



SAKARYA İKTİSAT DERGİSİ

THE SAKARYA JOURNAL OF ECONOMICS

SAKARYA İKTİSAT DERGİSİ THE SAKARYA JOURNAL OF ECONOMICS

2018 2, ISSN 2147-0790

Sahibi(Owner)

Sakarya Üniversitesi Rektörü Prof. Dr. Muzaffer Elmas Adına Prof. Dr. Aziz Kutlar

Editör(Editor)

Prof. Dr. Ekrem Gül

Editör Yardımcıları

Prof.Dr. Şuayyip ÇALIŞ

Doç.Dr. Hayrettin ZENGİN

Y.Doç.Dr. Adnan DOĞRUYOL (Yazı İşleri Müdürü)

Yayın Kurulu (Editorial Board)

Prof. Dr. Mustafa Akal

Prof. Dr. M. Kemal Aydın

Prof. Dr. Fuat Sekmen

Prof. Dr. Mahmut Bilen

Doç. Dr. Ali Kabasakal

İletişim

Sakarya Üniversitesi İ.İ.B.F Esentepe Kampüsü (Contact)

54187 Serdivan / SAKARYA

Tel: +90 (264) 295 62 23

sakaryaiktisat@sakarya.edu.tr

Yılda dört kez yayınlanan Sakarya İktisat Dergisi hakemli bir dergidir.

Dergide yayınlanan yazı ve makaleler kaynak gösterilmek şartıyla iktibas edilebilir. Yazı ve makalelerin tüm sorumluluğu yazarına / yazarlarına aittir.

Dergimiz EBSCO İndeksi tarafından taranmaktadır.

Dergimiz ASI İndeksi tarafından taranmaktadır.

Dergimiz ASOS İndeksi tarafından taranmaktadır.

Dergimiz Akademik Dizin İndeksi tarafından taranmaktadır.

DANIŞMA KURULU

Prof. Dr.Erinç Yeldan - Bilkent Üniversitesi
Prof. Dr.Eser Karakaş - Bahçeşehir Üniversitesi
Prof. Dr. Engin Yıldırım - Anayasa Mahkemesi
Prof. Dr. Ömer Anayurt - Yüksek Öğretim Kurulu
Prof.Dr. Salih Şimşek -Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. Mehmet Duman -Artvin Çoruh Üniversitesi
Prof.Dr. Musa Eken -Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. Sami Güçlü -Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. Mehmet Barca -Yıldırım Beyazıt Üniversitesi
Prof.Dr. Çoşkun Çakır -İstanbul Şehir Üniversitesi
Prof.Dr. Aziz Kutlar -Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. Salih Barışık -Gaziosmanpaşa Üniversitesi
Prof.Dr. Mustafa Akal -Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. Ekrem Gül - Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. M.Kemal Aydın -Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. Veysel Bilgiç -Güvenlik Akademisi
Prof.Dr. Halis Çetin -Cumhuriyet Üniversitesi
Prof.Dr. Recai Çoşkun -Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. Remzi Altunışık - Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. Mustafa Delican -İstanbul Üniversitesi
Prof.Dr. Fatih Doğanoglu -Adıyaman Üniversitesi
Prof.Dr. Davut Dursun -Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. Ekrem Erdem -Erciyes Üniversitesi
Prof.Dr. B. Zafer Erdoğan -Anadolu Üniversitesi
Prof.Dr. İbrahim Güngör -Akdeniz Üniversitesi
Prof.Dr. Tevfik Güran -İstanbul Üniversitesi
Prof.Dr. Alper.E Güvel -Çukurova Üniversitesi
Prof.Dr. Kemal İnat -Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. Ahmet İncekara - İstanbul Üniversitesi
Prof.Dr. Ahmet Kala -İstanbul Üniversitesi
Prof.Dr. Mahmut Kartal -Bartın Üniversitesi
Prof.Dr. Cüneyt Koyuncu -Bilecik Üniversitesi
Prof.Dr. Mustafa Özer -Anadolu Üniversitesi
Prof.Dr. Onur Özsoy -Ankara Üniversitesi
Prof.Dr. Selahattin Sarı -Beykent Üniversitesi
Prof.Dr. Ali Yılmaz - İnönü Üniversitesi
Prof.Dr. Recep Tarı -Kocaeli Üniversitesi
Prof.Dr. Ömer Torlak -Eskişehir Osmangazi Üniversitesi
Prof.Dr. Yusuf Tuna -İstanbul Ticaret Üniversitesi
Prof.Dr. Veysel Ulusoy -İstanbul Aydın Üniversitesi
Prof.Dr. Hasan Vergil -Zonguldak Karaelmas Üniversitesi
Prof.Dr. Kemal Yıldırım -Anadolu Üniversitesi
Prof.Dr. Gültekin Yıldız -Sakarya Üniversitesi

Prof.Dr. Rasim Yılmaz -Namık Kemal Üniversitesi
Prof.Dr. Halil Kalabalık - Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. Adem Uğur - Sakarya Üniversitesi
Prof. Dr. Ersan Bocutoğlu- Karadeniz Teknik Üniversitesi
Prof.Dr. Hamza Al - Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. Muzaffer Aydemir -Yıldız Teknik Üniversitesi
Prof.Dr. Halil İbrahim Aydınllı - Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. Yüksel Birinci – Siirt Üniversitesi
Prof.Dr. Hamza Çeştepe -Zonguldak Karaelmas Üniversitesi
Prof.Dr. Kazım Develioğlu -Akdeniz Üniversitesi
Prof.Dr. Burhanettin Duran -İstanbul Şehir Üniversitesi
Prof.Dr. Cem Saatçioğlu -İstanbul Üniversitesi
Prof.Dr. Naci Tolga Saruç -İstanbul Üniversitesi
Prof.Dr. Fuat Sekmen -Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. Hasan Tutar -Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. Habib Yıldız -Sakarya Üniversitesi
Prof.Dr. Seyit Köse -Abant İzzet Baysal Üniversitesi
Prof.Dr. Abdullah Yılmaz - Balıkesir Üniversitesi
Doç.Dr. Sezgin Açıkalm -Anadolu Üniversitesi
Doç.Dr. Fehim Bakırcı -Atatürk Üniversitesi
Doç.Dr. Tahsin Bakırtaş -Sakarya Üniversitesi
Doç.Dr. Mahmut Bilen -Sakarya Üniversitesi
Doç.Dr. Yaşar Bülbül -İstanbul Üniversitesi
Doç.Dr. Şuayyip Çalış -Sakarya Üniversitesi
Doç.Dr. Aykut Ekinci -Bilecik Üniversitesi
Doç.Dr. Bekir Gövdere -Süleyman Demirel Üniversitesi
Doç.Dr. Tuncay Güloğlu - Yalova Üniversitesi
Doç.Dr. Temel Gürdal -Sakarya Üniversitesi
Doç.Dr. Gürkan Haşit -Bilecik Üniversitesi
Doç.Dr. İsa İpçioğlu -Bilecik Üniversitesi
Doç.Dr. Nagihan Oktayer -İstanbul Üniversitesi
Doç.Dr. Abdullah Keskin -Afyon Kocatepe Üniversitesi
Doç.Dr. Handan Yolsal -İstanbul Üniversitesi
Doç.Dr. İbrahim G. Yumuşak -İstanbul Medeniyet Üniversitesi
Doç.Dr. Mustafa Çalışır -Sakarya Üniversitesi

İÇİNDEKİLER

MOĞOLİSTAN'DA DÖVİZ PİYASASININ KOŞULLU FARKLI VARYANS MODELLERİYLE TAHMİNİ

Aziz KUTLAR/Batzorig GANBOLD

1-27

PETROLE BAĞIMLI ÜLKELERDE PETROL FİYATLARININ SANAYİ ÜRETİMİNE ETKİSİ: PANEL NEDENSELLİK ÇALIŞMASI

Hilal GÜNDOĞAN/ Dilek TOK

28-43

TÜRKİYEDE PARASAL AKTARIM MEKANİZMASI; 1994-2017 DÖNEMİ

Hüseyin SEVER

44-68

TÜRK KAMU BÜTÇELEME SÜRECİNDE ARTTIRIMCILIK: 1985-2015 YILLARI ARASI EKONOMETRİK BİR ANALİZ

Tayfun MOĞOL/Süleyman KASAL

69-91

TEMETTÜ ÖDEME DUYURULARININ HİSSE SENEDİ FİYATLARINA ETKİSİNİN ÖLÇÜLMESİ: BORSA İSTANBUL'DA BİR UYGULAMA

Şakir SAKARYA/Nevzat ÇALIŞ/Mehmet Arif KAYACAN

92-106

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 asimetric 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 yitirilmekte 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:

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

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

AR modelinden ε_t burada bir beyaz gürültü süreci olmalıdır. Yani y_t 'nin sabit varyansı σ^2 'dir. Ama σ_t^2 zamandan bağımlı olduğundan dolayı farklı varyansı olacaktır. Bunu aşağıdaki yollarla da gösterilebilir.

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

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

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

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

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

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

ARCH süreçlerinin özellikleri

Eşitlik-6 σ_t^2 , t-1 dönemindeki mevcut bilgilere dayanmaktadır ve ε_t^2 tahmin olarak kabul edilir. Tabii ki, tahmin edilen σ_t^2 her zaman ε_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 ε_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 ε_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 ε_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 α_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, μ_{t-i} pozitif olduğunda (iyi haber), $(1 + \gamma_i)|\mu_{t-i}|$: dir: μ_{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- Otoresif hareketli ortalamalar modeli

Çoğu durumda seriler tek başına AR(p) veya MA(q) süreçleri tarafından ifade edilmezler. Bu seriler otoresif 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 μ_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.

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

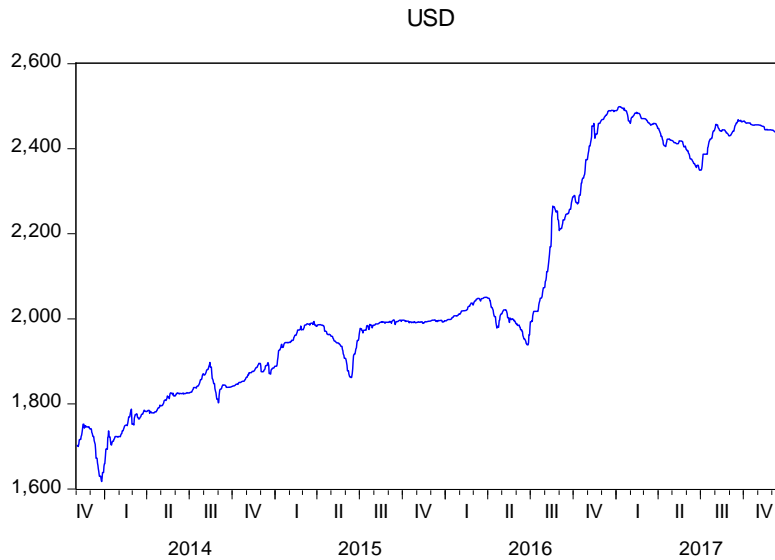
Bazı çalışmalarda, Cholesky'nin ayrıştırması yaygın olarak kullanılır veya bu kısıtları, değişkenlerin endojen olarak sınıflandırılmasıyla belirlenir.

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.

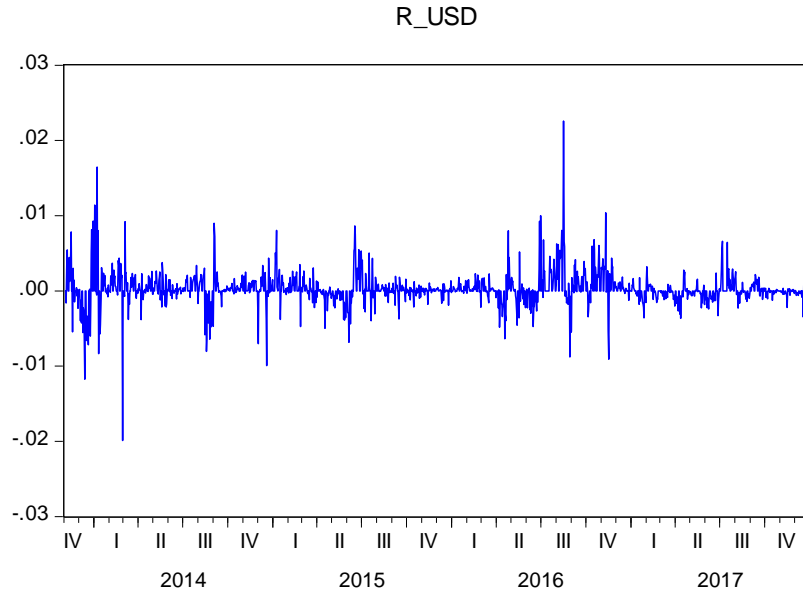
Döviz kuru için en uygun ARCH süreçleri modellerinin belirlenmesinde ilk olarak yapılması gereken döviz kuru getiri serisinin oluşturulmasıdır. Döviz kurunu daha istikrarlı bir şekilde belirlemek için döviz kurunun doğal logaritması alınmaktadır. ε_t herhangi bir t dönemindeki döviz kuru değeri olsun.

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

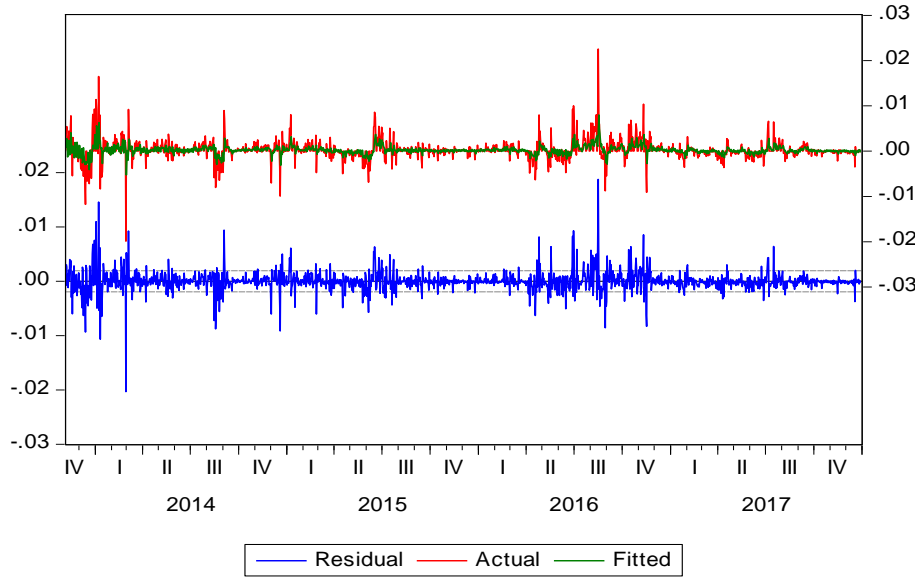
AR / MA	0	1	2	3	4	5
0	-9.453833	-9.556249	-9.581670	-9.583208	-9.605073	-9.606401
1	-9.585411	-9.607980	-9.613945	-9.612678	-9.617588	-9.618236
2	-9.595242	-9.614342	-9.608417	-9.616710	-9.617285	-9.617194
3	-9.599210	-9.613440	-9.614333	-9.621574	-9.620276	-9.619343
4	-9.615864	-9.614911	-9.615014	-9.620286	-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 değerlendirilmiştir. 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
ω - (Sabit)	1.03E-06 31.81940	- -	-1.065974 -18.90982	6.66E-08 11.41691
α - (ε_{t-1}^2)	1.644194 19.34597	0.062789 43.23229	0.001465 0.111070	0.328702 17.17585
β - (σ_{t-1}^2)	- -	0.937211 645.2985	0.941125 246.3282	0.742413 82.76200
Kaldıraç effect- γ	- -	- -	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			

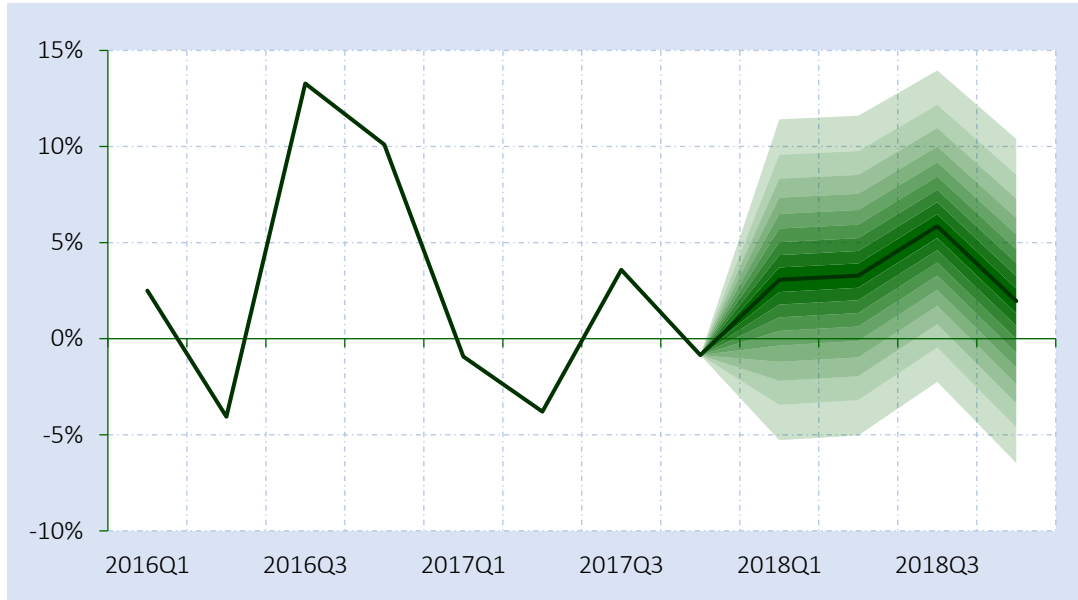
Bu nedenle, SARIMA modeli ile analiz edilmeye devam edilebilmektedir. SARIMA analizinin en iyi modeli olarak SARIMA (4,1,4) çıkmıştır. Tablo-6’da modelin bir sonucu olarak, döviz kuru getirisi önceki 4 çeyrek getirisine ve şok oranına bağlıdır. Önceki mevsimsel etkisine de bağlıdır. Bu modelin R2, %56 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'dır. 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: Π_t^{china} - Çin'in GSYH yıllık büyüme (talep şokları), Π_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, Δe_t - Nominal döviz kurunun yıllık büyüme, Π_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 eder. Bu nedenle döviz kurunu etkileyen faktörlerden biridir. Moğolistan, tüketici ürünlerinin %80'i Çinden ithal eder. 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 etkilir. Modelde, bakır fiyat değişiklikleri ihracat gelirlerini etkilir. 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 etkilir. 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

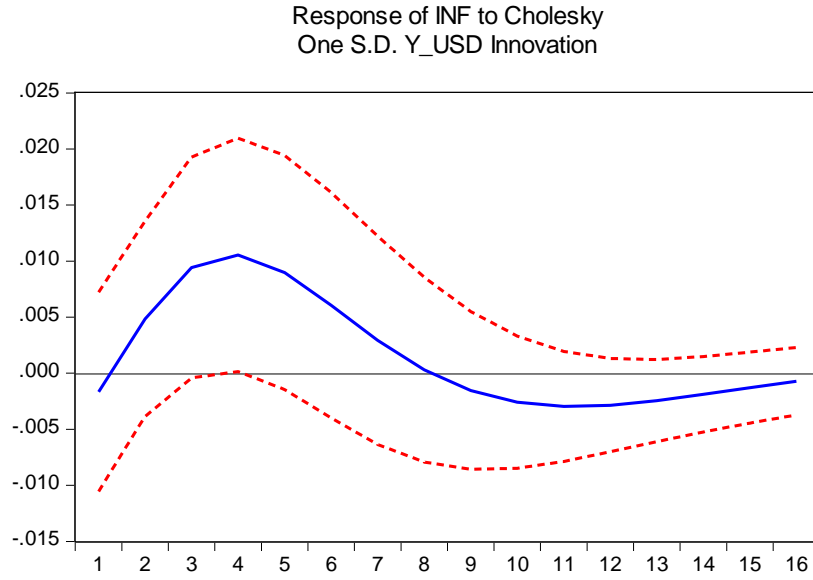
Tablo 9: Değişken açıklaması ve kaynağı

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 (Π_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 (Δe_t)	ortalama döviz kuru yıllık değişimi	katsayıya göre	BoM
Yıllık enflasyon (Π_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.

