yükselmesi ihracat kazançlarının büyümesiyle ekonomik büyüme ile sonuçlanacaktır. Modelde GSYİH büyümesi, para arz eşitliği için ekonomik büyüklüğünü ve döviz kuru eşitliği için risk primini temsil etmektedir.

Para arzı eşitlik-29, modeldeki para talebi olarak tanımlanır. Modelde para arzı büyüme, döviz kuru ve enflasyonu etkiler. Döviz kuru eşitliğinde parasal büyüme parasal yaklaşımla açıklanmaktadır.

Döviz kuru eşitlik-30, Döviz kurunu etkileyen faktörleri ve para politikasının döviz kurunu nasıl etkilediğini belirlemektir. Politika faiz (faiz oranı teorisi (UIP) teorisi ile açıklanmaktadır), dünya piyasasındaki bakır fiyatı (bakır ihracat fiyatını temsil



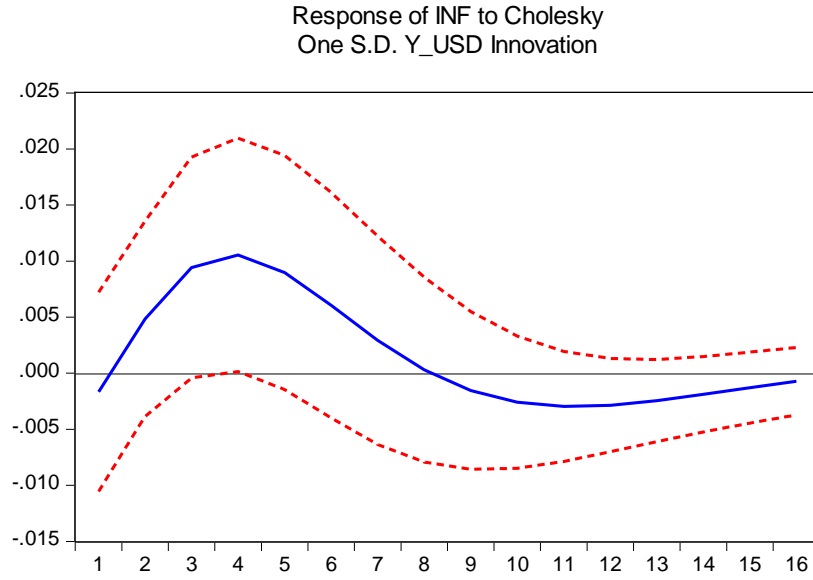
**Tablo 9:** Değişken açıklaması ve kaynağı

Değişkenler	Tanım	Birim	Kaynak
Çin GSYİH yıllık büyümesi ( $\Pi_t^{gdp\_china}$ )	Yerli yakıt (A-80 benzinli) fiyat endeksinde yıllık değişim	katsayı	NSO
Bakır fiyatlarında yıllık değişim ( $\Pi_t^{copper}$ )	Londra Metal Borsası'nın (ABD Doları) A seviyeli katotunun spot fiyatındaki yıllık değişim	Dolar başına ortalama bakır fiyatında yıllık değişim (ABD doları), katsayıya göre	IMF
politika faizi ( $i_t$ )	Merkez bankasının ağırlıklı ortalama oranı	katsayıya göre	BoM
GSYİH yıllık büyümesi ( $y_t$ )	Reel GSYİH yıllık değişim	katsayıya göre	NSO
M1 yıllık parasal değişim ( $\Delta M1_t$ )	M1'deki yıllık değişim (bankalar ve bankalar dışındaki para birimi)	katsayıya göre	BoM
Nominal döviz kurunun yıllık değişim ( $\Delta e_t$ )	ortalama döviz kuru yıllık değişimi	katsayıya göre	BoM
Yıllık enflasyon ( $\Pi_t^{CPI}$ )	TÜFE ile hesaplanan yıllık enflasyon	katsayıya göre	BoM

Entegrasyon seviyesindeki problemi önlemek için tüm değişkenlerin yıllık büyüme oranını almaktadır. Yıllık büyüme, birim kök testi ile kontrol edilmiştir ve I(0) düzeyinde durağanlığını sağlamıştır.