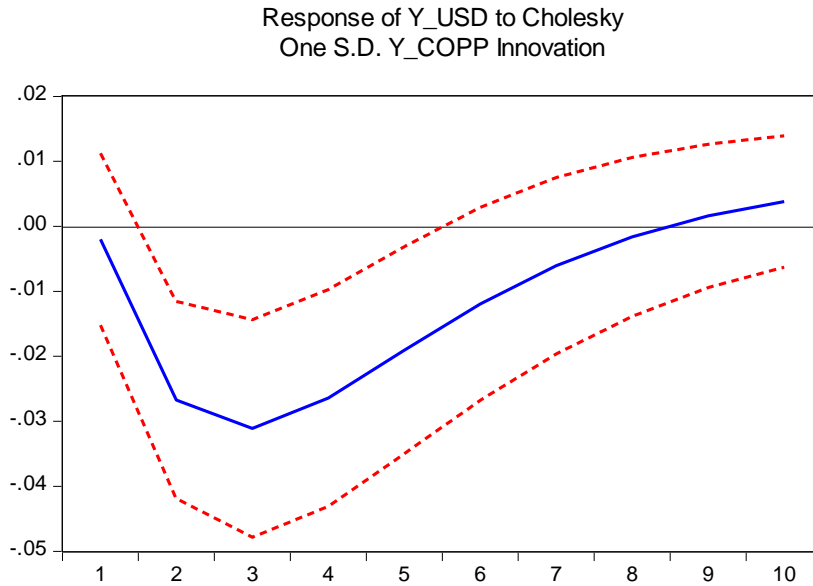
Etki tepki fonksiyonu

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

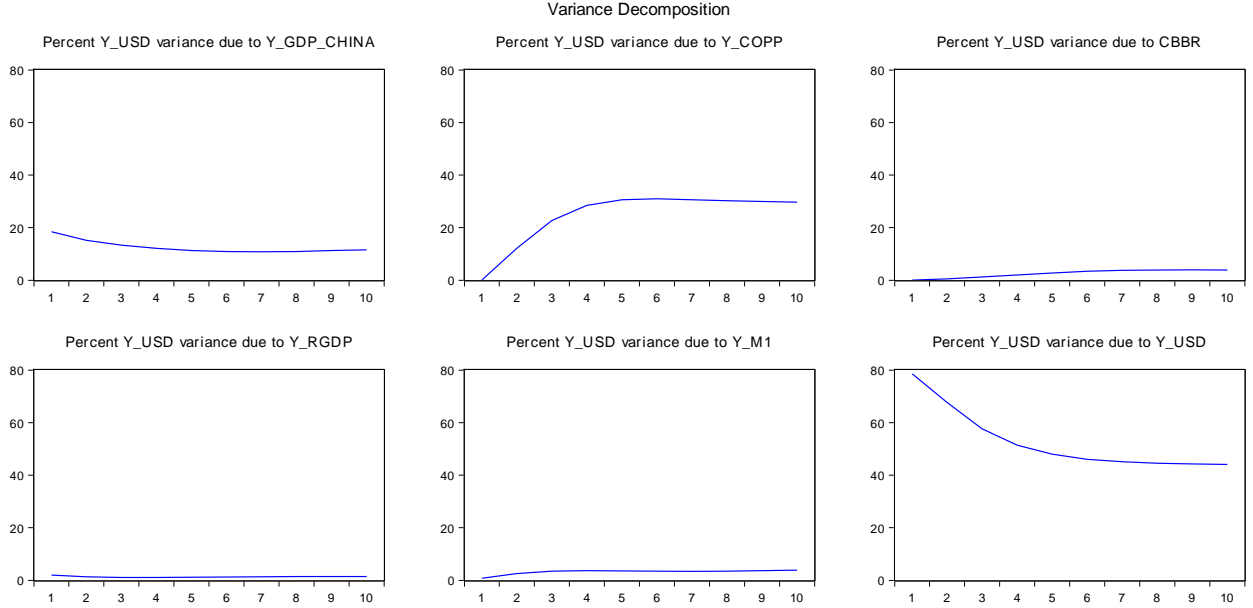
Grafik-6'daki yıllık bakır fiyat şoku, yerli ekonomide döviz arzını artırmaktadır. Bu ayda bakır fiyatının bir şok olmuştur. 4.5 ay sonra MNT'a karşı ABD dolar değerini kaybedecektir. Bu etkisi 7-9 ay sonra en yüksek seviyede ulaşip 2 yıl sonra etkisi yok olacaktır.



Grafik 6: Bakır Fiyatın Etki Tepki Fonksiyonu

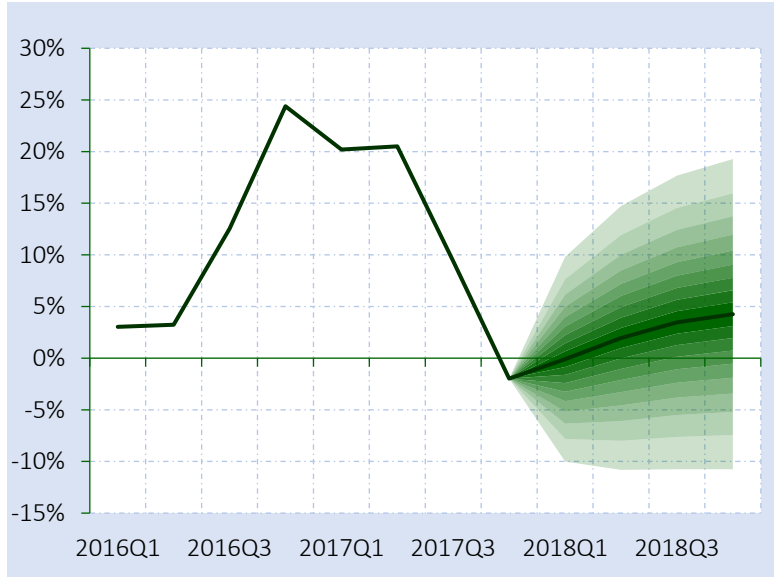
Varyans ayrıştırma

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 /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

PETROLE BAĞIMLI ÜLKELERDE PETROL FİYATLARININ SANAYİ ÜRETİMİNE ETKİSİ:

PANEL NEDENSELLİK ÇALIŞMASI

Hilal GÜNDOĞAN¹ - Dilek TOK²

ÖZET

Petrol ülkelerin ekonomik kalkınma ve gelişmelerinde önemli bir unsurdur. Enerji kaynakları içinde petrol gibi yenilenemez enerji kaynaklarının sanayi üretiminde kullanılması petrol fiyatlarındaki değişikliklerden etkilenilmesi anlamına gelmektedir. Bu amaçla petrole bağımlı olan ülkelere petrol fiyatlarındaki değişimin yine bu ülkelerin sanayi üretimleri üzerindeki etkisi araştırılmıştır. 2000-2015 yılları arası çeyreklik veriler kullanılan çalışmada en çok petrol ithal eden 15 ülkenin³ sanayi üretim endeksleri ile ham petrol varil fiyatı arasındaki uzun dönemli ilişki Pedroni (1999), Kao (1999) ve Johansen Fisher eşbütünleşme analizi yardımıyla incelenmiştir. Bu iki değişken arasında uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif ilişki olduğu görülmüştür. Daha sonra sanayi üretim endeksi ve ham petrol varil fiyatı arasındaki uzun dönemli ilişkiyle ilgili çıkarımda bulunabilmek için düzenlenmiş/geliştirilmiş en küçük kareler yöntemi (Fully Modified Ordinary Least Squares-FMOLS) ve dinamik en küçük kareler yöntemi (Dynamic Ordinary Least Square-DOLS) uygulanmış ve katsayı her iki yöntemde de 0.47 olarak tahmin edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Petrol Fiyatı, Ekonomik Büyüme, Sanayi Üretim Endeksi, Panel Eşbütünleşme

Effect of The Oil Prices on The Industrial Production In Oil-Dependent Countries:

Panel Cointegration Application

Hilal GÜNDOĞAN - Dilek TOK

ABSTRACT

Petroleum is an important source of economic growth and development. Used in the industrial production of non-renewable energy sources like oil in the energy supply it means to be influenced by changes in oil prices. The purpose is to investigate the impact on the oil-dependent country's industrial production changes in oil prices. Long-term relationship between crude oil price per barrel and industrial production index of the most oil-importing 15 countries is analyzed by Pedroni(1999), Kao(1999) and Johansen Fisher cointegration tests. Quarterly data from 2000-2015 is used in the

¹ Arş.Gör., Sakarya Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi İktisat

² Arş.Gör. Sakarya Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi İktisat

³ ABD, Japonya, Çin, Almanya, Güney Kore, Hindistan, Fransa, İspanya, İtalya, Tayvan, Singapur, Hollanda, Belçika, Türkiye ve Tayland

study and the long term relationship between these two variables is found that is statistically significant and positive. Then FMOLS and DOLS methods is applied for inference about the long-term relationship between crude oil price for barrel and industrial production index and coefficients are estimated to be at 0.47 in both methods.

Keywords: Oil price, Economic Growth, The Industrial Production Index, Panel Cointegration

1. GİRİŞ

Tarihte yaşanan petrol krizleri incelendiğinde petrol fiyatlarında yaşanan şokun öncelikle tüketim ve yatırım mallarına olan talebi azaltması yolu ile ülke gelirini etkilediği görülmektedir (Hamilton,1988). Bunun yanı sıra petrol imalat sanayiinde hem üretim girdisi hem de enerji kaynağı olarak önemli girdilerdendir. Buna bağlı olarak petrol talebi her geçen gün artarken petrol arzının sınırlı olması gelecekte petrol fiyatlarının artması sonucunu doğurmaktadır. Petrol fiyatlarının artması petrol ithal eden ülkelerde döviz rezervlerinin azalması yoluyla ülkelerin cari işlemler dengesini etkilediği gibi önemli bir maliyet unsuru olmasından dolayı reel sektörü de büyük ölçüde etkilemektedir.

Petrol fiyatındaki değişim petrol ithal eden ve ihraç eden ülkelerde farklı sonuçlar ortaya çıkarmaktadır. Petrol fiyatlarındaki artış petrol ihraç eden ülkelerde döviz gelirini artırarak, reel gelir düzeyini yükseltmekte cari işlemler fazlası oluşturmaktadır (Yanar, 2014:10-12). Petrol fiyatlarındaki artış petrol bağımlılığı yüksek ithalatçı ülkelerde ise girdi maliyetini artırarak fiyatları yükseltmekte, döviz rezervlerini azaltmakta, cari açığı artırarak reel gelirleri azaltmaktadır. Özellikle Türkiye gibi cari açıklarını borçlanarak kapatan ülkelerde petrol fiyat artışı makroekonomik istikrarsızlık doğurabilmektedir. Petrol fiyatları arttığında petrol ihraç eden ülkelerin ise reel gelirleri artmaktadır. Dolayısıyla petrol fiyatlarındaki artış petrol ithal eden ülkelere petrol ihraç eden ülkelere doğru gelir transferine yol açarak uluslararası gelir dağılımı adaletsizliğinin artmasına neden olmaktadır (Iwayemi ve Fowowe,2011:603).

Petrol fiyatlarındaki değişikliğin petrol bağımlılığı yüksek ülkelerin üretimlerinde ve dolayısıyla reel gelirlerinde önemli değişiklik yaratmasını önlemek için petrole alternatif enerji kaynaklarına yönelmesi, petrole bağımlılık düzeylerinin düşürülmesi gerekmektedir.

Ham petrol fiyatlarının artması petrol ithalatı yapan ülkelerde üretim maliyetlerini artırarak maliyet enflasyonu yaratmaktadır. Üretim maliyeti artan firmalar bunu satış fiyatına yansıtmakta bu durum tüketici refahını olumsuz yönde etkilemektedir (Özdemir ve Akgül,2015:367). Petrol gibi endüstriyel üretimde önemli bir girdinin fiyatında meydana gelen değişim sanayi üretimini doğrudan etkilemektedir.

Çalışmamızda en çok petrol ithal eden 15 ülkede petrol fiyatlarındaki değişimin yine bu ülkelerin sanayi üretimleri üzerindeki etkisi panel eşbütünleşme yöntemleriyle incelenmiştir. Daha sonra sanayi üretim endeksi ve ham petrol varil fiyatı arasındaki uzun dönemli ilişkiyle ilgili çıkarımda bulunabilmek için FMOLS ve DOLS yönetimi uygulanmıştır.

2. LİTERATÜR ÖZETİ

Petrol fiyatları ile genel makroekonomik görünüm arasındaki ilişkiyi İkinci Dünya Savaşından OPEC krizine kadar inceleyen Hamilton (1983), 1948-72 döneminde Amerikan ekonomisinde yaşanan resesyona petrol şokları arasında anlamlı bir ilişki gözlemlemiştir. Hamilton (1983) ayrıca OPEC sonrası ekonomilerin çoğunun da petrol fiyatlarındaki artıştan etkileneceğini dile getirmiştir.

Hamilton (1983) çalışmasında petrol fiyatları ile altı temel makroekonomik değişken arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik analiziyle incelemiş ve 1948-72 dönemi için petrol fiyatları ile reel GSMH ve işsizlik arasında ilişkiye rastlamıştır. Daha sonra Mork (1989) tarafından yapılan çalışmada da Hamilton (1983)'a atıfta bulunulmuş ve petrol fiyatları ile ekonomik performans arasında asimetric ilişki olduğu sonucuna varılmıştır. Hooker (1996) ise çalışmasında Hamilton (1983) ve Mork (1989)'a atıfta bulunarak petrol fiyatları ile makroekonomik performans arasında anlamlı bir ilişki olmadığını ileri sürmüştür. Ancak 1986 yılından bu yana petrol fiyatlarındaki artış devamında reel gelirden gözlemlenen azalışlar Mork (1989)'un çalışmasını doğrular nitelikte değildir (Hamilton,1996). Hamilton (1996) çalışmasında petrol şoklarının talebi etkileyerek makroekonomik değişkenleri etkilemekte olduğunu belirtmektedir. Hamilton (1996) petrol fiyatlarındaki artışın makroekonomiyi negatif etkilerken; petrol fiyatlarındaki azalışın makroekonomiyi pozitif yönde etkilediğini dile getirmiştir.

Petrol fiyatlarındaki dalgalanma ile makroekonomik performans arasındaki ilişkiyi inceleyen diğer bir çalışma Ferderer (1990) tarafından yapılmıştır. Ferderer (1990) çalışmasında Amerikan ekonomisinde petrol fiyatlarındaki değişim ile reel GSMH arasında asimetric bir ilişki olduğu sonucuna varmıştır.

Burbidge ve Harrison (1984) petrol fiyat artışlarının etkilerini 1961-1982 döneminde OECD üyesi 5 ülke (ABD, Japonya, İngiltere, Almanya, Kanada) için yedi değişkenli VAR modeli ile analiz etmiştir. Petrol fiyatlarında yaşanan şokun değişkenler üzerindeki etkisi etki-tepki fonksiyonlarıyla incelenmiş ve 1973 petrol krizi sonrası petrol fiyatlarında yaşanan artışın endüstriyel üretimde düşüşe neden olduğu sonucuna varmıştır. Petrol fiyatlarının endüstriyel üretim üzerindeki etkisi ABD ve İngiltere'de fazlayken; Japonya, Almanya ve Kanada'da daha az olduğu gözlemlenmiştir.

Cunado ve Gracia (2003) çalışmalarında 1960-1999 çeyrek dönemlik verilerle 15 Avrupa ülkesinde petrol fiyatındaki değişimin enflasyon ve sanayi üretimi üzerindeki etkilerini yapısal kırılmalı eş bütünleşme testiyle analiz etmişlerdir.

Çalışma petrol fiyatındaki değişikliğin enflasyon üzerinde önemli bir etkisinin olmadığını gösterirken; sanayi üretiminde ters yönlü etki ortaya çıkardığını göstermiştir. Ayrıca petrol fiyatı şoklarına ülkelerin verdikleri tepkilerin önemli farklılık gösterdiği gözlemlenmiştir. Cunado ve Gracia (2004) makalelerinde ise 1975-2002 döneminde 6 Asya ülkesi için petrol fiyatlarında meydana gelen değişikliğin ekonomik faaliyetler ve tüketici indeksleri üzerindeki etkisini incelemiştir. Petrol fiyatlarındaki değişikliğin ekonomik faaliyetler üzerindeki etkisi kısa dönemde sınırlı olup; uzun dönemde petrol fiyatlarındaki değişiklik ile ekonomik faaliyetler arasında ilişki olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Petrol fiyatlarındaki değişikliğin analiz edilen ülkelerde tüketici fiyat indeksleri üzerindeyse önemli bir etkiye sahip olduğu sonucuna varmışlardır. Çalışmaya göre petrol fiyatlarındaki değişikliğin ekonomik faaliyetler üzerindeki etkisinin de petrol ithal eden ve ihraç eden ülkelere göre değişebileceğini bu bakımdan genişletilmiş bir analizin yapılması gerektiğini ve tek bir sonuca ulaşmanın mümkün olmadığını belirtmiştir.

Lee ve Ni (2002), VAR modeli yardımıyla farklı endüstrilerde petrol fiyatındaki değişikliklerin etkisi araştırılmıştır. Ele alınan endüstriler içinde petrol girdisini yoğun kullanan endüstrilerde petrol fiyatındaki değişiklik arzı etkilerken diğer endüstrilerde (petrol girdisini yoğun olarak kullanmayan) petrol fiyatındaki değişiklik talebi etkilemektedir. Örneğin petrol rafinerisi ve endüstriyel kimyasal endüstrilerinde petrol fiyatındaki değişiklik arzı etkilemekteyken; otomotiv endüstrisinde talebi etkilemektedir.

Abeysinghe (2001), VARX yöntemi kullanarak 1982-2000 döneminde 12 ülkenin GSYİH büyümesinde petrol fiyatlarının dolaylı ve doğrudan etkilerini araştırmıştır. Alınan 12 ülke ASEAN4 (Endonezya, Malezya, Filipinler ve Tayland), NIE4 (Hong Kong, Güney Kore, Singapur ve Tayvan), Çin, Japonya, ABD ve OECD ülkelerinin kalanını bir grup olarak ele almıştır. Malezya ve Endonezya net petrol ihracatçısı iken diğer ülkeler net petrol ithalatçısıdır ayrıca Singapur Malezya ve Endonezya'nın ticaret ortağıdır. Çin petrol üreticisi olmasına karşın net petrol ithalatçısıdır bu bakımdan Çin'in petrol fiyatındaki artıştan negatif etkisi diğer petrol ithalatçısı ülkelerden daha azdır. Petrol fiyatındaki artış petrol ithal eden ülkelerin GSYİH büyümesini negatif etkilerken petrol ihraç eden ülkelerin GSYİH büyümesini pozitif etkilemektedir. Bu sonuç, petrol fiyatlarındaki değişimin ihracatçı ve ithalatçı ülkeler arasında gelir transferine neden olduğunu göstermektedir.

Hamilton (2003) çalışmasında petrol fiyatları ile GSYİH arasındaki negatif ilişkiden bahsetmektedir. Enerji fiyatları artınca üretim, istihdam ve reel ücret azalmaktadır. Hamilton (2003)'a göre petrol fiyatlarındaki değişim ekonomi üzerinde istatistiksel olarak güçlü bir etkiye sahiptir. Ayrıca beş büyük şokun; askeri mücadeleler, savaş, savaş beklentisi, psikolojik etki, para politikası yönetiminin petrol fiyatlarını değiştirerek makro ekonomiyi etkilediğini belirtmiştir.

Farzanegan ve Markwardt (2009) çalışmasında petrol fiyatlarında yaşanan şokun İran ekonomisindeki temel makro ekonomik değişkenler üzerindeki etkisini VAR analiziyle araştırmıştır. Analiz sonuçlarına göre petrol fiyatlarında yaşanan şok enflasyonu artırırken, sınai üretim üzerinde pozitif etkiye sahiptir. Ayrıca petrol fiyatlarındaki bu şoklar İran ekonomisinde Hollanda hastalığı sendromuna yol açmaktadır.

Iwayemi ve Fowowe (2010) 1985-2007 dönemi için petrol ihracatçısı gelişmekte olan ülke olan Nijerya'da petrol fiyatındaki değişikliğin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisini Granger nedensellik, etki tepki fonksiyonları, varyans ayrıştırma yöntemlerini kullanarak analiz etmiş ve petrol fiyatındaki değişikliğin Nijerya'nın çoğu makroekonomik değişkeni üzerinde büyük bir etkiye yol açmadığı sonucuna varmışlardır.

Öksüzler ve İpek (2011) çalışmasında petrol fiyatındaki değişikliklerin Türkiye'nin enflasyon ve büyüme değişkenleri üzerindeki etkilerini 1987-2010 dönemi için VAR modeliyle analiz etmiştir. Çalışmaya göre petrol fiyatlarındaki pozitif şokun büyüme ve enflasyonu pozitif etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Benzer bir çalışmada Özsağır vd.(2011) ham petrol fiyatlarındaki değişkenlik ile Türkiye'nin GSYİH'si üzerine etkisini incelemek için 1987-2007 dönemini Angle-Granger ve Johansen yöntemi kullanarak incelemiş ve petrol fiyatlarındaki değişimin Türkiye'nin GSYİH'si üzerinde pozitif etkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Yaylalı ve Lebe (2012) çalışmasında ithal ham petrol fiyatlarının Türkiye'deki makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini incelemek için 1986-2010 dönemini kapsayan çeyreklik verilere VAR analizi uygulamıştır. Para politikası değişkeni olarak; bankalar arası faiz oranı, para arzı değişkenlerinin yanı sıra, sanayi üretim endeksi, enflasyon oranı ve döviz kuru gibi temel makro ekonomik değişkenler ele alınmıştır. Ham petrol fiyatlarının özellikle para arzı üzerinde belirleyici olduğu ayrıca fiyatlar genel seviyesindeki değişimlerin de önemli bir nedeni olduğu sonucuna varmışlardır. Türkiye'de ham petrol ve benzin fiyatlarının sanayi üretimi üzerindeki etkilerini araştıran bir diğer çalışma Özdemir ve Akgül (2015) tarafından yapılmıştır. Bu çalışmada ham petrol ve benzin fiyatlarının sanayi üretimine etkisi MS-VAR analizi yardımıyla 2005-2014 dönemi için incelenmiştir. Özdemir ve Akgül (2015) çalışmasında dönemi iki farklı döneme ayırmış ve sanayi üretim endeksi ile petrol fiyatlarındaki değişimin bu dönemlerde farklı özellikler gösterdiği sonucuna varmışlardır. İlk dönemde benzin fiyatlarındaki oynaklığın sanayi üretimindeki oynaklığa göre daha fazla iken, ikinci dönemde durum tam tersini göstermiştir. Bu sonucu da kriz dönemlerinde krizin nedeni olarak ham petrol ve benzin fiyatlarındaki değişim ile açıklamışlardır. Büyüme dönemine geçildiğindeyse petrol ve benzin fiyatlarındaki oynaklık düşmekte ve ekonomide üretim artmaktadır.

Akıncı ve diğerleri (2012) 1980-2011 döneminde OPEC ve petrol ithalatçısı ülkelerin petrol fiyatlarıyla ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi panel eş bütünleşme ve

nedensellik analizi ile çalışmışlardır. Çalışmaya göre OPEC ülkelerinde petrol fiyatı artışının ekonomik büyümeyi artırdığı, ithalatçı ülkelerde ise ekonomik büyümeyi azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. Akıncı ve diğerleri (2013) diğer çalışmasında aynı analizi zaman serileriyle yapmışlardır. Çalışmaya göre zaman serisi analizleri bazı petrol ithalatçısı ülkelerde petrol fiyatlarındaki artış ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye neden olduğu, Kiribati’de ise negatif ve anlamlı bir etkiye neden olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Çalışma petrol fiyatı ile ekonomik büyüme arasındaki pozitif ilişkinin OPEC ülkelerinden sadece Birleşik Arap Emirlikleri için geçerli olduğu yönündedir.

Yardımcıoğlu ve Gülmez (2013) çalışmasında 10 OPEC ülkesinde 1970-2011 dönemi için petrol fiyatları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi panel eş bütünleşme ve panel nedensellik ile analiz etmişler, uzun dönemde petrol fiyatları ile ekonomik büyüme arasında karşılıklı olarak anlamlı ve pozitif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Göçer ve Bulut (2015) çalışmalarında petrol fiyatlarındaki değişimin Rusya ekonomisine etkilerini 1992-2014 dönemi için çoklu yapısal kırılmalı eş bütünleşme ve simetrik nedensellik testiyle analiz etmişlerdir. Çalışmaya göre petrol fiyatlarından ihracat, dış ticaret dengesi ve milli gelire doğru nedensellik olduğu sonucuna varmışlardır. Petrol fiyatlarındaki %1’lik artışın Rusya’nın ihracatını %1.01, dış ticaret dengesini %0.27, milli gelirini %0.13 oranında artırdığı sonucunu bulmuşlardır.

Yanar (2014) 1970’li yıllardan itibaren petrol fiyatlarındaki değişimin Orta Doğu ülkelerinin ekonomisine etkileri konusundaki literatür çalışmasında petrol fiyatlarındaki artışın bu ülkelerde ekonomik büyümeyi artırdığından, petrol fiyatlarındaki azalışın ise ekonomik büyümeyi azalttığından bahsetmektedir. Petrol gelirlerine bağımlılığı yüksek olan Orta Doğu ülkelerinde petrol fiyatı artışı döviz gelirini artırmakta buna karşın ulusal paraları değerlendirildiğinden petrol dışı sektörlerin rekabet gücünün azalmakta olduğunu belirtmektedir. Bu çerçevede Yanar (2014) söz konusu ülkelerin ekonomik çeşitliliğinin artırılması gerektiğini savunmaktadır.

3. EKONOMETRİK ANALİZ

3.1. Veri Seti ve Matematiksel Model

Çalışmada en çok petrol ithal eden 15 ülkede⁴ petrol fiyatlarındaki değişimin sanayi üretimi üzerindeki etkisi 2000-2015 dönemi için çeyreklik verilerle incelenmiştir. Analizde kullanılan sanayi üretim endeksi (IPI) ve ham petrol fiyatı (PO) verileri dolar cinsinden Dünya Bankası veritabanından temin edilmiştir. Üzerinde çalışılacak ekonometrik modelin matematiksel formu aşağıdaki gibi ifade edilmiştir;

$$IPI_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it}PO_{it} + u_{it} \quad (1)$$

⁴ ABD, Almanya, Japonya, Çin, Güney Kore, Hindistan, Fransa, İspanya, İtalya, Tayvan, Singapur, Hollanda, Belçika, Türkiye, Tayland

İlk olarak sanayi üretim endeksi (IPI) ve ham petrol fiyatı (PO) verilerine birim kök analizi uygulanmıştır. Daha sonra, sanayi üretim endeksi ve ham petrol fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını incelemek için Pedroni(1999), Kao (1999) ile sabit ve zaman etkilerini dikkate alan Johansen Fisher panel eşbütünleşme analizleri kullanılmıştır. Son olarak bu iki değişken arasındaki uzun dönemli ilişki hakkında yorum yapabilmek için Pedroni (2000) tarafından geliştirilen FMOLS (Full Modified Ordinary Least Square) ve yine Pedroni (2001) tarafından geliştirilen DOLS (Dynamic Ordinary Least Square) yöntemi uygulanmıştır.

3.2.Panel Birim Kök Testleri

Bu çalışmada ortak ve bireysel birim kök testleri olmak üzere petrole bağımlı 15 ülkenin sanayi üretim endeksi serilerine yedi farklı panel birim kök testi uygulanmıştır. (Levin et al. (2002), Breitung (2000), Im et al. (2003), ADF ve PP Fisher Tipi birim kök testleri, Maddala ve Wu (1999), Choi (2001) ve Hadri (1999)).

1. Nesil birim kök testleri olarak adlandırılan bu testlerde panel verilerinin olasılık değeri 0.10 olasılık değerinden küçük olduğu sürece panel veriler durağan kabul edilmektedir. Hatalar arasındaki otokorelasyon sorununu gideren uygun gecikme uzunluğu ise Schwarz bilgi kriterine göre seçilmiştir. Aşağıdaki Tablo 1’de en çok petrol ithal eden 15 ülkenin 2000Q1-201Q2 döneminde sanayi üretim endeksi (IPI) verilerine uygulanan 1. Nesil birim kök test istatistikleri ve olasılık değerleri sonuçları yer almaktadır. Tablo.1’e bakıldığında serilerin 7 birim kök testinden altısına göre sabitli, trendli modelde yüzde 1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu gözlemlenmiştir.

Tablo 1: Panel Birim Kök Test Sonuçları

Method	Test İstatistiği I(0)		Test İstatistiği I(1)	
	Trendsiz	Trendli	Trendsiz	Trendli
Levin et al. t*	0.81(0.79)	-3.07(0.00)***	-13.05(0.00)***	-12.10(0.00)***
Breitung t-stat	-	-0.35(0.36)	-	-12.25(0.00)***
Im et al. W-stat	0.50(0.69)	-4.16(0.00)***	-17.42(0.00)***	-16.25(0.00)***
ADF - Fisher Chi-square	30.95(0.41)	71.38(0.00)***	324.52(0.00)***	274.25(0.00)***
PP - Fisher Chi-square	18.87(0.94)	55.60(0.00)***	497.79(0.00)***	399.49(0.00)***
Hadri Z-stat	20.37(0.00)***	11.71(0.00)***	0.61(0.26)	1.53(0.06)**
Heteroscedastic Consistent Z-stat	15.93(0.00)***	6.19(0.00)***	-0.23(0.59)	4.01(0.00)***

Not: Olasılık değerleri parantez içinde yer almaktadır. *, ** ve *** sırasıyla istatistiksel olarak 10%, 5% ve 1% anlamlılık düzeylerine karşılık gelmektedir.

Ham petrol varil fiyatları her ülke için aynı olduğundan bu seriye birim kök testleri olan ADF, Dickey Fuller GLS, Phillips Perron, KPSS birim kök testleri uygulanmış

ve sonuçları Tablo 2’de gösterilmiştir. Ham petrol varil fiyatının birinci farkında durağan olduğu gözlemlenmektedir.

Tablo 2: Ham Petrol Varil Fiyatlarına Ait Birim Kök Test Sonuçları

Ham Petrol Varil Fiyatlarına Ait Birim Kök Testleri- Düzey ve 1. Farklarda				
Method	Test İstatistiği I(0)		Test İstatistiği I(1)	
	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli
Augmented D-F	-1.50 (0.52)	-3.39 (0.06)*	-6.63 (0.00)***	-6.64 (0.00)***
Dickey-Fuller GLS(ERS)	-0.97 [-2.60 -1.94 -1.61]	-3.36** [-3.73 -3.15 -2.86]	-6.69*** [-2.60 -1.94 -1.61]	-6.69*** [-3.73 -3.16 -2.86]
Phillips-Perron	-1.61 (0.46)	-2.06 (0.55)	-5.51 (0.00)***	-5.55 (0.00)***
KPSS	0.81 [0.73 0.46 0.34]	0.11** [0.21 0.14 0.11]	0.18*** [0.73 0.46 0.34]	0.10*** [0.21 0.14 0.11]

Not: Olasılık değerleri parantez içinde yer almaktadır. Test istatistikleri köşeli parantez içinde yer almaktadır. *, ** ve *** sırasıyla istatistiksel olarak 10%, 5% ve 1% anlamlılık düzeylerine karşılık gelmektedir.

3.3. Panel Eşbütünleşme Testleri

Uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı Pedroni, Kao ve Johansen Fisher eşbütünleşme testi yardımıyla incelenmiştir. Pedroni 1997, 1999, 2000 ve 2004 yıllarında eşbütünleşme analizlerinde hetorejenliğe izin veren birkaç test önerisi ileri sürmüştür (Asteriou, 2007:373). Pedroni’nin geliştirdiği bu test hem kısa dönemde hem de uzun dönemde kointegre olmuş vektörler arasında heterojenliğe izin verir. Kao (1999) eşbütünleşme testi de kointegrasyon vektörlerinin arasındaki heterojenliği kabul eder ancak asimtotik denklik nedeniyle bağımsız değişkenlerin endojenliği kuralı ihlal edilir. Pedroni (1999) eşbütünleşme regresyon denklemi aşağıdaki gibi regresyon denklemi ile temsil edilir;

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_{it} + \beta_{1i}x_{1it} + \beta_{2i}x_{2it} + \dots + \beta_{Mi}x_{Mit} + e_{i,t} \quad ; \quad t=1,\dots, T=1,\dots,N, \\ m=1,\dots,M \quad (2)$$

Denklem 2’de yer alan T ; gözlem sayısını, N ; panelde yer alan birey sayısını, M ; regresyon değişken sayısını temsil eder. Panelde N tane birey olduğundan, her M tane regresöre N farklı denklem olacaktır. $\beta_{1i} + \beta_{2i} + \dots + \beta_{Mi}$ ise panelde yer alan bireyler arasındaki farklılıkları temsil eden katsayılardır. α_i parametresi ise parametre bireyleri arasındaki farklılığa izin veren sabit etkiler parametresidir. Bu parametreye ek olarak panelde bireyler arasında deterministik trend söz konusu ise denkleme δ_{it} parametresi de eklenir.

Sanayi üretim endeksi ve ham petrol varil fiyatı arasında uzun dönemli ilişkiyi araştırdığımız Pedroni eşbütünleşme testine göre “ H_0 : Seriler arasında eşbütünleşme yoktur” hipotezi reddedilmiştir. Tablo 3’deki test sonuçlarından panel istatistiklerinin dördü de %1 anlamlılık seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Grup istatistiklerinden üçü de yine %1 anlamlılık seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Pedroni Eşbütünleşme testi sonuçları genel olarak değerlendirildiğinde hem panel hem de grup istatistiklerini oluşturan yedi teste göre seriler arasında kuvvetli bir eşbütünleşme ilişkisini göstermektedir (Baltagi, 2000).

Tablo 3: Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları ve Değerlendirilmesi

$IPI_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it}PO_{it} + u_{it}$				
Pedroni’s Panel Eşbütünleşme Test Sonuçları				
(Boyut İçinde)				
	t- istatistiği	Olasılık Değeri	Ağırlıklandırılmış t-istatistiği	Olasılık Değeri
Panel v-İstatistiği	12.88	0.00***	3.67	0.00***
Panel rho- İstatistiği	-11.45	0.00***	-4.38	0.00***
Panel PP-İstatistiği	-9.05	0.00***	-4.07	0.00***
Panel ADF- İstatistiği	-2.18	0.01***	-2.22	0.01***
(Boyutlar Arasında)				
	t- İstatistiği	Olasılık Değeri		
Group rho- İstatistiği	-3.82	0.00***		
Group PP- İstatistiği	-4.19	0.00***		
Group ADF- İstatistiği	-2.21	0.01***		
Kao’s Panel Eşbütünleşme Test Sonuçları				
		t-İstatistiği	Olasılık Değeri	
ADF		2.22	0.01***	
Artık Varyans		40.60		
HAC Varyans		66.00		
Johansen Fisher’s Panel Eşbütünleşme Test Sonuçları				
Hesaplanan CE(s) sayıları	Fisher İstastığı.* (fromtrace test)	Olasılık Değeri	Fisher İstatistiği.* (frommax-eigen test)	Olasılık Değeri
Hiçbiri	114.0	0.00***	108.4	0.00***
En fazla 1	48.78	0.01***	48.78	0.01***

Not: *, ** ve *** sırasıyla 10%, 5% and 1% anlamlılık düzeylerini temsil etmektedir. Uygun gecikme uzunluğu Schwarz bilgi kriterine göre seçilmiştir.

Yine Tablo 3’de yer alan Kao eşbütünleşme test sonuçlarına göre “ H_0 : Seriler arasında eşbütünleşme yoktur” hipotezi reddedilmemiştir. Johansen Fisher

eşbütünleşme testine göreyse “ H_0 : Seriler arasında eşbütünleşme yoktur” hipotezi reddedilmiş alternatif hipotez olan “ H_1 : Seriler arasında eşbütünleşme vardır” hipotezi kabul edilmiştir. Böylece en çok petrol ithal eden 15 ülkede sanayi üretim endeksi ve ham petrol varil fiyatı arasında uzun dönemli ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

3.4. Düzenlenmiş/Geliştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (Fully Modified Ordinary Least Squares-FMOLS) ve Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi (Dynamic Ordinary Least Square-DOLS) Katsayıları Bulguları ve Değerlendirilmesi

Eşbütünleşme testleri uygulandıktan sonra petrol fiyatları (PO) ve sanayi üretimi endeksi (IPI) arasındaki uzun dönemli ilişkiyle ilgili çıkarımda bulunabilmek için Pedroni (2000) tarafından geliştirilen, kısa dönemde büyük ölçüde heterojenliğe izin veren asimtotik dağılıma sahip nihai sapmasız katsayıyı hesaplamak amacıyla Düzenlenmiş/Geliştirilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (Fully Modified Ordinary Least Squares-FMOLS) ve Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi (Dynamic Ordinary Least Square-DOLS) uygulanmıştır.

FMOLS yönteminde dinamik panelde değişkenler arasındaki ilişki araştırılırken; sabit terim, hata terimi ve değişkenler arasındaki heterojenliğe izin veren korelasyonun derecesi dikkate alınır. Bu amaçla geliştirilen FMOLS yöntemi aşağıdaki panel regresyon modeline dayanır;

$$y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

$$x_{it} = x_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Denklemden (3)'te yer alan y_{it} bağımlı değişken, x_{it} bağımsız değişken ve α_i sabit etkileri temsil eder. Ayrıca paneli oluşturan kesitler asimtotik dağılıma sahiptir. y_{it} ile x_{it} arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisini gösteren denklem (3)'te β ile temsil edilen uzun dönem eşbütünleşme katsayısı tahmin edilecektir (Pedroni, 2015:110). Pedroni (2000) tarafından geliştirilen FMOLS yöntemi uygulandığında bu katsayı 0.47 olarak tahmin edilmiştir. Tablo 4'te gösterilen sonuç pozitif ve istatistiksel olarak %1 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Öyleyse petrole bağımlı olan bu 15 ülkenin genelinde ham petrol varil fiyatında yaşanan %1 oranındaki değişim, sanayi üretim endeksi üzerinde uzun dönemde yaklaşık %0.47 değişmeye neden olacaktır.

Tablo 4: FMOLS ve DOLS ile Eşbütünleşme Katsayıları Bulguları ve Değerlendirilmesi

$IPI_{it} = \alpha_{it} + \beta_{it}PO_{it} + u_{it}$	
FMOLS	
Katsayı	t-İstatistiği
0.4792(0.00)	10.2069
DOLS	
0.4756(0.00)	9.8165

Not: *, ** ve *** sırasıyla 10%, 5% and 1% anlamlılık düzeylerini temsil etmektedir.