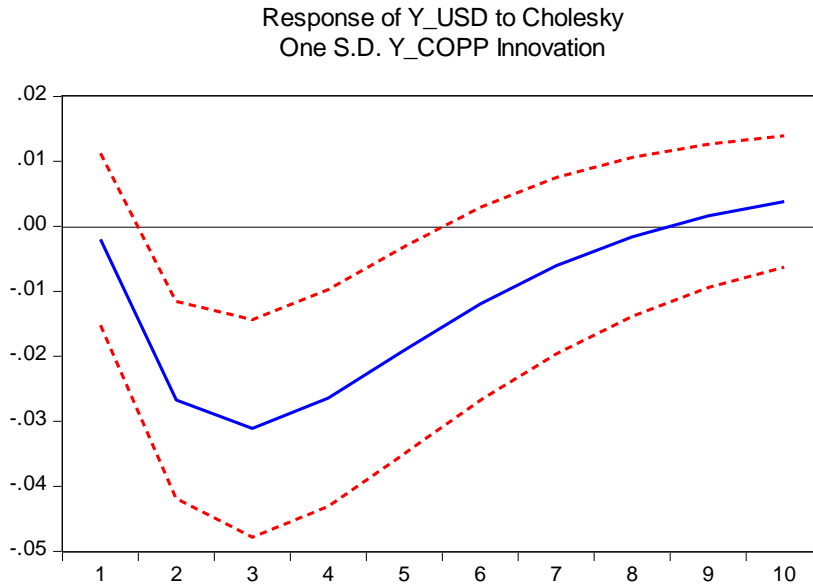
### **Etki tepki fonksiyonu**

Grafik-5'teki enflasyonu etkileyen döviz kurundaki yıllık büyüme 3-5 dönemden itibaren gecikme süresini %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Döviz kurlarında meydana gelen şok, enflasyonu dokuzuncu ayın başında etkiler ve etkisini on ikinci aya kadar sürdürmektedir. Bununla birlikte, bir yıl sonra etkileri giderek yavaşlar.



**Grafik 5:** Döviz Kurunun Etki Tepki Fonksiyonu

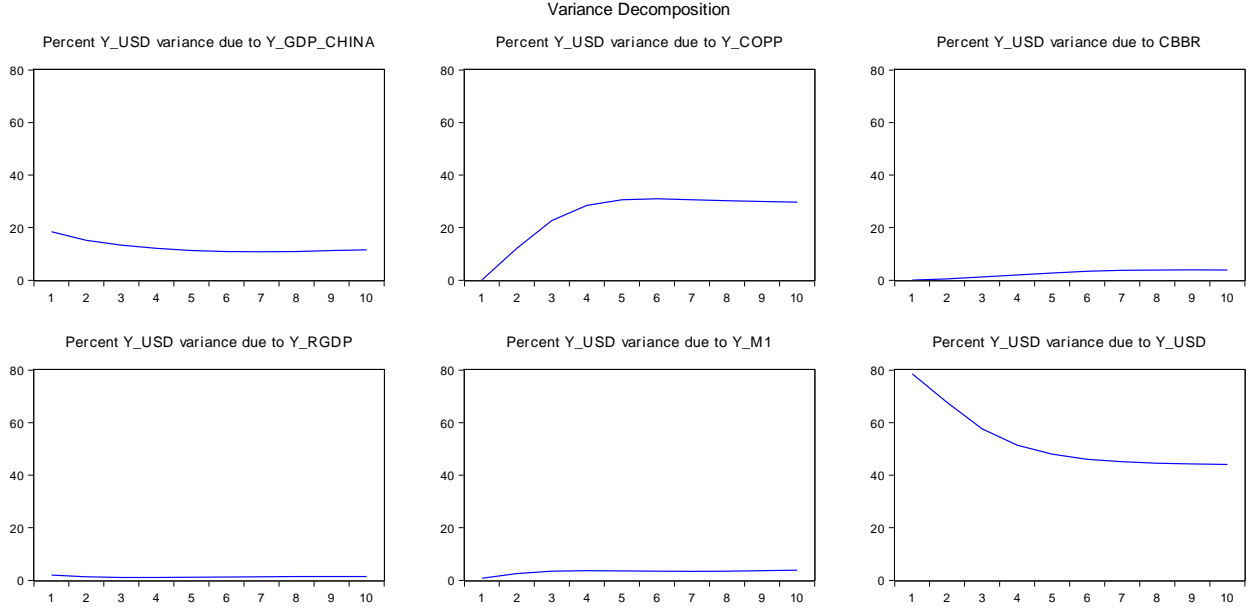
Grafik-6'daki yıllık bakır fiyat şoku, yerli ekonomide döviz arzını artırmaktadır. Bu ayda bakır fiyatının bir şok olmuştur. 4.5 ay sonra MNT'a karşı ABD dolar değerini kaybedecektir. Bu etkisi 7-9 ay sonra en yüksek seviyede ulaşip 2 yıl sonra etkisi yok olacaktır.