Petrol fiyatları ile sanayi üretim endeksi arasındaki ilişkinin nihai sapmasız katsayılarını tahmin etmek üzere uygulanacak diğer bir yöntem Pedroni (2001) tarafından geliştirilen DOLS (DynamicOrdinaryLeastSquare) yöntemidir. DOLS yöntemi küçük örneklerde daha tutarlı sonuç vermektedir. (Breitung, 2005). Bu nedenle çalışmada uzun dönem eşbütünleşme katsayıları tahmin edilirken DOLS yöntemi de kullanılmıştır. DOLS grup ortalama panel tahmincisi yönteminde kullanılan regresyon denklemi ise aşağıdaki gibidir;

$$s_{it} = \alpha_i + \beta_i p_{it} + \sum_{k=-K}^{Ki} \gamma_{ik} \Delta p_{it-k} + \mu_{it}^* \quad (5)$$

Yukarıdaki denklem (5)'ten elde edilen grup ortalama panel DOLS tahmincisi aşağıdaki denklem ile temsil edilir;

$$\hat{\beta}_{GD}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{D,i}^* \quad (6)$$

Yukarıdaki denklem (6)'te yer alan $\hat{\beta}_{GD}^*$ her bir yatay kesit için DOLS tahmininden elde edilen eşbütünleşme katsayısını temsil etmektedir. Grup ortalama panel DOLS tahmincilerine ait t-istatistikleri ise aşağıdaki denklem (7) ile hesaplanmaktadır;

$$t_{\hat{\beta}_{D,i}^*} = (\hat{\beta}_{D,i}^* - \beta_0) (\hat{\sigma}_i^{-2} \sum_{t=1}^T (p_{it} - \bar{p}_i)^2)^{1/2} \quad (7)$$

Pedroni (2001) tarafından geliştirilen DOLS yöntemi uygulandığında bu katsayı da 0.47 olarak tahmin edilmiştir. Tahmin edilen sonuç pozitif ve istatistiksel olarak %1 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Öyleyse FMOLS test sonuçlarında olduğu gibi petrole bağımlı olan bu 15 ülkenin genelinde ham petrol varil fiyatında yaşanan %1 oranındaki değişim, sanayi üretim endeksi üzerinde uzun dönemde yaklaşık %0.47 değişmeye neden olacaktır. Hem FMOLS hem de DOLS katsayılarının pozitif çıkması, uzun dönemde petrol fiyatları ile sanayi üretimi arasında pozitif ilişki olduğunu göstermektedir. Petrol ithalatçısı bu ülkelerin ham petrolü kullanarak ürettikleri mamülleri dış pazara daha yüksek fiyatlara sattığı sonucuna ulaşabiliriz.

SONUÇ

Enerji iktisadi büyümenin temel kaynağıdır. Petrol ise enerji kaynakları içinde en çok kullanılan üretim girdilerinden biridir. Petrol üretiminin sınırlı olması buna karşın talebinin artış trendinde olması bir yandan petrol gibi yenilenemez enerji kaynaklarının tükenmesine diğer yandan petrol fiyatlarının artmasına yol açacaktır. Yenilenemez enerji kaynağı olan petrol fiyatının artması petrole bağımlılığı yüksek ülkeleri hem sanayi üretimlerini hem de talep, enflasyon ve iktisadi büyümelerini etkilemektedir. Buna göre petrol fiyatlarının artması petrole bağımlı ülkelerin sanayi üretimlerini etkilemekte ve üretim maliyetlerini artırarak fiyatlar genel seviyesinin yükselmesine yol açmaktadır. Fiyat artışı tüketicinin refah düzeyini düşürmekte ve talebini azaltarak ekonomik durgunluğa yol açmaktadır. Petrol girdisine bağımlılığı yüksek ülkelerin petrol fiyat değişikliklerine karşı makroekonomik kırılganlığı yüksektir. Bu nedenle petrol ithal eden ülkelerin petrol fiyatı değişikliklerine duyarlılığını en aza indirmek gerekir. Bunun için yenilenemez enerji kaynakları yerine rüzgar, güneş, hidrolik enerji gibi yenilenebilir enerji kaynaklarının geliştirilmesi ve üretime absorbe edilmesi gerekmektedir. Ayrıca petrol tüketiminin tasarruflu kullanımı için teknoloji gelişimi sağlanmalıdır. Yenilenebilir enerji kaynaklarının üretim sürecinde yoğun olarak kullanımı çabaları bir taraftan petrole dış bağımlılığın azalmasına diğer taraftan girdi maliyetlerinin azalmasına yol açarak üretim ve refahın artması dolayısıyla büyümenin artması bakımından önem arz etmektedir.

Literatüre bakıldığında petrol fiyatlarındaki değişimin ekonomiye etkileri büyüme, enflasyon ve sanayi üretimi gibi değişkenler üzerinden incelendiği görülmektedir. Bu çalışmada da en çok petrol ithal eden on beş ülkede petrol fiyatlarındaki değişimin sanayi üretimi arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı ortaya koyulmuştur. Teorik olarak petrol fiyatlarındaki artış ile sanayi üretimi arasında negatif yönlü bir ilişkinin olması beklenmektedir. Nitekim sanayi üretiminde önemli bir üretim girdisi olan ham petrol fiyatındaki artış, firmalara önemli bir maliyet yüklemekte; bu durum ise üretim verimliliğinin düşmesiyle üretim çıktı düzeyini azaltmaktadır. Petrol fiyatlarındaki artışın ekonomik büyüme üzerindeki azaltıcı etkisinin incelendiği çalışmamızda petrol ithalatçısı on beş ülkenin sanayi üretimi ile ham petrol fiyatı arasındaki ilişkinin pozitif yönlü olduğu sonucuna varılmıştır. Bu durum sanayileşme düzeyleri yüksek olan bu ülkelerin ham petrolü işleyerek ürettikleri mamülleri daha karlı bir şekilde dış ülkelere pazarladıkları şeklinde yorumlanabilir.

KAYNAKÇA

Abeyasinghe, T. (2001) “Estimation of Direct and Indirect Impact of Oil Price on Growth”, *Economics Letters*, 73:147-153.

- Akıncı, M. vd. (2012) “Petrol Fiyatları ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: OPEC ve Petrol İthalatçısı Ülkeler İçin Panel Veri Analizi”, *Uludağ Üniversitesi İİBF Dergisi*, 31(2):1-17.
- Akıncı, M. vd. (2013) “Petrol Fiyatları ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: OPEC ve Petrol İthalatçısı Ülkeler İçin Zaman Serisi Analizi”, *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17(1):349-361.
- Asteriou, D. ve Hall S.G. (2007) *Applied Econometrics: A Modern Approach Using Eviews and Microfit Revisited Edition*, PalgraveMacmillan, Newyork, ss.373.
- Baltagi, B.H. vd. (2000) “Nonstationary Panels, Cointegration in Panels: A Survey”, Center for Policy Research Working Paper No.16, http://www.maxwell.syr.edu/uploadedFiles/cpr/publications/working_papers/wp16.pdf (26.04.2016)
- Bayraç, H.N. (2011) “Küresel Enerji Politikaları ve Türkiye: Petrol ve Doğalgaz Kaynakları Açısından Bir Karşılaştırma”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 10(1):115-142.
- Breitung, J. (2000) “The Local Power of Some Unit Root Tests for Panel Data”, <http://edoc.hu-berlin.de/series/sfb-373-papers/1999-69/PDF/69.pdf> (18.05.2016)
- Breitung, J. (2005) “A Parametric Approach to The Estimation of Cointegration Vectors in Panel Data”, *Econometric Reviews*, 24(2), 151-173.
- Burbidge, J. ve Harrison A. (1984) “Testing for the Effects of Oil-Price Rises Using Vector Autoregressions”, *International Economic Review*, 25(2):459-484.
- Choi, I. (2001), “Unit Root Tests for Panel Data”, *Journal of International Money and Finance*, 20: 249-272.
- Cunado, Juncal ve Gracia F.P.D. (2003) “Do Oil Price Shocks Matter? Evidence for Some European Countries”, *Energy Economics*, 25:137-154.
- Cunado, J. ve Gracia F. P.D. (2004) “Oil Prices, Economic Activity and Inflation: Evidence for Some Asian Countries”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 45(1):65-83.
- Farzanegan, M. R. ve Markwardt G. (2009) “The Effect of Oil Price Shocks on The Iranian Economy”, *Energy Economics*, 31:134-151.
- Ferderer, J.P. (1996) “Oil Price Volatility and The Macroeconomy”, *Journal of Macroeconomics*, 18(1):1-26.
- Göçer, İ ve Bulut Ş. (2015) “Petrol Fiyatlarındaki Değişimlerin Rusya Ekonomisine Etkileri: Çoklu yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme ve Simetrik nedensellik Analizi”, *Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi*, 1-28.

- Güler, S. ve Nalın H.T. (2013) “Petrol fiyatlarının İMKB Endeksleri Üzerindeki Etkisi”, *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 9(2):79-97.
- Hadri K. (1999) “Testing for Stationarity in Heterogeneous Panel Data”, *Econometrics Journal*, 3:148–161.
- Hamilton, J.D. (1983) “Oil and the Macroeconomy since World War II”, *Journal of Political Economy*, 91(2):228-248.
- Hamilton, J.D. (1988) “Are the Macroeconomic Effects of Oil-Price Changes Symmetric? : A Comment,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Elsevier, 28(1):369-378.
- Hamilton, J.D. (1996) “This is What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship”, *Journal of Monetary Economics*, 38:215-220.
- Hamilton, J.D. (2003), “What is An Oil Shock?” *Journal of Econometrics*, 113:363-398.
- Hooker, M.A. (1996) “What Happened to the Oil Price-Macroeconomy Relationship?”, *Journal of Monetary Economics*, 39(2):215-220.
- Im, K.S., M.H. Pesaran ve Y. Shin (2003) “Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics*, 115:53-74.
- Iwayemi, A. ve Fowowe B. (2011) “Impact of Oil Price Shocks on Selected Macroeconomic Variables in Nigeria”, *Energy Policy*, 39:603-612.
- Kao C. (1999) “Spurious Regression and Residual-Based Tests for Cointegration in Panel Data”, *Journal of Econometrics*, 90:1-44.
- Lee, K. ve Ni S. (2002), “On the Dynamic Effects of Oil Price Shocks: A Study Using Industry Level Data”, *Journal of Monetary Economics*, 49:823–852.
- Levin, A. vd. (2002), “Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties”, *Journal of Econometrics*, 108:1–24.
- Maddala, G.S. ve Shaowen Wu (1999), “Comparative Study of Unit Root Tests With Panel Data and a New Simple Test”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Special Issue, 61: 631-652.
- Mork, K.A. (1989) “Oil and the Macroeconomy When Prices Go Up and Down: An Extension of Hamilton’s Results”, *Journal of Political Economy*, 91:740-744.
- Öksüzler, O. ve İpek E. (2011) “Dünya Petrol Fiyatlarındaki Değişimin Büyüme ve Enflasyon Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği”, *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(4):15-34.
- Özdemir, A. ve Yüksel F. (2006) “Türkiye’de Enerji Sektörünün İleri ve Geri Bağlantı Etkileri”, *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 3(2):1-18.

Özdemir, S. ve Akgül I. (2015) “Ham Petrol ve Benzin fiyatlarının Sanayi Üretimine Etkisi: MS-VAR Modelleri ile Analizi”, *Ege Akademik Bakış*, 15(3):367-378.

Özsağır, A. vd. (2011) “Ham Petrol Fiyatlarındaki Volatilitenin GSYİH Büyümesi Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği”, *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 1(18):19-28.

Pedroni P. (1999) “Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1999;61:653-70.

Pedroni, P. (2000) “Fully-Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels”, *Advances in Econometrics*, 15:93-130.

Pedroni P. (2001) “Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels”, *The Review of Economics and Statistics*, 83(4):727-731.

Pedroni P. (2015) “Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels’ in Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels”. Online Basım: 08 Mar 2015; 93-130, [http://dx.doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15004-2](http://dx.doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15004-2)

Selim, C. (2011) “Enerji Teknolojilerindeki Anlayış Model Değişimi ve Hızlı İklim Değişikliği”, *Journal of Yaşar University*, 21(6):3515-3522.

Şanlı, F.B ve Tuna K. (2014) “Türkiye’de Petrol Tüketimi ile Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Analizi”, *Maliye Finans Yazıları*, 108:47-64.

Yanar, R. ve Kerimoğlu G. (2011) “Türkiye’de Enerji Tüketimi, Ekonomik Büyüme ve Cari Açık İlişkisi”, *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, 3(2):191-201.

Yanar R. (2014) “Petrol fiyatlarındaki Düşüş ve Ortadoğu Ekonomilerine Etkileri”, *Orsam Rapor*, 194:1-20.

Yardımcıoğlu, F. Ve Gülmez A. (2013) “OPEC Ülkelerinde Hollanda Hastalığı: Petrol Fiyatları ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Ekonometrik Bir Analizi”, *Sosyo Ekonomi Dergisi*, 1:117-140.

Yaylalı, M. ve Lebe F. (2012) “İthal Ham Petrol Fiyatlarının Türkiye’deki Makroekonomik Aktiviteler Üzerindeki Etkisi”, *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 32(1):43-68.

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):24-44.

TÜRKİYEDE PARASAL AKTARIM MEKANİZMASI; 1994-2017 DÖNEMİ

Hüseyin Sever¹

Özet

Bu çalışmada Türkiyenin 1994-2017 yılları arasındaki parasal aktarım mekanizması ele alınmıştır. M3 para arzının reel GSYH, enflasyon oranı, sanayi üretimi, nominal döviz kuru ve interbank kısa dönem faiz oranı değişken olarak kullanılmaktadır. Bu değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığını tespit etmek için eşbütünleme testine başvurulmuştur. Hata düzeltim modelinin tahmininde bu değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin var olduğu ve döviz kuru hariç, diğer değişkenlerin teoriye uygun işaret taşıdıkları görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: Parasal Aktarım Mekanizması, Yapısal VAR Modeli, Etki-Tepki Fonksiyonları

MONETARY TRANSMISSION STRUCTURE IN TURKEY: 1994-2017 PERIOD

Abstract

In this study the monetary transmission mechanisms of Turkey are analyzed for the period between 1994 and 2017. The variables employed are M3 Money Supply, Inflation Rate, Industrial Production, Nominal Exchange Rate, Interbank Short Run Interest Rate. A cointegration test has been applied in order to detect any long-run relationships between these variables. According to the Error Correction Model there are long-run relationships between these variables and all the variables except exchange rate have the signs which are consistent with the theory.

Key words: Turkey, monetary transmission Structure VAR Model, Impulse-Response Functions

¹ Harran Üniversitesi, Birecik MYO

1.Giriş

Parasal aktarım mekanizması; paranın ekonomik değişkenleri etkileme mekanizması veya diğer bir ifadeyle parasal aktarım mekanizması araçlarının üretim faktörlerinin gelirlerini, ekonominin işleyişini direkt veya dolaylı etkileme sürecidir. Parasal aktarım mekanizması, merkez bankalarının para politikası uygulamaları sonucunda, finansal piyasalar üzerinde bir etkiyle başlayan, harcamalar, üretim ve istihdamda değişikliklerle ilerleyen ve enflasyon oranı üzerinde bir etki ile de neticelenen bir dizi zincirleme etkinin meydana gelmesi ve bu bağlamda para politikası tedbirlerinin ekonomiyi etkileme biçimi ve kanalı olarak tanımlanabilir. Başka bir anlatımla para politikasındaki değişikliklerin, ekonominin diğer kısımlarına nasıl yayıldığını tanımlayan süreç, para politikasının aktarım mekanizması olarak ifade edilmektedir (Aktaran Doğan, 2012: 211).

Merkez bankasının para politikasına yönelik aldığı kararlar ekonomiye aktarılmakta, fiyatlar ile ekonomik büyüme gibi reel değişkenler bundan belirli bir gecikmeyle dolaylı olarak etkilenmektedir. Bu etki faiz kanalı, varlık fiyatları kanalı, kredi kanalı (banka kredi kanalı, bilanço kanalı), döviz kuru kanalı gibi kanallar aracılığı ile gerçekleşmektedir. Örneğin faiz kanalı ile parasal aktarımın gerçekleşmesi durumunda işleyiş şu şekilde olmaktadır (Bernanke, 1988), Merkez bankası devlet tahvili alım/satımı ile para arzını değiştirmektedir. Para arzındaki bu değişmeye bağlı olarak faiz oranı da değişmekte, bu ise toplam talepte değişmelere neden olmaktadır. Parasal aktarım mekanizması, kısa vadeli faiz oranları gibi merkez bankasının denetleyebildiği büyüklüklerin hangi kanallar üzerinden üretim, fiyatlar gibi makro ekonomik değişkenleri etkilediğini ifade etmektedir. Bu bağlamda merkez bankası tarafından kontrol edilebilir değişkenler ile ekonomik değişkenler arasında nasıl bir ilişki olduğunu kavramak açısından parasal aktarım süreci önemlidir (Yiğitbaş, 2009:13).

Merkez bankasının uygulaması gereken politikaların belirlenmesinde, finansman biçimlerinde ortaya çıkan değişme büyük bir öneme sahiptir. Çünkü finansal yenilik sürecinde ekonomideki finansman biçimleri değişmektedir. Bu nedenle Minsky (1986)'nin yaptığı saptamalar önemlidir. Minsky'ye göre finansal yenilikler yaygınlaştıkça ekonomide faiz oranları artmakta, bunun sonucunda "güvenli finansman", "spekülatif finansmana", spekülatif finansman "ponzi finansmanına dönüşmektedir. Spekülatif finansmanın yaygın olduğu bir ekonomide, merkez bankaları açısından doğru olan yaklaşım, paranın miktarını değil fiyatını (faiz oranını) kontrol etmektir. Ancak bir finansal sistem "güvenli finansmanın yaygınlığı ile karakterize ediliyorsa "parasal kural uygulamak" doğru bir yaklaşımdır (Aktan ve diğerleri 1998: 11).

Parasal aktarım mekanizmasının işleyişi ülkeler arasında farklılıklar göstermektedir. Mekanizmaya yönelik belirsizlikler daha çok gelişmekte olan ekonomilerde görülmektedir. Yüksek kur geçişkenliği, varlık ve yükümlülük dolarizasyonu, banka ve şirket bilançolarındaki vade ve kur uyumsuzluğu, dış finansman kısıtları ve mali baskınlık dışa açık gelişmekte olan ekonomilerin genelinde gözlenen temel problemlerdir. Bu doğrultuda kredi ve toplam talep kanalları, faiz oranındaki değişimlere gelişmiş ülkelerde gözlene şekilde tepki vermeyebilmektedir. Sonuç olarak, bu ekonomilerde faiz kanalının işleyişi geleneksel aktarım mekanizması işleyişinden farklılaşabilmektedir.

Parasal aktarım mekanizmasının işleyişine etki eden faktörlerden bir diğeri de seçilen para politikası araçlarıdır. Para politikası araçlarının seçimine ilişkin genel uygulamalar zaman içinde değişim göstermiştir. Pek çok gelişmiş ülke merkez bankaları politika aracı olarak, 1970-1980'li yıllarda rezerv miktarı veya parasal taban gibi değişkenleri seçerken, 1990'lı yıllardan itibaren faiz oranını (çoğunlukla kısa vadeli olmak üzere) tercih ettikleri görülmektedir. 2000'li yıllardan itibaren ise para politikası araçlarında çeşitliliğin arttığı ve özellikle 2008 küresel finansal krizinin ardından farklı politika araçlarının devreye alındığı göze çarpmaktadır. Bu süreçte, TCMB de araç çeşitliliğinin sağlanmasında öncü rol oynamıştır. Merkez bankalarının politika kararları ekonomik aktivite ve enflasyonu esas alarak dört kanal üzerinden işlemektedir. Parasal aktarım mekanizmasını oluşturan kanalları, birbirini etkilediği veya tamamladığı için birbirinden kesin çizgilerle ayırmak mümkün olmamaktadır (TCMB, 2015:21).

İktisat politikaları temel olarak maliye ve para politikalarından oluşmaktadır. Maliye politikası, hükümetlerin tam istihdam, fiyat istikrarı ve büyüme gibi amaçlarını gerçekleştirebilmek amacıyla belirledikleri gelir toplama (vergilendirme) ve harcama yapma yöntemlerini anlatmaktadır. Para politikası ise merkez bankalarının çeşitli araçlar kullanarak, fiyat istikrarı ve finansal istikrar gibi hedefleri gerçekleştirmek için aldıkları kararlardır. 1970 öncesi sürdürülebilir büyüme ve tam istihdam hedeflerine ulaşmada diğer politikaları destekleyici bir unsur olarak kullanılan para politikası, 1970'li yıllarda yaşanan petrol krizine balı olarak başlayan yüksek enflasyon süreci akabinde fiyat istikrarını temel amaç edinen bir yapıya dönüşmüştür. Ayrıca söz konusu dönemde merkez bankalarının, uyguladıkları politikalar aracılığıyla hedeflerini gerçekleştirmelerini sağlayabilmeleri için bu politikaların ekonomi üzerinde ne ölçüde ve nasıl etki gösterdiğini anlamak da bir zaruret haline gelmiştir. Bu bağlamda, iktisadi faaliyeti ve enflasyonu nasıl etkilediğini tesbit etmek ve etkin politika araçları saptamak maksadıyla 1980'li yıllardan itibaren parasal aktarım mekanizmasının işleyişini gösteren çalışmalar hız kazanmıştır.

Klasik anlamda, parasal değişkenlerin toplam talebi, çıktı açığını ve enflasyonu hangi kanallarla ve ne ölçüde etkilediğini gösteren parasal aktarım mekanizması, geleneksel faiz oranı kanalının esas alındığı ilk analizlerin ardından kredi büyümesi, beklenti ve döviz kuru kanalı gibi farklı etki alanlarının dahil edildiği daha kapsamlı bir yapıya dönüşmüştür. Ancak finansal sistemlerin yapısı ve derinliği, kamunun ekonomi içindeki rolü ve ağırlığı, ekonomilerin dışa açıklığı gibi pek çok faktör, parasal aktarım mekanizmasının yapısı ve fonksiyonunun ülkeden ülkeye farklılaşmasına neden olmaktadır. Yerel ve küresel ekonomik yapıdaki değişimler, parasal aktarım mekanizmasındaki da farklılaşmalara nedeni olmuştur (TCMB, 2015:21).

Para politikası uygulamalarındaki değişiklikler faiz oranları, varlık fiyatları, beklentiler ve döviz kuru gibi değişkenleri etkilemektedir. Bu değişkenlerdeki ortaya çıkan değişiklikler ise sonraki aşamada yurt içi ve ithal mallara olan talebi ve dolayısıyla toplam talebi ve enflasyonu etkilemektedir.

Bu çalışmanın amacı Türkiye ekonomisinin 1994-2017 yılları arasındaki parasal aktarım mekanizmasının nasıl işlediğini, VAR (Vektör Otoregresyon) modellerini kullanarak incelemektir. Bunun için M3 para arzının reel GSYH, enflasyon oranı, sanayi üretimi, nominal döviz kuru ve interbank kısa dönem faiz oranı değişken olarak

kullanılmaktadır. Bu değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığını tespit etme için eşbütünleme testine başvurulmuştur.

2. Parasal Aktarım Mekanizması

Faiz Kanalı

Parasal aktarım mekanizmalarında en geleneksel aktarım kanalı olan faiz kanalı, Keynesyen standart parasal aktarım kanalı olarak da ifade edilmektedir. Bu kanal dikkate alındığında, para otoritesi borçlanmanın marjinal maliyetini değiştirerek tüketicilerin nakit akımlarını ve tüketim kararlarını, üreticilerin ise yatırım ve harcama kararlarını etkilemekte ve böylece ekonomideki toplam talebi değiştirmektedir. Reel faiz oranlarının düşmesi, sermayenin maliyetini azaltarak yatırım harcamalarını artırmakta, bu da toplam talebin canlanmasına ve devamında üretimin yükselmesine neden olmaktadır (TCMB, 2013:5).

Merkez bankası politika faizinin finansal sistemdeki kısa vadeli fonların maliyetini temsil ettiği varsayımı yaygın bir görüştür. Kriz dönemlerinde kısa vadeli piyasa faizleri MB politika faizini aşmaktadır. Illes, Lombardi ve Mizen (2014)'e göre kredi ve mevduat faizinin belirlenmesinde, bankanın piyasadaki elde ettiği kısa vadeli fonların ortalama maliyeti daha fazla belirleyici olmaktadır. Diğer bir ifadeyle kredi ve mevduat faizlerinin belirlenmesinde TCMB'nin ilan ettiği resmi faizleri değil piyasada uygulanan fiili faizleri dikkate alınmalıdır (Binici ve diğerleri, 2016:3).

Gecelik piyasa faizlerinin TCMB ortalama fonlama faizinden daha etkin olduğu görülmektedir. Para politikasının büyük ölçüde gecelik piyasa faizlerince belirlendiği, TCMB fonlama faizinin ise mevduat faizleri kanalıyla kısmen dikkate alınabileceği değerlendirilmektedir. TCMB faizleri arttığında bankalar mevduat ve kredi faizlerini hemen yükseltirken, aksine para politikası gevşediğinde mevduat faizlerini düşürmekte, ancak kredi faizlerini geç düşürerek net faiz marjı elde etmektedirler. Bu, Türkiye'de bankaların tam rekabetçi bir piyasaya göre hareket etmediklerini göstermektedir. Nitekim Türkiye Bankalar Birliği (2012), Aktan ve Masood (2010), Yüksel ve Özcan (2013) ve Aysan ve diğerleri (2013) çalışmalarında Türkiye'de bankacılık sektörünün monopolistik rekabetçi bir yapıda olduğunu ifade etmektedirler (Binici ve diğerleri, 2016:24).

Türkiye'de parasal aktarım mekanizması konusunda Şahinbeyoğlu (2001) maliye ve para politikaları arasındaki etkileşimi incelemiştir. Modele, geleneksel toplam talep, fiyat, ücret, karşılammış faiz paritesi, para politikası kuralı ve maliye politikası kuralı denklemi dahil edilmiştir. Para ve maliye politikalarının ayrılmasının nedeni, iki otoritenin farklı amaçlar doğrultusunda, politika araçlarını birbirinden bağımsız olarak kullanmalarıdır. Para ve maliye politikaları arasındaki koordinasyon eksikliği, merkez bankası tarafından belirlenen rezerv para ile mali otoritenin belirlediği bütçe açığının birbiriyle bağdaşmamasından kaynaklanmaktadır. Enflasyonu düşürmeye yönelik bir para politikası, risk primini artırarak borçlanma maliyetlerini yükseltmektedir. Yüksek reel faizler para politikası aktarım mekanizmasının etkinliğini azaltmakta ve yüksek enflasyon oranının hem nedeni hem de sonucu olmaktadır. Bu durum, yüksek kamu borcu olan gelişmekte olan ülkelerde dezenflasyon programlarının maliye politikalarıyla desteklenmesinin önemini vurgulamaktadır (Kadioğlu, 2006: 12).

Geleneksel keynesyen görüş sıkı para politikasının reel ekonomiye etkisini şematik bir diyagramla açıklar: $M \downarrow \Rightarrow i \uparrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow$

$M \downarrow$ reel faiz oranlarındaki ($i \uparrow$) bir yükselmeye para politikasının tepkisini gösterirken sermaye maliyetinin arttığını yatırım harcamalarındaki bir azalmayla gösterir. Böylece toplam talepte ve milli gelirden bir düşüş olur ($Y \downarrow$).

Burada M 'nin azaltılmasının reel faizlerdeki yükselmeye tepkisel bir para politikası olarak uygulanması sermaye maliyetini yükselterek yatırım harcamalarında azalmaya neden olmuştur. Toplam talebin azalması da milli geliri düşürmüştür.

Varlık Fiyatları Kanalı

Para politikalarının toplam talep üzerine etkileri, varlık fiyatlarındaki değişimlere ve bilançolarda oluşan değişimlere iktisadi birimlerin tepki vermesiyle daha da güçlenebilmektedir. Faiz oranlarında bir artış sonucunda varlık fiyatları düşmekte ve bilanço pozisyonları zayıflamaktadır. Başlangıçta bu durum toplam üretim seviyesinde ve dolayısıyla toplam gelirden bir azalışa neden olmaktadır. Ekonomik faaliyetlerde meydana gelen bu durum sonucunda hane halklarının ve firmaların nakit akışları zayıflamakta ve onların finansal sıkıntıları tüketimlerinde azalmaya neden olmaktadır (Kamin ve diğerleri, 1998'den aktaran. Kasapoğlu, 2007: 29).

Merkez bankalarının parasal politikaları nominal faiz oranlarında veya para arzındaki değişiklikleri varlık fiyatları üzerinde de etkili olmaktadır. Ve bu etki kredi ve hisse senedi fiyatları üzerinde görülebilmektedir (Yıldırım ve Mirasedoğlu, 2015:110).

Varlık fiyatlarındaki değişim firma davranışlarını etkiler. Bankaların kredi verme şartları her firma için eşit değildir. Bilhassa küçük firmalara karşı daha seçici davranılmaktadır. Kredilerin varlık oranlarına göre belirlenmesi, varlık fiyatlarındaki az bir düşüş küçük firmaların net değerini düşürerek kredi almalarını güçleştirmektedir. Bu duruma finansal hızlandırıcı etkisi denilmektedir. Yaşam döngüsü modeline göre tüketim harcamaları tüketicilerin insan kaynakları, reel sermaye ve finansal servetten müteşekkil gelir kaynaklarıncı belirlenmektedir. Hisse senedi finansal servetin asli kaynaklarından biridir (Erdoğan, 2013:16).

Kredi Kanalı

Finansal istikrarsızlığa yol açabilecek etkenler içinde sürdürülemez makroekonomi politikaları önemlidir. Aşırı genişletici para ve maliye politikalarının sağlayacağı likidite artışından dolayı kredi hacminde oluşacak artış, fiyat düzeylerinde yükseliş ve ekonomide canlanmaya sebep olmaktadır. Kredilerdeki artış, kredi kalitesinin düşmesine ve iç talebin üretim kapasitesinden daha fazla artmasına neden olabilmektedir. İktisadi faaliyette canlanma ile ekonomiye duyulan güven artışı iktisadi birimlerin risk alma eğilimlerini artırarak, ilerleyen süreçte kredi piyasalarında aşırı risk birikimleir ortaya çıkarabilmektedir. Aynı zamanda genişletici politikaların sonucu oluşan enflasyonist baskıların kontrol altına alınması için uygulanabilecek sıkı para politikaları, kredi riski oluşmasına, ekonominin büyüme hızının ve reel sektör üretiminin azalmasına neden olabilmekte ve oluşan balonların patlaması ile finansal sistemi zayıflatabilmektedir (TCMB, 2014:13).

Kredi kanalı, büyük firmalardan daha çok sermaye ve para piyasalarından fon ihtiyaçlarını karşılayamayan ve banka kredilerine bağımlı olan küçük ve orta ölçekli firmaların yatırım harcamalarını etkilemektedir (Binici ve diğerleri, 2016:19).

$M \downarrow \Rightarrow$ banka mevduatları $\downarrow \Rightarrow$ toplam krediler $\downarrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y$ (milli gelir)

Son 20 yılda 1950'lere göre finansal yeniliklerdeki artış nedeniyle bankaların kredi kullananlar üzerindeki etkisi azalmıştır. Bu nedenle hisse senetlerinin net değerinin düşmesi riskli yatırım projelerinin finansmanını azaltmıştır. Bu durum aşağıdaki şematik olarak gösterilmiştir.

Para politikası firmaların bilançolarını birkaç şekilde etkilemektedir.

$M \downarrow \Rightarrow P_e \downarrow \Rightarrow \text{ters seçim} \uparrow \text{ ve ahlaki tehlike} \uparrow \Rightarrow \text{kreditörler (borç verenler)} \downarrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow M \downarrow$
hisse senetlerinin fiyatını düşürür. Düşen hisse senedi fiyatları firmaların net değerini düşürdüğünden yatırım harcamaları ve milligelir de düşer. Ahlaki tehlike ve ters seçim nedeniyle kreditorlerin borç vermeyi azaltması sonucu yatırımlar ve milli gelir düşer.

$M \downarrow \Rightarrow i \uparrow \Rightarrow \text{nakit akışı} \downarrow \text{ ters seçim} \uparrow \text{ ve ahlaki tehlike} \uparrow \Rightarrow \text{kreditörler (borç verenler)} \downarrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow$. Reel faizlerin yükselmesi firmaların değerlerini düşürdüğünden ahlaki tehlike ve ters seçim nedeniyle kreditorlerin borç vermeyi azaltması yatırımları ve milli geliri düşürür (Mishkin, 2017: 9).

Hisse Senedi Kanalı

2008 finansal krizi öncesi olan 2003-2006 döneminde merkez bankalarının kısa vadeli politika faiz oranı, hisse senedi fiyat endeksini açıklamada en etkin makro ekonomik değişken olarak kullanılmıştır.

Merkez bankaları faiz oranlarını düşürdüğünde, tahvil getirileri azalacağından hisse senetlerine olan talep artacak; bu da hisse senetlerinin fiyatını yükseltecektir. Bu gelişmeler sonucu firmaların piyasa değeri firma maliyetine oranla yükseleceğinden yatırım ve üretim artacaktır. Hisse senedi kanalına alternatif bir kanal da hisse senedi fiyatlarının kişilerin servet düzeyini etkilemesi sonucu tüketim harcamalarında yaşanan değişimleri içermektedir. Modigliani'nin "ömür boyu gelir modelinde" tüketicilerin harcama kararlarının hayat boyu gelirlerine bağlı olduğu ifade edilmiştir. Modele göre kişilerin finansal servetlerinin önemli bir kısmı borsa yatırımlarıdır. Borsa gelirlerindeki artış, finansal servetin kıymetini ve tüketicilerin hayatboyu gelirini artırmaktadır. Hayat boyu gelir artışı da tüketimi artırarak yatırım harcamalarının yükselmesine yol açmaktadır. Allan Meltzer'e göre Keynesyen paradigma, göreceli varlık fiyatlarına odaklanır. Paracılar ise para politikasının varlık fiyatları ve reel zenginlik üzerindeki etkilerine daha fazla ağırlık verirler (Mishkin, 1995:10).

Tobin $q = \text{firmanın piyasa değeri} / \text{firmanın yenilenme maliyeti}$ olarak formüleleştirilebilir.

Özgün parasal aktarım mekanizması taraftarları katılımdan genelde hoşlanmazlar. Çünkü ekonomik evrelerde parasal aktarım mekanizmasının değiştiğini görürler. Bunlar Tobinin q 'su ve tüketim üzerindeki refah etkisidir. Tobinin q 'su parasal aktarım mekanizmasının eşitlikler üzerindeki etkilerini öngören bir mekanizmadır. Firmanın pazar değerini belirler. Q 'nun yüksek olması, şirketin bir miktar hissesiyle şirketin yenilenmesini karşılayacağını gösterir. Q düşük olduğu zaman şirketin hisse değeri şirketin yenilenmesini karşılamaz.

Bu tartışmanın püf noktası Tobin q 'su ile yatırım harcamaları arasındaki ilişkidir. Fakat para politikası hisse fiyatlarını nasıl etkiliyor? Monetarist iddiaya göre para arzı düştüğü zaman toplumun elinde daha az para bulunduğundan harcamalarını azaltarak hisse alır. Ancak harcamaların kısılması hisse senetlerini düşmekten kurtaramaz. Bir

keynesyen bakış benzer netice verir. Para politikası uygulanarak faiz oranlarının yükselmesi tahvilleri cazipleştirerek hisseleri düşürür. Hisse senedinin düşmesi de q 'yu düşürür. Böylece daha düşük yatırım harcamaları para politikası aktarımının işleyişini aşağıdaki gibi anlatır.

$$M \downarrow \Rightarrow Pe \downarrow \Rightarrow q \downarrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow$$

Bir alternatif kanal Franko Modigliani'nin açıkladığı yaşam döngüsü modelidir. Tüketim harcamaları tüketicilerin yaşam boyu birikimleriyle belirlenir. Bu birikim beşeri sermaye, reel sermaye ve mali zenginliktir. Hisse senedi fiyatları düşünce mali zenginlik azalır ve tüketim düşer. Tepkisel para politikasının hisse senedi fiyatlarını düşürmesi;

$$M \downarrow = Pe \downarrow = \text{servet} \downarrow = \text{tüketim} \downarrow = Y \downarrow \text{ şeklinde gerçekleşir.}$$

Meltzerin bu teoriye katkısı varlık fiyatlarının hisse senedi, faiz oranları ve döviz kurlarındandaha etkin olduğunu vurgulamasıdır. 1990'larda para politikasının mülk ve arazi değerlerine etkisi kanalıyla ekonomi üzerinde önemli bir rolü olmuştur. Para politikası, arsa ve mülk değerlerini düşürerek hane halklarının zenginliğinin azalmasına yol açarak toplam tüketim ve toplam çıktıyı azaltır (Mishkin, 1995:13).

Döviz Kuru Kanalı

Ekonomilerin giderek büyümesi ve esnek döviz kurunun daha fazla rağbet görmeye başlaması para politikasının net ihracat üzerindeki etkilerine dikkatleri çekmiştir. Para arzı azaldığı zaman yurtiçi reel faiz oranları nispeten yükselir. Ülkeye sermaye girişi olur ve döviz kurları düşer. Bunun sonucunda ihraç edilen ürünlerin fiyatları artacağı ve ithal edilen ürünlerin fiyatları düşeceği için net ihracat azalacak ve milli gelir düşecektir.

$$M \downarrow \Rightarrow i \uparrow \Rightarrow E \downarrow \Rightarrow NX \downarrow Y \downarrow \text{ (Mishkin, 1995:11).}$$

Döviz kuru kanalının para politikası mekanizmasının asli bir unsuru olduğunu Keneth Rogof ve Maurice Obstfeld önemle belirtmektedirler (Rogof ve Obstfeld, 1995: 10).

Parasal Aktarım Mekanizmasını Etkileyen Faktörler

Türkiye ekonomisinde finansal sistemin yapılanması incelendiğinde 1923-1980 döneminde devletin düzenleyici-kontrolcü rolünün baskın olduğu ve öncü bir rol üstlendiği görülmektedir. Ayrıca yabancı finansal kurumların yurt içine girişlerinin engellenmesi, yurt dışında finansal operasyonlara ve yabancı aktif miktarına sınırlamalar getirilmesiyle mali sistem dışa kapalı olarak tanzim edilmiştir. Dışa Açılma ve Piyasa Ekonomisine Geçiş Döneminde (1980-2000) 24 Ocak 1980 kararları ile finansal sistemin serbestleşmesi amaçlanmış, bu doğrultuda sektöre yerli ve yabancı banka girişleri kolaylaştırılmış, bankacılık sektörünün uluslararası piyasalardan fon tedarik etmesi serbest bırakılmış ve sektörde yer alan bankaların yabancı para cinsinden işlem yapmalarına izin verilmiştir. Bu dönemde ön plana çıkan diğer gelişmeler, 1981'de Sermaye Piyasası Kanunu'nun yürürlüğe girmesi, 1983 yılında SPK ve 1986'da İstanbul Menkul Kıymetler Borsasının (İMKB) faaliyetlere başlamasıdır. Ayrıca 1986 yılında TCMB bünyesinde, atıl tasarrufların finansal sisteme girişini hızlandırmak, alternatif yatırım imkanlarını geliştirmek, finansal piyasalarda fiyatların serbestçe gerçekleşmesini ve bankaların fon yönetimini kurmalarını temin etmek amacıyla para piyasasının çeşitli alt piyasaları, [bankalar

arası para piyasası (1986), açık piyasa işlemleri (1987), döviz piyasası (1988) ve altın piyasası (1989) [faaliyete başlamıştır. Serbestleşme sürecindeki önemli adımlardan bir diğeri, döviz kurlarının piyasa şartlarında belirlenebilmesine yardımcı olabilmek amacıyla Eylül 1988’de TCMB bünyesinde Bankalar arası Döviz ve Efektif Piyasalarının kurulmuş olmasıdır. 1989 yılında ise sermaye hareketleri 32 Sayılı Kararname ile tamamen serbestleştirilmiştir (TCMB, 2014:34).

Mevcut olağanüstü küresel konjonktür, merkez bankalarını, alışlagelmiş yaklaşımların dışında alternatif politikalara yönelmektedir. Türkiye ekonomisi, küresel kriz sonrası toparlanma sürecinde yakın tarihinde yaşamadığı şekilde iç ve dış talepte hızlı bir ayrışmaya maruz kalmış; kısa vadeli sermaye girişleri, bozulan cari denge ve hızlı seyreden kredi genişlemesinin yol açtığı riskler karşısında alternatif politika arayışlarını gündeme getirmiştir. Bu çerçevede, TCMB makro finansal riskleri sınırlamak amacıyla, birbirini tamamlayıcı nitelikte farklı politika araçlarını birlikte kullanarak yeni bir politika stratejisi tasarlamıştır. Düşük politika faiz oranı, yüksek zorunlu karşılıklar ve geniş bir faiz koridorundan oluşan politika bileşiminin, özellikle yüksek cari açık veren ülkelerde kısa vadeli sermaye hareketlerinin makroekonomik dengesizlikler üzerindeki etkisini hafifletmek için uygun bir strateji olarak görülmüştür (Başcı ve Kara, 2011:17).