**Grafik 6:** Bakır Fiyatın Etki Tepki Fonksiyonu

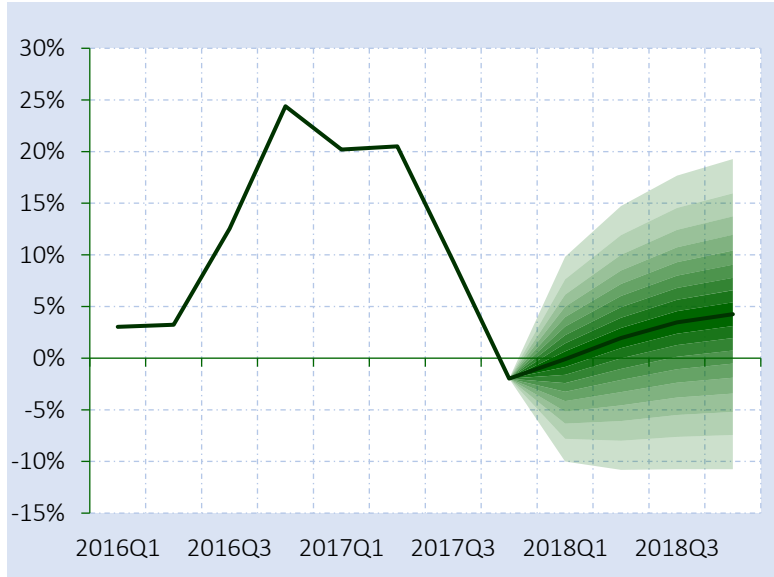
## Varyans ayrıştırma

Çin'in ekonomik büyümesi ve bakır fiyat şoklarının döviz kuru dalgalanmaları üzerinde güçlü bir etkisi var. Dış şok, döviz kuru varyansını yüzde 50'sini açıklamıştır.



**Grafik 7:** Varyans Ayrıştırma

SVAR döviz kurunun öngörüsü grafik-8'de açıklanmıştır. Döviz kuru 31 Aralık 2017'de 2433 MNT ile hesaplanmıştır.



**Grafik 8:** Fan Çizelgesi Kullanılan SVAR modeli ile Döviz Kurunun Tahmini.

Tahmine göre, 2018 Haziran ayında döviz kurunun 2414 MNT'a kadar düşmesi öngörülmüştür. Döviz kuru 2018 yılı sonunda 2537 MNT'a yükselmiştir.

SVAR modeldeki, döviz kuru denklemin RMSE ve MAE sırasıyla 0.1165 ve 0.09 değeriyle sonuç verir. RMSE ve MAE tahmin sonuçlarına göre, hangi döviz kuru modelinin döviz kuru tahminini açıklamak için en iyi olacağını seçmek mümkündür.

### 3.4. Tahminlerin Karşılaştırılması

Döviz kurunu tahmin etmek için çeşitli teknikler analiz edildikten sonra, hangi modellerin döviz kurunu tahmin etme konusunda en doğru değeri vereceğini karşılaştırmaktadır.

Tablo-10'da SARIMA'nın döviz kuru tahmininde daha doğru olduğu ve RMSE ve MAE değerinin düşük ve sifıra yakın olduğu sonucuna varabilir.