3. Literatür

Para politikası aktarım kanallarını teorik ve ampirik açıdan inceleyen geniş bir literatür vardır. Taylor (1995), parasal aktarım mekanizmasını analiz etmek amacıyla basit bir çatı sunduğu çalışmada, faiz kanalının güçlü bir kanal olduğunu belirtmiştir. Taylor’a göre para politikası kararlarındaki bir değişiklik (faiz oranındaki değişiklik) yatırım ve tüketim davranışı üzerinde kayda değer bir etki bırakmaktadır. Zhang ve Sun (2006), Çin’de, tüketici kredilerinin parasal aktarım sürecini nasıl etkilediğini tahlil etmek üzere, dayanıklı ve dayanıksız tüketim malları ile genel bir denge modeli kurmuşlardır. Bu model kullanılarak parasal enjeksiyonlar ile tüketici kredileri ve reel aktivite arasındaki kalitatif ve kantitatif ilişkiler araştırılmıştır. Modelde, iki temel gerekçeye dayanılarak ürünler dayanıklı ve dayanıksız şeklinde ayrıştırılmıştır. Parasal aktarım mekanizmasının kredi kanalı vasıtasıyla meydana gelen etkilerinin izahı için, dayanıklı mallar dayanıksız mallardan ayrılmakta ve sadece dayanıklı mallar tüketiminin tüketici kredileri piyasasından finanse edildiği, dayanıksız mallar tüketiminin ise, nakdi harcamalar ile gerçekleştirildiği kabul edilmektedir. Bu tür bir ayırım, para politikasının dayanıklı malların tüketimi ve üretimi üzerinde kredi kanalı üzerinden etkili olduğu sonucunu doğurmaktadır. İkinci neden, dayanıklı mallar sektörü nispeten (dayanıksız mallar sektörü ile karşılaştırıldığında), faiz oranına daha çok duyarlıdır. Söz konusu sektörel farklılıklar, faiz kanalı açısından önem arz etmektedir. Zhang ve Sun (2006)’ın modelinde, likidite etkisi (faiz oranı kanalı aracılığı ile ortaya çıkan para politikası etkisi) ve ödünç verilebilir fonlar etkisi (kredi kanalı aracılığı ile ortaya çıkan para politikası etkisi) hesaplanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, tüketici kredisi piyasasının gelişmesi ve genişlemesi, kredi kanalını kuvvetlendirdiği gibi faiz oranı kanalının işleyişindeki etkinliği de artırmaktadır. Şöyle ki, tüketici kredileri piyasasının gelişimiyle birlikte faiz oranındaki değişiklik tüketici davranışlarını doğrudan etkilemekte ve ardından tüketim talebini ve toplam hâsılayı etkilemektedir. Bu süreç, faiz oranı kanalının etkililiği anlamına gelmektedir.

Chirink ve Kalckreuth (2003), Almanya’da firmaların sabit sermaye yatırımları açısından faiz oranı kanalı ile kredi kanalının önemini incelemiştir. Bu maksatla, 6408 firmanın finansal tablo, sermayenin kullanıcı maliyeti ve kredi değerliliğine ilişkin veri setlerini kullanmışlardır. Çalışmada, hem faiz oranı hem de kredi kanalının önemi ortaya konmuştur. Yazarlar, faiz kanalının işleyişi açısından önem arz eden şu sonucu vurgulamışlardır: Yatırım harcamalarının faize ve fiyata duyarlılığı hem istatistikî hem de iktisadi olarak önemlidir. Elde edilen sonuçlara göre, nominal faiz oranlarında 100 baz puanlık bir düşüş (enflasyonist beklentilerde bir revize olmadığına) iki yılda yatırım harcamalarında %7.55 ve GSYİH’da yaklaşık %1.40’lık bir artışa yol açmaktadır.

Japonya’nın 1991-2001 dönemine ilişkin aylık verilerini kullanan Iwata ve Wu (2006), faiz oranı kanalının en önemli aktarım kanalı olduğu sonucunu elde etmişlerdir. EURO bölgesinde para politikasının etkilerini araştıran Angeloni vd. (2003), faiz oranı kanalının işlediğine, bu kanalın dominant olmadığı yerlerde ise, banka kredi kanalının ya da diğer finansal aktarım kanallarının varlığına ilişkin kanıtlara ulaşmışlardır.

Türkiye’de 1992:1 ve 2006:12 dönemini kapsayan bütçe açığı, parasal büyüme ve enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen ARDL modeli sonuçlarına göre hem uzun hem de kısa dönemde (belirli dönemler hariç) parasal büyümenin enflasyon üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkiye sahip olduğu, uzun dönemde GSYİH’ya oran olarak M2’deki bir puanlık artışın enflasyon endeksinde (TÜFE) yaklaşık 2.74 puanlık artışa yol açtığı belirlenmiştir. Buna karşılık kısa ve uzun dönemde bütçe açığının enflasyon üzerinde anlamlı bir ilişkiye sahip olmadığı görülmüştür. Elde edilen neticeler parasal görüşü destekleyici niteliktedir. Parasal büyüme ile enflasyon arasındaki pozitif ve anlamlı ilişkinin varlığı ise, bütçe açığı sonucunda yapılan borçlanma dolayısıyla anapara ve borç faizi ödemelerinin parasal büyüme üzerindeki genişletici etkisine bağlanabilir. Türkiye’de bütçe açıklarını azaltacak yapısal reformların gecikmesi, bütçe açıklarının kalıcı olması sonucunu doğurmuştur. Bütçe açıklarının ticari bankalar vasıtasıyla finanse edilmesi politikası, bankacılık sistemi aktiflerinin genişlemesine bağlı olarak banka kredilerinin artmasına yol açmıştır. Ayrıca para yerine geçen likiditesi yüksek finansal araçların kullanılması parasal genişleme etkisi yaratarak enflasyonist sürece katkıda bulunmuştur. Bununla birlikte finansal kriz dönemlerinde yükselen faizlerle birlikte kamu açıklarının finansman maliyetinin yükselmesi, borçlardaki artışla birlikte borç servis ödemelerini yükseltmiştir (Taban, 2006:12).

Bu asimetri ilişkisine göre fiyat istikrarının sağlandığı optimal kapasite kullanım oranının üzerindeki kapasite kullanım oranları için kapasite kullanım oranı-enflasyon ilişkisi (TÜFE enflasyonu ve özel kapasite kullanım oranları dışında) sağlanamamıştır. Fiyat istikrarının sağlandığı optimal kapasite kullanım oranının altındaki kapasite kullanım oranları için ise kapasite kullanım oranı-enflasyon ilişkisinin sağlandığı görülmüştür. Çalışmadan elde edilen bulgular kapasite kullanım oranı-enflasyon ilişkisinin istikrarlı olmadığını göstermiştir. Şöyle ki, fiyat istikrarının sağlandığı optimal kapasite kullanım oranının üstündeki kapasite kullanım oranlarında kapasite kullanım oranı-enflasyon ilişkisi sağlanamamıştır. Gerçekten de 2004 dönemi itibari ile kapasite kullanım oranları fiyat istikrarının sağlandığı optimal kapasite kullanım oranının üzerinde gerçekleşmesine rağmen enflasyonda bir yükseliş eğilimi görülmemiştir. Bu durumun Haris (1993)’de işaret edildiği gibi dışa açıklığın ve son dönemlerde TL’nin aşırı değerlenmesi neticesinde ithalat artışının yerli üretime ek arz

görevi üstlenmesinin bir sonucu olduğu söylenebilir. Ayrıca ithalatın görece olarak ucuzlaması yerli üreticileri dışarıdan düşük maliyetle ara malı ve hammadde ithalatına yöneltmiş, böylece iç fiyatlar üzerinde baskı oluşturulmadan üretim miktarının artırılması sağlanabilmiştir (Ceylan ve Yamak 2006:2).

Dışsal bir parasal büyümenin, enflasyon oranındaki değişimlere yansımından ziyade, enflasyon oranındaki değişimlerin parasal büyüklüklerdeki değişime neden olduğunu göstermiştir. Kısacası enflasyonist ortamdaki değişimlerin parasal büyüklüklerdeki değişime göre dışsal bir yapıda, buna karşılık parasal büyüklüklerdeki değişimin enflasyon oranındaki değişimlere göre içsel bir yapıda olduğu tahmin edilmiştir. Ayrıca elde edilen etki-tepki işlevi tahminleri, enflasyon değişim oranları üzerine gerçekleşen pozitif şokların güçlü ve istatistiksel anlamlı bir şekilde bütün para arzı göstergeleri üzerinde pozitif bir etki meydana getirdiğini ortaya koymuş, buna karşılık para arzı göstergeleri üzerindeki pozitif şokların enflasyon üzerinde genelleştirilebilecek kesin ve anlamlı bir etkisine rastlanamamıştır. Bu anlamda parasal yetkililerin doğrudan denetimindeki rezerv para büyüklüğü ile ekonomide dolaşımda bulunan para miktarının büyüme oranının enflasyonist süreci pozitif ve anlamlı bir şekilde etkileyebileceği gözlenmiş, fakat daha geniş parasal tanımlar için benzer bir sonuç elde edilememiştir (Korap, 2009: 56).

1985–2006 döneminde Türkiye’de M2 para talebi modeli ARDL yaklaşımıyla tahmin edilmiş uzun dönemde modelin istikrarlı olup olmadığı CUSUM ve CUSUMQ testleriyle araştırılmıştır. Model sonucunda M2’nin gelir, faiz oranı ve döviz kuruyla eşbütünleşme ilişkisi gösterdiği ortaya konmuştur. Modelde para talebinin gelir, faiz ve kur elastikiyeti sırasıyla 0.52, -0.0105 ve 0.19’dur ve istatistiki olarak anlamlı ve beklenen işaretlere sahiptir. Reel gelirdeki yüzde 1’lik bir artışın reel para talebinde yaklaşık yüzde 0.52 artışa, faiz elastikiyeti modelden dolayı yarı esneklik değerini gösterdiğinden faiz oranındaki % 1’lik artış para talebinde yaklaşık % 0,1’lik azalışa yol açmaktadır. Döviz kurundaki % 1’lik bir artış para talebinde % 0.19’luk artışa neden olmaktadır. İstikrarlı para talebi koşullarında para arzını sınırlamayı amaçlayan bir para politikası talep yönetimini kolaylaştıracak ve fiyat istikrarının sağlanmasına katkıda bulunacaktır. Para arzındaki artış oranı, üretimde istenen artış oranıyla uyumlu olduğu sürece fiyat artışlarının kabul edilebilir düzeyde olmasını sağlayabilecektir.

Tang (2004: 488) geniş tanımlı para arzı ile onun belirleyicileri arasında istikrarlı bir ilişkinin varlığında parasal hedefleme stratejisi için uygun bir politika aracı olabileceğini ve para politikasının etkin ve iyi yönetimin bir işareti olarak yorumlanabileceğini ifade etmiştir. Böylece para talebinin istikrarıyla MB tarafından kontrol edilen para arzı reel değişkenler üzerinde beklenen etkiye sahip olacaktır. Buradan hareketle, incelenen dönemde CUSUM ve CUSUMQ test sonuçlarına göre TCMB’nın para politikası yönetiminde başarılı olduğu ve para arzının reel değişkenler üzerinde beklenen etkiye sahip olduğu söylenebilir. Para talebinin faiz esnekliğinin mutlak değer olarak 1’den küçük olması, faiz oranının para politikasını etkileyebileceği anlamına gelebilmektedir. Döviz kurunun pozitif işarete sahip olması, literatürdeki servet etkisi tartışmasını destekler nitelikte bir sonucu yansıtmaktadır. Modelde döviz kuru değişkeninin anlamlı olması, gelecekteki finansal krizler için faiz oranı veya kur riskinin yanında para ikamesinin de işareti olarak yorumlanmaktadır. Bundan dolayı Türkiye’de uygulanan makro ekonomi politikaları ekonomik istikrarla

birlikte yerli para cinsinden döviz kuru dengesini de sağlamaya odaklanmalıdır (Altıntaş, 2008:15).

Wicksell'in saf kredi ekonomisi şunu belirtir; para arzı sürecinde kredi kördüğümüyle karşılaşabilme ihtimali, para talebi fonksiyonunun bir karakteristik özelliğidir. Para arzındaki değişmelerle faiz oranları etkilenecek toplam talep değiştirebilir (Laidler, 2004 :10).

Kredi piyasalarında gizli eylem sorunu, fon arz edenlerle talep edenlerin sözleşme imzalanmadan önce simetrik olan bilgilerinin, sözleşme yapıldıktan sonra kredi alanların aldıkları bu kredilerin sözleşme şartlarına uygun bir şekilde kullanmaması ve bunun da fon arz edenler tarafından gözlenemediği durumlarda oluşmaktadır. Kredi piyasalarında gizli eylem karşılıklı tarafların yüklendikleri riskler farklı olduğundan dolayı yatırımcı, riski ve getirisi fazla olan yatırımlara yönelecektir. Yatırımın başarılı olması sonucunda yatırımcı kazançlı olacak tersi durumda ise yatırım borç yoluyla finanse edildiğinden dolayı bu zararın tamamını ya da bir kısmını fon arz eden yükleneciktir. Sonuçta kredi verenin bu durumdaki zararı genellikle verdiği kredinin kendisine ödenmemesi şeklinde olacaktır. Böylece yüksek faiz oranları, başarılı olacak yatırımların azalmasına neden olacaktır. Daha düşük faiz oranları ise başarı olasılığı düşük fakat başarılı olduğu takdirde getirisi fazla olan yatırımları da teşvik edecektir. Kutlar ve Sarıkaya'nın bu çalışmasında asimetric enformasyon altında kredi piyasalarını tanımlayan Stiglitz-Weiss statik modeli Marjinal Maliyet Fiyatlama modeli ile birleştirilerek modele dinamik bir nitelik kazandırılmıştır. Türkiye'de seçilmiş döneme ait faiz oranları arasındaki uzun dönem ilişkisini ortaya koymak için sınırlandırılmış ve sınırlandırılmamış koentegrasyon analizi çerçevesinde hata-düzeltilme denklemleri elde edilmiştir. Sonuçta para piyasası faiz oranı ile kredi faiz oranı ve mevduat faizi oranları arasındaki uzun dönem ilişkisi ortaya konulmuştur. Kredi faiz oranı ile mevduat faiz oranlarının kısa vadeli para piyasası faiz oranı arasında ayrı bir ilişkinin varlığı sınırlandırılmış koentegrasyon analizinde elde edilmiştir. Sınırlandırılmamış koentegrasyon analizinde mevduat faiz oranlarının uzun dönemli uyarlama süreci hızının kredi faiz oranlarının uyarlama süreci hızından daha yüksek olduğu ortaya çıkmıştır. Modelde bu gerçekleşme ters seçim ile rasyonelleştirilmektedir. Ayrıca çalışmada faiz oranları arasındaki Granger Nedensellik testi yapılmış ve bu nedenselliğin anlamlı olduğu ortaya çıkmıştır. FIML modeli kullanılarak yapılan kısa dönem tahmininde kredi faizleri ile mevduat faizlerinin para piyasası faizleri ile pozitif ve anlamlı ilişkisi göze çarpmaktadır (Kutlar ve Sarıkaya, 2003:11).

4. Teorik Çerçeve

Burada inceleyeceğimiz modellerin bilhassa ekonomi biliminde karşılığının olması gerekmektedir. Başka bir ifade ile ele alacağımız değişkenlerin teorik olarak bir bütünlük ve bir biri ile bağlantı içinde olması gerekmektedir. Bir ekonometrik modelde bazı değişkenler modeldeki diğer değişkenler tarafından açıklanırken, bazı değişkenler ise sadece açıklayıcılık görevini ifa etmektedir. Yani, bu değişkenler daha önceden belirlenmişlerdir. Bir denklem sisteminde açıklanan değişkenler içsel değişkenler, açıklayıcı değişkenlere ise dışsal veya önceden belirlenen(exogenous) değişkenler denilmektedir. Önceden belirlenen değişkenler de bazen aralarında dışsal ve gecikmiş dışsal değişkenler olarak adlandırılırlar. Modeller gecikmiş dışsal değişkenlere sahip olabilir veya olmayabilirler. Bazen de dışsal değişkenlere sahip olmadıkları da sözkonusudur. Bir model, oluşturduğu ilişkilerle en az içsel değişkenlerden birinin oluşturulmasında gerekli denklemleri içeriyorsa eş-anlı denklem sisteminden bahsedilir (Kutlar, 2017:25).

Vektör Otoregresyon Modelleri (Vector Autoregression, VAR)

VAR (Vektör Otoregresyon) modellerinde herhangi bir tahmin yapabilmek için bazı temel kavramlar ve zorunlu tanımlamalar gereklidir.

Aşağıda birbirinden etkilenen, yani bir birini açıklayan (y_t, x_t) iki denklemlilik bir model gösterilmiştir (örneğin, iktisat teorisinde karşılığı olan para arzı ve fiyat ilişkisi gibi)².

$$y_t = \beta_{10} - \beta_{12}x_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}x_{t-1} + e_{yt} \quad (1.1)$$

$$x_t = \beta_{20} - \beta_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}x_{t-1} + e_{xt} \quad (1.2)$$

Sistemde y_t ve x_t değişkenlerinin durağan seriler olduğu varsayılmaktadır. e_{yt} ve e_{xt} , σ_y , σ_x standart sapmaya sahip ve birbiriyle korelasyon ilişkisi olmayan white-noise bozucu terimleridir. Denklemler birinci mertebeli vektör otoregresyon (VAR) oluşturmaktadırlar; çünkü gecikme değerleri birden fazla değildir. İki denklemlilik birinci mertebeli vektör otoregresyon modeli daha yüksek mertebeli ve daha çok denklemlilik modelleri açıklamak için de kullanılabilir. Denklem sisteminde $-\beta_{12}$, x_t deki birim değişiminin y_t 'ye etkisini, γ_{21} ise y_{t-1} deki birim değişiminin x_t 'e etkisini göstermektedir. e_{yt} ve e_{xt} değişkenleri y_t ve x_t üzerindeki yenilenmeler veya şoklar olarak anlaşılabilir. Şayet ikinci denklemde β_{21} sıfırdan farklı ise, (yani y_t değerinin katsayısı sıfırdan farklı ise) e_{yt} , x_t üzerinde endirekt etkisi var demek, birinci denklemde x_t nin katsayısı sıfırdan farklı ise y_t üzerinde e_{xt} nin endirekt etkisi var demektir.

5. Ampirik Bulgular

Bu çalışmada ele alınan 1994-2017(1) döneminde Türkiye ekonomisinde parasal aktarım mekanizması ele alınmıştır. Parasal aktarım mekanizması için kullanılan

² Denklemde eksi veya artı işareti gösterim ile ilgili bir notasyondur;

değişkenler aşağıdaki şekildedir. Tüm değişkenler için baz yıl olarak 2010 yılı seçilmiştir. Tüm değişkenler OECD ve TÜİK veri kaynaklarından temin edilmiştir.

m: M3 para arzının logaritması (doğal logaritma)

y: Reel GSYH' nin logaritması (Baz yıl 2010)

dp: Enflasyon oranı

i= Sanayi üretimi (logaritma)

e: Nominal döviz kuru

r: İnterbank kısa dönem faiz oranı

Yukarıda verilerin durağan olup olmadıklarına bakılması gerekmektedir. Bunun için geliştirilen birim kök testlerine bakmak gerekecektir. Aşağıda bu testlere bakılmaktadır.

Birim Kök

Aşağıdaki tablolar aktarım mekanizmasının değişkenlerinin birim kök testine yer vermektedir. En önemli test olan Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testine bakıldığında bir gecikme için P ve M değişkenleri hariç diğerlerinin normal düzeyde birim kök ihtiva ettiği görülmektedir. Ancak diğer testlere bakıldığında (Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic) bakıldığında bu iki değişkenin de normal düzeyde birim kök taşıdıkları görülmektedir.

Tablo 1 Birim Kök Testi

ADF Testi (Gecik:1) Sıfır Hipotezi X Birim köke sahiptir				
Değişken	Normal	İhtimal	Farkı alınmış (D(Y))	İhtimal
Y	0.425216	0.9830	-8.336264	0.0000
R	-1.991447	0.2901	-14.13205	0.0001
M	-4.560632	0.0021	-4.944573	0.0006
I	-2.445773	0.3541	-9.302115	0.0000
P	-16.86677	0.0001	-2.107789	0.2422

Test kritik değerleri: 1% level -3.503

5% level -2.893

10% level -2.583

*MacKinnon (1996) tek yönlü p değerleri (one-sided p-values)

Elliott-Rothenberg-Stock DF-GLS test statistic*(Gecikme:4) Null Hypothesis: X has a unit root			
	Normal düzey	Normal	Birinci fark
M		-1.653029	
P		-0.266573	-1.712968

*Test kritik değerleri: 1% düzey -3.6104

5% düzey	-3.0556
10% düzey	2.764

***Elliott-Rothenberg-Stock (1996, Table 1)**

Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic *(Gecikme:4) Null Hypothesis: X is stationary			
	Normal düzey	LM Stat	
M		-1.653029	
P		1.073687	

***Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic 1.073687**

Asymptotic kritik değerler*:1% düzey (level) 0.739

5% düzey 0.463

10% düzey 0.347

Burada VAR analizi kullanılmaktadır. En uygun modeli seçmek için gecikme kriterleri aşağıda verilmiştir.

Yukarıda parasal aktarım mekanizmasında kullanılacak değişkenlerin birim köklerine bakıldı. Aşağıda ise bu serilerin optimum gecikme değerlerine bakılmaktadır. Aşağıdaki tabloda bu gecikme değerlerinin her seri için farklı olduğu görülmektedir. Burada dikkatimizi çeken, SC ve HQ kriterleri için bir gecikme tüm değişkenler için uygun bir gecikme değeri iken, AIC kriteri için on gecikme en uygun gecikme uzunluğunu oluşturmaktadır.

Tabloda her değişken için ayrı uzunluk belirlenmiştir. Ancak bunlardan farklı bir uzunlukta VAR Modeli seçilmiştir. Bunun için Bilgi kriterlerine bakılmıştır.

Tablo 2 Gecikme Kriterleri

VAR Gecikme mertebesini seçme kriteri(Lag Order Selection Criteria)

İçsel Değişkenler(Endogenous variables): Y M
D P R I E

Dışsal değişkenler (Exogenous variables): C

Veri aralığı: 1994Q2 2017Q1

Gözlem sayısı: 82

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
-----	------	----	-----	-----	----	----

0	-153.2368	NA	1.96e-06	3.883824	4.059926	3.954526
1	540.5551	1269.131	2.11e-13*	-12.15988	-10.92717*	-11.66497*
2	564.7182	40.66485	2.86e-13	-11.87118	-9.581858	-10.95205
3	597.6918	50.66674	3.19e-13	-11.79736	-8.451435	-10.45402
4	637.6580	55.56271	3.10e-13	-11.89410	-7.491562	-10.12655
5	660.8771	28.88237	4.76e-13	-11.58237	-6.123226	-9.390607
6	710.8825	54.88398	4.07e-13	-11.92396	-5.408212	-9.307990
7	769.1317	55.40773	3.11e-13	-12.46663	-4.894266	-9.426440
8	837.3624	54.91742*	2.13e-13	-13.25274	-4.623773	-9.788343
9	886.3253	32.24385	2.81e-13	-13.56891	-3.883333	-9.680299
10	961.8239	38.66999	2.60e-13	-14.53229*	-3.790104	-10.21947

* Kriterlere göre gecikme seçimi

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Nihai öm,ngörü hatası(Final prediction error)

AIC: Bilgi kriteri(Akaike information criterion) ++

SC: Bilgi kriteri(Schwarz information criterion)

HQ: Bilgi kriteri(Hannan-Quinn information criterion)

Bu çalışmada en uygun gecikme kriteri olarak SC ve HQ bilgi kriterini ele aldık. Bu kritere göre k=3 gecikme VAR(3) şeklinde bir modelleme yapmanın daha uygun olacağını göstermektedir. Aşağıdaki tabloda alternatif gecikme değerleri verilmiş ve bunlardan K=3 gecikme model için en uygunu olarak belirlenmiştir. Aşağıdaki tabloda bu gecikmenin değişik alternatifleri verilmiştir. Üç gecikme uygun model olarak tercih edilmiştir.

VAR Analizi

Aşağıda üç gecikme için VAR Analizi yapılmıştır. VAR(3) gecikmesinin uygun olduğu, ancak modelde birim kök olduğu için VEC (Hata düzeltme Modeli) tahminin yapılması gerekmektedir. VAR (Vector Autoregression) vektör otoregresyon tahmini aşağıdaki tabloda verilmektedir.

VEC Hata Düzeltim Modeli (vector error correction) Analizi

Aşağıdaki üç gecikme için VEC analizi yapılmıştır. İki adet yapay değişken kullanılmaktadır. Fazi oranındaki aşırı artış ve azalış için iki değişken (2001 Q1, için d11 ve 2002Q4 dönemi için d24, yapay değişkeni) kullanılmıştır. VAR tahmini

sonuçlarına bakıldığında önemli ölçüde bazı değişkenlerin anlamlı olmadıklarını görmekteyiz. Gecikme değerlerine bakıldığında, verilen gecikme değerinde bazı değişkenler anlamlıdır. Bu da gecikme değerinin uygun olduğunu göstermektedir.

VAR tahmininde değişkenleri birim kök içerdiği için koentegrasyon (eşbütünleme) testine bakmamız gerekmektedir. Bunun için Hata Düzeltim Modeli ile üç gecikme için yeniden tahmin yapılacaktır.

Yapılan Analizde Koentegrasyon testine başvurulmuştur. Yapılan analizde en az üç koentegre vektörü yer almaktadır. Test sonuçları aşağıdadır.

Vektör Otoregresyon Tahmini

Aşağıdaki tabloda yukarıdaki beş değişkenin hata düzeltim modeli tahmini ve koentegrasyon analize yer verilmektedir. Bu tahminde iki yapay değişken kullanılarak üç gecikme için tahmin yapılmıştır. Koentegre vektör değişkenlerinden çoğunun anlamlı olduğunu görebiliriz. Bu uzun dönem bir ilişkinin varlığını göstermektedir.

Tablo 3. Hata Düzeltim Modeli

Hata Düzeltim Tahmini(Vector Error Correction Estimates)	
Veri seti 1995Q2 2017Q1	
Standart hata() & t-istatistiği []	
Cointegrating Eq:	CointEq1 (Koentegre Denklem)
M(-1)	1.000000
Y(-1)	-0.059793 (1.24655) [-0.04797]
DP(-1)	-0.203597 (0.03200) [-6.36253]
R(-1)	0.649459 (0.13592) [4.77834]
I(-1)	-1.078340 (1.45957) [-0.73880]
E(-1)	-1.249533 (0.11002)

[-11.3576]

C 1.519887

Error Correction:D(M)	D(Y)	D(DP)	D(R)	D(I)	D(E)	
CointEq1	0.001673 (0.01148) [0.14565]	-0.010158 (0.00728) [-1.39623]	4.574007 (0.81450) [5.61571]	-0.202369 (0.09132) [-2.21610]	-0.004157 (0.01068) [-0.38919]	-0.003262 (0.02484) [-0.13136]
D(M(-1))	0.798678 (0.17233) [4.63455]	-0.062234 (0.10917) [-0.57006]	42.55319 (12.2217) [3.48176]	-0.906025 (1.37023) [-0.66122]	0.041103 (0.16029) [0.25644]	0.599078 (0.37266) [1.60755]
D(M(-2))	0.080249 (0.19382) [0.41405]	-0.129233 (0.12278) [-1.05255]	-4.691939 (13.7454) [-0.34135]	0.325055 (1.54106) [0.21093]	-0.266404 (0.18027) [-1.47782]	0.462551 (0.41912) [1.10361]
D(M(-3))	0.305523 (0.15902) [1.92126]	0.063830 (0.10074) [0.63361]	-17.61245 (11.2778) [-1.56169]	-1.147520 (1.26441) [-0.90756]	0.211824 (0.14791) [1.43214]	-0.155597 (0.34388) [-0.45247]
D(Y(-1))	0.137666 (0.25244) [0.54534]	0.094671 (0.15992) [0.59199]	-3.441954 (17.9032) [-0.19225]	0.733297 (2.00720) [0.36533]	0.477819 (0.23480) [2.03503]	0.444684 (0.54590) [0.81459]
D(Y(-2))	-0.110263 (0.24730) [-0.44586]	-0.149016 (0.15667) [-0.95117]	-9.767270 (17.5388) [-0.55689]	-0.040986 (1.96635) [-0.02084]	0.517758 (0.23002) [2.25094]	-0.625013 (0.53479) [-1.16870]
D(Y(-3))	-0.060630 (0.25760) [-0.23536]	-0.079977 (0.16319) [-0.49009]	-18.37265 (18.2690) [-1.00567]	3.165694 (2.04822) [1.54558]	0.074909 (0.23959) [0.31265]	0.473836 (0.55706) [0.85060]
D(DP(-1))	-0.000657 (0.00193) [-0.33940]	0.000374 (0.00123) [0.30512]	-0.061490 (0.13721) [-0.44815]	-0.024221 (0.01538) [-1.57449]	0.003328 (0.00180) [1.84941]	-0.001835 (0.00418) [-0.43866]
D(DP(-2))	0.001216 (0.00166) [0.73304]	-0.000707 (0.00105) [-0.67318]	-0.088118 (0.11763) [-0.74913]	-0.002371 (0.01319) [-0.17975]	0.001411 (0.00154) [0.91440]	0.002946 (0.00359) [0.82148]
D(DP(-3))	-0.000525 (0.00115) [-0.45846]	3.29E-05 (0.00073) [0.04535]	-0.277003 (0.08124) [-3.40960]	0.012821 (0.00911) [1.40765]	-0.000443 (0.00107) [-0.41581]	0.000838 (0.00248) [0.33817]
D(R(-1))	0.001142	-0.013783	-0.650970	-0.028522	-0.029211	-0.004271

Hüseyin SEVER

	(0.01462) [0.07814]	(0.00926) [-1.48856]	(1.03662) [-0.62797]	(0.11622) [-0.24542]	(0.01360) [-2.14865]	(0.03161) [-0.13514]
D(R(-2))	0.032998 (0.01528) [2.15893]	-0.024922 (0.00968) [-2.57390]	2.894803 (1.08396) [2.67058]	-0.126864 (0.12153) [-1.04391]	-0.045613 (0.01422) [-3.20857]	0.094470 (0.03305) [2.85822]
D(R(-3))	0.011393 (0.01360) [0.83792]	0.005394 (0.00861) [0.62620]	-1.919296 (0.96424) [-1.99047]	-0.299983 (0.10811) [-2.77491]	0.006281 (0.01265) [0.49668]	-0.022927 (0.02940) [-0.77979]
D(I(-1))	-0.119207 (0.17963) [-0.66362]	-0.028740 (0.11380) [-0.25256]	16.98226 (12.7395) [1.33304]	-1.554198 (1.42827) [-1.08816]	-0.392106 (0.16708) [-2.34688]	-0.402224 (0.38845) [-1.03546]
D(I(-2))	-0.038257 (0.18314) [-0.20890]	0.153046 (0.11602) [1.31918]	27.41513 (12.9880) [2.11080]	-0.202683 (1.45614) [-0.13919]	-0.043114 (0.17034) [-0.25311]	-0.265453 (0.39603) [-0.67028]
D(I(-3))	0.088592 (0.16385) [0.54069]	0.155188 (0.10380) [1.49509]	30.99199 (11.6203) [2.66706]	-0.858742 (1.30280) [-0.65915]	0.000904 (0.15240) [0.00593]	0.091248 (0.35433) [0.25753]
D(E(-1))	-0.127308 (0.09154) [-1.39067]	-0.092628 (0.05799) [-1.59723]	8.667665 (6.49234) [1.33506]	-0.011808 (0.72788) [-0.01622]	-0.186210 (0.08515) [-2.18695]	0.171675 (0.19796) [0.86720]
D(E(-2))	-0.065596 (0.09735) [-0.67382]	0.071508 (0.06167) [1.15954]	12.47191 (6.90396) [1.80649]	-0.448955 (0.77403) [-0.58002]	0.136486 (0.09054) [1.50740]	-0.383532 (0.21052) [-1.82187]
D(E(-3))	-0.098010 (0.08460) [-1.15854]	-0.015706 (0.05359) [-0.29306]	19.74882 (5.99970) [3.29163]	-0.316900 (0.67265) [-0.47112]	0.034480 (0.07868) [0.43820]	0.046966 (0.18294) [0.25672]
C	-0.000420 (0.01471) [-0.02853]	0.021580 (0.00932) [2.31638]	-4.456832 (1.04298) [-4.27318]	0.114499 (0.11693) [0.97919]	0.004476 (0.01368) [0.32725]	-0.009316 (0.03180) [-0.29294]
D11	0.040105 (0.03963) [1.01200]	-0.019095 (0.02511) [-0.76060]	7.333571 (2.81053) [2.60932]	-0.271316 (0.31510) [-0.86104]	-0.066394 (0.03686) [-1.80127]	0.065622 (0.08570) [0.76573]
D24	-0.032900 (0.03684) [-0.89314]	-0.010112 (0.02334) [-0.43334]	-1.640390 (2.61244) [-0.62791]	1.464631 (0.29289) [5.00059]	-0.033847 (0.03426) [-0.98789]	0.037976 (0.07966) [0.47673]
R-squared	0.799483	0.333955	0.641126	0.446361	0.408316	0.493542

Adj. R-squared	0.735682	0.122031	0.526938	0.270204	0.220052	0.332396
Sum sq. resids	0.069039	0.027707	347.2439	4.364717	0.059725	0.322853
S.E. equation	0.032343	0.020489	2.293746	0.257162	0.030082	0.069941
F-statistic	12.53093	1.575826	5.614683	2.533873	2.168855	3.062708
Log likelihood	189.7517	229.9239	-185.2650	7.299883	196.1282	121.8807
Akaike AIC	-3.812538	-4.725543	4.710568	0.334094	-3.957459	-2.270016
Schwarz SC	-3.193204	-4.106209	5.329902	0.953428	-3.338125	-1.650682
Mean dependent	0.078743	0.011649	-0.170411	-0.025098	0.011048	0.051190
S.D. dependent	0.062909	0.021867	3.334928	0.301027	0.034062	0.085600

Determinant resid covariance	1.74E-14
Log likelihood	644.9459
Akaike information criterion	-11.52150
Schwarz criterion	-7.636584

Koentegre (Eşbütünsellik) Testi

Aşağıdaki tablolar hata düzeltim modelinden tahmininden sonra koentegre vektör sayısını belirlemek için koentegrasyon (eşbütünleme) testine başvurulmaktadır. Bunun için iki farklı test yer almaktadır. Bunlardan birincisi olana Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace) testinde dört tane koentegre vektörün olduğu görülmektedir. Bunların üçü %1, biri ise %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı görünüyor.

Buna karşın maksimum karakteristik değer (Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue) testinde ise üç tane koentegre vektörün olduğu ve bunların %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduklarını söyleyebiliriz.

Yapılan tahmin, beta(B) değerleri ile geri beslemeli veya ayarlama katsayıları dediğimiz (Adjustment coefficients) tablo içinde verilmiştir. Bu ayarlama değişkenlerinin anlamlı olması koentegre ilişkisinin sıfırdan farklı olduğunu da doğrulamaktadır. Tablo değerlerine bakıldığında bu değişkenlerin önemli ölçüde anlamlı olduğu göze çarpmaktadır. Tabloda tüm değişkenler için koentegre vektör değerleri verilmiştir, ancak bunlardan üç tanesinin koentegre olduğu görülüyor.

Tablo 8. Koentegre Testleri

Veri Aralığı (Sample (adjusted)): 1995Q2
2017Q1

Trend Varsayımı: Doğrusal deterministik trend

Seriler: M Y DP R I E

Dışsal Değişkenler: D11 D24

Gecikme düzeyi :1 to 3

Sınırlandırılmamış koentegre rank İz Testi(Unrestricted
Cointegration Rank Test (Trace))

Hypothesized	Trace	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.439308	159.6145	95.7536	0.0000
At most 1 *	0.384435	108.6991	69.8188	0.0000
At most 2 *	0.316961	66.00014	47.8561	0.0004
At most 3 *	0.195116	32.45419	29.7970	0.0242
At most 4	0.119705	13.35314	15.4947	0.1025
At most 5	0.023951	2.133312	3.8414	0.1441

İz testine göre %5 anlamlılık düzeyinde dört koentegre denklem (Trace test indicates 4 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level)

* %5 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddi(denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level)

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-değerleri

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized	Max-Eigen	0.05		
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.439308	50.91538	40.0775	0.0021
At most 1 *	0.384435	42.69897	33.8768	0.0035
At most 2 *	0.316961	33.54594	27.5843	0.0076
At most 3	0.195116	19.10105	21.1316	0.0939
At most 4	0.119705	11.21983	14.2646	0.1435
At most 5	0.023951	2.133312	3.84146	0.1441

Maksimum testine göre %5 anlamlılık düzeyinde üç koentegre denklem (Max-eigenvalue test indicates 3 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level)

* %5 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezinin reddi(denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level)

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-değerleri

Yukarıdaki koentegrasyon (eşbütünleme) testlerinde koentegre vektörlerden biri aşağıdaki şekildedir. Buradan hareketle hata düzeltim denklemini aşağıdaki şekilde yazabiliriz. Birinci koentegre vektörü ECM modelinden de görüldüğü gibi, aşağıya aktarılmıştır. Hata düzeltim denklemi

$$EC_t = M - 0.059793Y_t - 0.203597DP_t + 0.649459R_t - 1.078340I_t - 1.249533E_t \\ (1.24655) \quad (0.03200) \quad (0.13592) \quad (1.45957) \quad (0.11002)$$

Şeklinde dir.

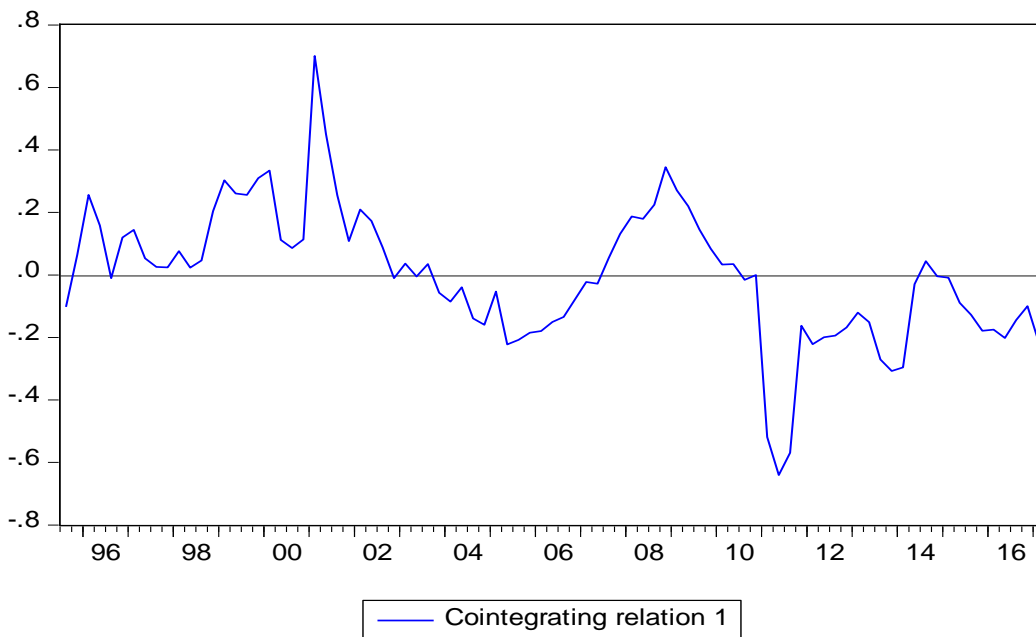
Bu denklemi biraz daha farklı yazmak isediğimizde;

$$M = 0.059793Y_t + 0.203597DP_t - 0.649459R_t + 1.078340I_t + 1.249533E_t \\ (1.24655) \quad (0.03200) \quad (0.13592) \quad (1.45957) \quad (0.11002)$$

sonucunu elde ederiz. Denklemde parantez içindeki rakamlar standart hata değerlerini göstermektedir. DP_t, R_t ve E_t değişkenlerinin %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı oldukları görülmektedir. Aktarım mekanizmasının işleyiş biçimine bakıldığında, değişkenlerin katsayısını burda görebiliriz. Para arzı ile çıktı, enflasyon, yatırım ve döviz kuru arasında pozitif yönlü bir ilişki bulunmaktadır. Sadece faiz düzeyi ile negatif bir ilişkinin olduğu görülüyor. Bu işaretlerin teorideki aktarım mekanizması açıklamaları ile (döviz hariç) örtüşüğünü söyleyebiliriz. Çıktı ile para arzı arasındaki ilişkinin yönü aynı olmakla beraber çıktı değişkeni anlamlı görünmüyor.