**Tablo 10:** ARIMA, SARIMA ve SVAR için Hata İstatistikleri

Tahmin hata test	SARIMA	SVAR
Root Mean Square Error	0.0547	0.1165
Mean Absolute Error	0.0481	0.0902

## 4. Sonuç

Döviz kuru, ekonomik volatilitenin belirlenmesinde rol oynayan temel faktörlerden biridir. Kriz dönemlerinde döviz kurunda büyük dalgalanmalar olduğundan dolayı geleneksel zaman serisi modellerinin kullanılmasını engellemektedir. Bu çalışmanın ilk amacı, döviz kuru için farklı varyans modellerinden hangi modelin en uygun olduğunun gösterilmesidir. 2014-2017 dönemindeki günlük döviz kuru getiri değerleri kullanılarak farklı varyans modelleri tahmin edilmiştir. AIC ve SW test kriterlerinin sonucu, en uygun farklı varyans modelinin GARCH (1,1) modeli olduğu belirlenmiştir. İyi ve kötü haberlerin dalgalanma üzerinde etkili olmadığı ve getirinin riskin nedeni olmadığı sonuçlarına ulaşılmıştır.

Döviz kurlarında kısa vadeli oynaklığı, piyasa beklentileri ve piyasa hareketleri belirler. 2009-2017 dönemindeki mevsimsel döviz kuru getiri verileri kullanılarak ARIMA ve SARIMA modelleri tahmin edilmiştir. SARIMA (4,1,4) modeli, döviz kurunun 2018 yılı sonunda 2,803.4 MNT'a yükselecektir. SVAR model ile tahmin edilmiş ve bunun sonucunda Haziran 2018'de 2,414 MNT'a gerileyeceği öngörülmüştür. 2018 yılı sonunda döviz kuru yavaş bir şekilde 2,537 MNT'a yükselecektir. RMSE ve MAE'nin tahmin karşılaştırması SARIMA modelinin diğer modellerden daha iyi tahmin edildiği gösterilmiştir.



Döviz kuru ile makro değişkenler arasındaki ilişkiyi araştırmak için yapısal VAR modeli oluşturulmuştur. Çalışmanın sonucunda döviz kurunda herhangi bir değişimin makro ekonomik değişkenler üzerinde anlamlı bir etki yapmadığını bulgusuna ulaşmıştır. Etki-tepki fonksiyonu ve varyans ayrıştırması ile makro değişkenlerin döviz kurunu açıklama gücü sınanmıştır. Uygulanan SVAR model sonuçlarına göre enflasyonun döviz kurunda meydana gelen bir şok karşısında verdiği tepki 9 ay sonra ortaya çıkar. Döviz kurundaki bir artış, ithalatın fiyatları artırmasıyla beraber enflasyonun artmasına neden olmaktadır.

Bakır fiyatında meydana gelen pozitif şok karşısında döviz kurunun verdiği tepki 4.5 ay sonra etkilenir. Bakır fiyatındaki artışın ihracat mallarına olan talebi artırması ve dolaylı olarak döviz kurunu düşürmesi beklenmektedir. Etki-tepki teoriye uygun gerçekleşmiştir. Döviz kuru değişimlerinin gelecek dönemler için öngörü hata varyansı içinde en büyük paya sahip değişkenleri, yaklaşık %45'luk pay ile bakır fiyatı ve Çin ekonomisindeki büyümedir. Diğer makro değişkenlerin gelecek dönemler için öngörü hata varyansı içindeki payı sadece %6'dır.

Elde edilen SVAR modeline göre döviz kurunu açıklamada dış şok temsil edilen bakır fiyat ve Çin'in ekonomik büyümesi daha önemli bir değişkenlerdir. Çalışmanın sonuçları, Gan-ochir (2010), Byambatsogt(2016)'un ulaştığı bulgusu ile paraleldir.

Esnek döviz kuru sistemine geçildikten sonra döviz kuru değişimlerini açıklayan geleneksel makro modelleri yetersiz kalmıştır. Kısa dönemde eğer döviz kuru değişimleri ile temel makroekonomik değişkenler arasında güçlü bir ilişki olduğunu kabul ederse, merkez bankalarının döviz kuruna uygulanan politikaların uygun olduğunu söylenebilir. Sonuçlara bakıldığında, döviz kurlarıyla makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkinin zayıf olduğu sonucuna varılmıştır. Bu yüzden merkez bankasının herhangi bir döviz kuru politikası, döviz kurunu kontrol etmek için yetersiz kalmaktadır. Kısa vadeli(3 aylık) döviz kuru değişimlerini SARIMA model ile tahmin etmek, diğer yapısal modellere göre daha gerçekçi sonuçlar vermektedir.

## KAYNAKÇA

### Kitaplar

Bataa, E. (2016), *Times series analysis*, Ulanbator: Sod Publishers.

Mankiw, G. (2013), *Macroeconomics*, New York: Worth Publishers.

Kutlar, A. (2017), *Uygulamalı Çok Eşitlikli Zaman Serileri*, Kocaeli: Umuttepe Yayınları.

Kutlar, A. (2017), *EViews ile Uygulamalı Zaman Serileri*, Kocaeli: Umuttepe Yayınları.

### **Sürekli yayınlar**

Akıncılar, A. and Ş. Temiz. (2011). An Application Of Exchange Rate Forecasting In Turkey. *Gazi University Journal of Science*. 24(4): 817–828.

Bollerslev, T. and D. Nelson. (1994). Arch Models. In *Handbook Of Econometrics*. Elsevier Science B.V.: Amsterdam. 4(1): 2961–3038.

Boothe, P. and Glassman, D. (1987). Lessons for Exchange Rate Modelling. *Oxford Economic Papers*. 39(3): 443-457

Dahiru, A. B. and O. A. Joseph. (2013). Exchange–Rates Volatility İn Nigeria: Application of Garch Models With Exogenous Break. *CBN Journal of Applied Statistics*. 4(1): 89-116.

Etuk, E. H. (2013). The Fitting Of A Sarima Model To Monthly Naira-Euro Exchange Rates. *Mathematical Theory and Modelling*. 3(1): 1-8.

Frankil, A. and K. Rose (1994). A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates. *National Bureau Of Economic Research*.

Gülođlu, B. ve A. Akman. (2007). Türkiye’de Döviz Kuru Oynaklığının SWARCH Yöntemi İle Analizi. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*. 44(512): 43-51.

Kadılar, C. ve M. Şimşek (2009). Forecasting The Exchange Rate Series With Ann: The Case Of Turkey. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri Ve İstatistik Dergisi*. 9(1): 17-29.

Kutlar, A. ve P. Torun. (2012). İMKB 100 Endeksi Günlük Getirileri İçin Uygun Genelleştirilmiş Farklı Varyans Modelinin Seçimi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 42(1): 1-24.

MacDonald, R. ve P. Mark (1993). The Monetary Model of the Exchange Rate: Long-run Relationships, Short-Run Dynamics and How to Beat a Random Walk. *Journal of International Money and Finance*. 13(1): 276-290.

Meese, R. ve K. Rogoff (1985). Was It Real. The Exchange Rate—Interest Differential Relation, 1973—1984. *NBER Working Paper*.

Mwase, N. (2006). An Empirical Investigation Of The Exchange Rate Pass-Through To Inflation In Tanzania. *IMF Working Paper*.

Obstfeld, M. and K. Rogoff (1994) Exchange Rate Dynamics Redux. *National Bureau Of Economic Research*.

Leigh, D. ve M. Rossi. (2002). Exchange Rate Pass-Through In Turkey. *IMF Working Paper*. 2(204): 2-18.

Newaz, M. K. (2008). Comparing The Performance Of Time Series Models For Forecasting Exchange Rate. *BRAC University Journal*. 5(2): 55–65.

Ramzan, S. ve F. M. Zahid. (2012). Modeling And Forecasting Exchange Rate Dynamics In Pakistan Using Arch Family Of Models. *Electronic Journal of Applied Statistical Analysis*. 5(1): 15–29.

Robert F. Engle. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, 50(1): 987-1007.

Sarno, L. ve M. P. Taylor. (2002). Purchasing Power Parity and the Real Exchange Rate. *IMF Staff Papers*. 49(1): 65–105.

#### **Diğer yayınlar**

[http://1212.mn/stat.aspx?LIST\\_ID=976\\_L05](http://1212.mn/stat.aspx?LIST_ID=976_L05) /20.01.2018

<https://mongolbank.mn/eng/liststatistic.aspx> /12.01.2018

<https://sites.google.com/site/erdenebatba/Home/curriculum-vitae> /01.02.2018

<http://www.en.nso.mn/content/242> /15.03.2018

<http://www.worldbank.org/en/country/mongolia> /06.01.2018