Türkiye’de döviz fiyatlarındaki değişimin uluslararası boyutunu görmek gerekir. Bir ülkede para arzı arttığında yerli paranın değer kaybetmesi beklenir. Ancak burda tersi bir durum söz konusudur. Bunun en önemli sebeplerinden biri, ülkeye farklı yollardan fazla dövizin girdiği veya yabancı para girişinin talebi aşacak düzeyde fazla olduğu şeklinde açıklanabilir.

Koentegre vektörün grafiği aşağıdaki şekilde yer almaktadır.



Grafik 1. Koentegrasyon İlişkisi

6.Sonuç

Bu çalışma Türkiye'nin 1994 ekonomik krizinden günümüze (1994-2017) parasal aktarım mekanizmasının işleyişini ele almaktadır. Aktarım mekanizması ile ilgili olarak altı tane değişken kullanılmıştır. Bu değişkenler:

m: M3 para arzının logaritması (doğal logaritma)

y: Reel GSYH'nin logaritması (Baz yıl 2010)

dp: Enflasyon oranı

i= Sanayi üretimi (logaritma)

e: nominal döviz kuru

r: İnterbank kısa dönem faiz oranı

Tüm değişkenler için 2010 yılı baz yıl olarak tespit edilmiştir. VAR ve SVAR analizleri şeklinde yapılan analizlerde bu değişkenler arasındaki ilişkinin uzun dönemli varlığına bakılmaktadır.

İlk önce kullanılan verilerin birim köküne bakılmış, birinci farklarının durağan olduğu tespit edilmiştir. Daha sonra Vektör Otoregresyon tahmini üç gecikme için ele alınmıştır. VAR analizinden sonra Hata Düzeltim Modeli (ECM) analizi yapılmış ve koentegre vektörlerin varlığı araştırılmıştır. Yapılan hata düzeltim modelinde en az üç koentegre vektörün olduğu tespit edilmiştir. Yai değişkenler arasında uzun dönem bir ilişkinin varlığı ortaya çıkmaktadır. Bu uzun dönem ilişkisinde parasal aktarım mekanizmasında bahsedildiği gibi para (M) ile çıktı düzeyi, gelir ve enflasyon arasında aynı yönlü bir ilişkinin olduğu ortaya konmuştur. Sadece teoriyle örtüşmeyen, para artışı ile döviz kuru arasında aynı yönlü ilişkinin olmasıdır. Yani para artışı ile dövizin değeri ters işaretli olması gerekirken, bu işaret pozitifdir. Döviz, değişkenindeki bu değişimin, informal yabancı para girişi veya dış konjonktürel değişimlerle açıklanabilir bir yönü bulunmaktadır. Ele alınan sürenin uzun olmasından dolayı, döviz piyasasının dış etkilerden kaynaklanan değişimlerden etkilendiğini ve salt içsel değişkenlerle bunun açıklanamayacağını belirtmekte yarar vardır.

Etki tepki fonksiyonlarına bakılarak herhangi bir değişkendeki standart hatadaki şok bir değişimin diğer değişkeni nasıl etkilediği belli gecikmeler için değerlendirilmiştir.

KAYNAKÇA

AKTAN, Coşkun Can. Utkulu, Utku ve Togay, Selahattin (1998), 'Nasıl Bir Para Sistemi, İstanbul: İMKB Yayını.

ALTINTAŞ, Halil, (2008), "Türkiye'de Para Talebinin İstikrarı ve Sınır Testi Yaklaşımıyla Öngörülmesi: 1985–2006", Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Sayı: 30, Ocak-Haziran, ss.15-46.

BAŞCI, Erdem ve KARA, Hakan (2011), Finansal İstikrar ve Para Politikası, TCMB Çalışma Tebliği No:11/8.

- BİNİCİ Mahir, KARA Hakan, ÖZLÜ Pınar (2016), TCMB Faiz Koridoru ve Banka Faizleri: Parasal Aktarım Mekanizmasına Dair Bazı Bulgular, Çalışma Tebliği, Mart 2016.
- CAMBAZOĞLU, Birgül ve KARAALP, Hacer Simay (2012), “Parasal Aktarım Mekanizması Döviz Kuru Kanalı: Türkiye Örneği”, Yönetim ve Ekonomi, Celal Bayar Üniversitesi İ.İ.B.F. dergisi, Cilt:19. Sayı:2.
- CEYLAN, Servet ve YAMAK, Rahmi.(2006), “Kapasite Kullanım Oranı ve Enflasyon İlişkisinde Asimetri”, C.Ü. İİBF Dergisi, Cilt 7, Sayı 2.
- DOĞAN, Burhan (2012), “Geleneksel Aktarım Mekanizması: Türkiye Örneği”, Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, Sayı 33, Ağustos 2012.
- ERDOĞAN, Seyfettin (2011), Para politikası Aktarım Kanalları, Umutepe Yayınevi,
- ERDOĞAN, Seyfettin ve YILDIRIM, Durmuş Çağrı (2009), “Türkiye’de Faiz Kanalı İle Parasal Aktarım Mekanizması”, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi, Ekim 2009.
- FİŞHER, Irving (1933), “The Debt-Deflation Theory of Great Depressions”, *Econometrica*, October.
- MİŞKİN, Frederic, S (1995), "Symposium on the Monetary Transmission Mechanism. The Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, No. 4 (Autumn, 1995), pp. 3-10 Published by: American Economic Association Stable URL: <http://www.jstor.org/stable/2138387> Accessed: 28-06-2017 12:00 UTC
- KADIOĞLU, Ferya. (2006), “Parasal Aktarım Mekanizması: Türkiye Örneğinin Yapısal Model çerçevesinde analizi”, Uzmanlık Yeterlilik Tezi, TCMB Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü Ankara, Aralık 2006.
- KASAPOĞLU, Özgür (2007), “Parasal Aktarım Mekanizmaları: Türkiye İçin Uygulama” Uzmanlık Yeterlilik Tezi, TCMB,
- KORAP, Levent, ‘Parasal Büyüme ve Tüketici Enflasyonu Değişim Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi Üzerine Bir Deneme: Türkiye Örneği’, İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi, Sayı: 9, 2009, S.56-74.
- KUTLAR, A. (2017) Ekonometrik Zaman Serileri, Umutepe Yayınları, Ankara
- KUTLAR, Aziz ve SARIKAYA. Murat. ‘Asimetrik Enformasyon ve Marjinal Maliyet Fiyatlaması Modeli Çerçevesinde Türkiye’de Kredi Tayinilmesi ve Faiz Oranlarının Tahmini’, C.Ü. İİBF Dergisi, 2003, Cilt 4. Sayı 1.

TABAN, Sami, ÇETİNTAŞ, Hakan ve ALTINTAŞ, Halil. *Türkiye'de Kamu Kesimi İç Borçlanmasının Özel Yatırım Harcamaları Üzerindeki Etkisi*, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi IIBF Dergisi:2006.

Willem, Buitter H. *Deficits, Crowding-out and Inflation: The Simple Analytics*", number:1078, February 1983.

YAMAK, Rahmi ve KORKMAZ, Abdurrahman.' *Reel Döviz Kuru ve Dış Ticaret Dengesi İlişkisi*, Ekonometri ve İstatistik DERGİSİ, Sayı:2, 2005- 11-29.

YILDIRIM, Durmuş Çağrı ve MİRASEDOĞLU, Mustafa Uğur (2015), "*Aktarım Mekanizmasının Hisse Senedi Fiyatları Kanalının Etkinliğine İlişkin Bir Analiz*", Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi Aralık 2015, 16(2), ss.105-125.

YİĞİTBAŞ, Şehnaz Bakır (2013), '*Parasal Aktarım Mekanizması: Türkiye'de Banka Kredi Kanalı*', Bankacılar Dergisi, Sayı 85.

YİĞİTBAŞ, Şehnaz Bakır (2009), Gelişen Piyasa Ekonomilerinde Alternatif para Politikası Stratejileri; Türkiye Ekonomisi Açısından bir değerlendirme, Yönetim ve Ekonomi Dergisi, 16:1.

Online Kaynaklar:

Alan Budd, Villiem Buitter, Charles Goodhart, Deanne Jullius, Ian plenderleith, john Vckers, *transmission mechanism of monetary policy*, www. bankofengland. co. uk. erişim tarihi: 22/03/2018 02:33

LAİDLER, David. Woodford and Wicksell on İNTEREST and Prices The Place of the Pure Credit, Economy in the Theory of Monetary Policy ,October 2004;sayfa :10 RBC Financial Group, Economic Policy Research Institute EPRI Working Paper Series, Department of Economics Department of Political Science, Social Science Centre The University of Western Ontario London, Ontario, N6A 5C2 Canada

Rogof, Keneth ve Obstfeld, Maurice. "*Symposium on the Monetary Transmission Mechanism*. The Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, No. 4 (Autumn, 1995), pp. 3-10 Published by: American Economic Association Stable URL: <http://www.jstor.org/stable/2138387> Accessed: 28-06-2017 12:00 UTC

Meltzler, Bernanke ve Gertler "*Symposium on the Monetary Transmission Mechanism*. The Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, No. 4 (Autumn, 1995), pp. 3-10 Published by: American Economic Association Stable URL: <http://www.jstor.org/stable/2138387> Accessed: 28-06-2017 12:00 UTC

TCMB Bülteni, sayı:34, *Türkiye'de Finansal Sistem*, 2014.

TCMB. Türkiye'de Finansal İstikrar Gelişmeleri, 2015. S.21

TCMB. Türkiye’de Finansal İstikrar Gelişmeleri, 2016. S.15

TCMB, Parasal Aktarım Mekanizması, 2013, www.tcmb.gov.tr ISBN (elektronik):
978-605-5758-89-9

TÜRK KAMU BÜTÇELEME SÜRECİNDE ARTTIRIMCILIK: 1985-2015 YILLARI ARASI EKONOMETRİK BİR ANALİZ

Tayfun MOĞOL*
Süleyman KASAL†

Özet

Kamu bütçeleri hazırlanırken karar alıcılar birçok faktörü göz önünde bulundurmakta ve bu faktörlere göre bütçelerini hazırlamaktadır. Ancak bütçelerin hazırlık sürecinde dikkate alınması gereken birçok faktörün yer alması karar alıcıları zorlamaktadır. Bu nedenle karar alıcılar tüm faktörleri değerlendirip bütçe tahminlerini belirlemekten çok, temel olarak bütçelerinde artış veya azalışlara odaklanmaktadır. Çünkü bu değerlendirmeler zor, zaman alıcı ve maliyetlidir. Karar alıcılar için aslında önemli olan şey en azından bir önceki dönem bütçe büyüklüklerini kaybetmemektir. Bu şartlar altında karar alıcıların tercihleri arttırmacılık yönünde olmaktadır. Bu çalışmada, Türk bütçe sisteminde 1985-2015 döneminde yer alan 16 genel bütçeli ve 31 özel bütçeli kuruluş ödenek tekliflerinde arttırmacı davranışlarının var olup olmadığı Swamy (1970) rassal katsayılar regresyon yardımıyla analiz edilmiştir. Sonuçta bu dönem içerisinde yer alan kuruluşların bütçe tekliflerinin, bir önceki dönem ödenek teklifleri temel alarak hazırlandığı tespit edilmiştir. Dolayısıyla bütçe sürecinde arttırmacılığın var olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar kelimeler: Arttırmacılık, bütçeleme, devlet bütçesi, karar alma

INCREMENTALISM IN TURKISH PUBLIC BUDGETING PROCESS: AN ECONOMETRIC ANALYSIS FOR 1985 – 2015 PERIOD

Abstract

When preparing public budgets, decision-makers consider many factors and prepare their budgets according to these factors. However, existing of many factors to be considered in the budget process pose difficulties to decision makers. For this reason, decision-makers concentrate on increases or decreases of appropriations instead of considering the whole factors. Because those considerations are difficult, time consuming and costly. Essentially the important point for decision-makers is that not losing or decreasing previous year's appropriations. Under such conditions, decision makers prefer to choose incrementalism. In this study, it is analyzed by Swamy (1970) random coefficients regression method whether or not incremental budgeting is existed in 16 general and 31 special budget administrations during 1985-2015 periods. As a result, it is found that the administrations in this period have prepared

* Yrd. Doç. Dr., Anadolu Üniversitesi, İİBF, Maliye Bölümü, Eskişehir, Türkiye,
E-posta: tmogol@anadolu.edu.tr

† Arş. Grv., Anadolu Üniversitesi, İİBF, Maliye Bölümü, Eskişehir, Türkiye,
E-posta: skasal@anadolu.edu.tr

appropriations based on previous period appropriations. Therefore, it is reached the result that there is incrementalism in budget process.

Keywords: Incrementalism, budgeting, government budget, decision-making

1. GİRİŞ

Aile bütçesinde gelirimiz 1500 TL'den 1700 TL'ye çıkarsa, harcama kategorilerinin tümüne yeniden ne kadar kaynak ayıracağımızı belirlemek yerine, ilave gelen 200 TL'yi nereye harcayacağımızı düşünürüz (White, 1994:116). Kamu bütçelerinde de benzer durum söz konusudur. Kamu bütçelerinin hazırlanmasında, genellikle, her yıl bütçelerin tümü yeniden değerlendirilip, kamu hizmetlerine ne kaynak tahsis edileceği belirlenmez. Bunun yerine var olan hizmetlerin kaynak ihtiyaçlarındaki değişimler (artış ya da azalışlar) üzerinde değerlendirmeler ve tartışmalar yapılır. İşte arttırmacılık, kamu bütçelerinin hazırlanmasında bütçelerin, çeşitli nedenlerle, tümünün incelenmediğini, görüşülmediğini bunun yerine küçük değişimler üzerine yoğunlaştığını ileri süren bir yaklaşımdır.

Arttırmacılıkla ilgili çalışmalar 1950li yıllara kadar geri gitmektedir. Arttırmacılık özellikle yüksek büyüme oranlarıyla birlikte kamu kesiminin ekonomideki büyüklüğünün arttığı 1940'lı yıllarla 1970'li yılların sonları arasında ortaya çıkmıştır (Shick, 1983: 2).

Arttırmacılık kavramı Simon (1955) ile literatüre girmiştir. Simon (1955)'e göre, tercih yapmada hesaplamaların karmaşıklığı ve bilgi edinme güçlüğü arttırmacılığın altında yatan nedendir. Lindblom (1959)'da çalışmasında, karar alıcıların bütçe hazırlıklarında veya parlamentolarda arttırmacılık stratejilerini kullandıklarını belirtmiştir. Bu stratejilerin kullanılmasındaki nedenin ise, siyasi karar almada oluşabilecek anlaşmazlıkları gidermek olduğunu belirtmiştir (Dezhbakhsh, Tohamy ve Aranson, 2003: 533). Literatürde arttırmacılık konusu, asıl ilgiyi Aaron Wildawsky'nin *The Politics of Budgetary Process* (1964) adlı kitabıyla çekmiştir. Daha sonraları çeşitli çalışmalarda arttırmacılığın ve bağlantılı konuların ampirik olarak test edildiğini görmekteyiz.

1955 yıllarda başlayan devlet bütçelerinde bir strateji olarak kullanılan arttırmacılık kavramı, Türk kamu maliyesi literatüründe hemen hemen hiç yer almamıştır. Devlet bütçesi kitaplarında genellikle sıfır esaslı bütçe konusu anlatılırken sadece adı geçmektedir. (Moğol, 2015: 81) Ancak, arttırmacılık nedir? bütçe sürecinde arttırmacılık var mıdır, yok mudur? sorularıyla ilgili bir ampirik araştırmaya rastlanmamaktadır.

Bu çalışmanın amacı, özellikle, Amerika Birleşik devletlerinde olmak üzere, birçok ülkede ekonometrik hatta deneysel çalışmalar ışığında, Türk devlet bütçe sisteminde arttırmacılığın var olup olmadığını ampirik olarak araştırmaktır.

2. Arttırmacılık kavramı

Bir kurum bütçelemesiyle ilgili ilk akla gelen, neredeyse hiçbir zaman bir bütün olarak bütçelerin tümünün gözden geçirilmediğidir. Bunun yerine, geçmiş yıl bütçesi temel alınarak dikkatler küçük artış veya azalışlara odaklanmaktadır. Bu nedenle bütçeleme geniş kapsamlı değil, arttırımcıdır (Wildawsk ve Caiden, 1997: 45). Wildawsky'ye göre, bütçenin tümü üzerinde uğraşmak yerine, arttırmalara odaklanmak tercih edilmektedir. Çünkü bu arttırımcı yaklaşım fikir ayrılıklarını azaltmakta, maliyetleri düşürmekte, bütçelerdeki rolleri ve beklentileri dengelemektedir. Daha da önemlisi zaman tasarrufu sağlayarak, daha önemli siyasi konuların gündeme gelmesine ve görüşülmesine zaman ayrılabilir.

Wildawsky'ye göre, arttırmalar ekonomik büyümeden ve/veya kamu kesiminin ekonomideki görece büyüklüğünün artmasından kaynaklanabilmektedir. Arttırımcılık, kamu politikaları arasında kaynakların el değiştirmesinden kaynaklanmamaktadır. Bir başka deyişle, arttırımcılık, bir programın bütçesi küçülürken, diğerinin arttırılması anlamında kullanılmamaktadır. Ayrıca, belki daha da önemlisi Wildawsky arttırımcılığı insanın doğasına dayandırmaktadır. (Schick, 1983: 3) Karar alıcıların bütçelerde ortaya çıkabilecek tüm faydaları, tüm maliyetleri hesaplamak ve tüm alternatifleri karşılaştırmak için beyin gücünün yetmeyeceğini belirtmektedir (Bu gerekçeye, 1950'li yılların bilgisayar teknolojisine göre yorum yapmak gerekir.)

Arttırımcılıkla ilgili birçok tanımlama yapılmıştır. Ancak, basit anlatımla arttırımcılık kamu kesiminde karar alıcıların, bütçe ödenekleriyle ilgili karar alırken genellikle bir yıl önceki "bütçe ödeneklerini" veya "bütçe harcamalarını" esas (baz) alarak, bir yıl sonraki ödeneklerini belirli bir oranda arttırmak (nadiren de olsa azaltmak) üzerinde yoğunlaşmaları anlamında kullanılmaktadır. Bu oran sabit değildir. O yılın özelliklerine ve olağanüstü durumlara göre değişebilmektedir.

Birçok yazar arttırımcı karar almanın nedenlerini farklı yorumlamıştır. Örneğin bazı yazarlar arttırımcılığın gerekçesini, klasik bütçelemeye karşı rasyonel karar almayı amaçlayan performans bütçeleme, program bütçe, sıfır esaslı bütçeleme sistemlerinin karmaşık hesaplamalarına dayandırmışlardır (White, 1994: 115). Program bütçelemede, programların belirlenmesi, alternatif programların karşılaştırılması, çıktılarının belirlenmesi ve karşılaştırılması oldukça karmaşık hesaplamalara dayanmaktadır. Sıfır esaslı bütçelemede ise, geçmişteki tüm bilgiler göz ardı edilmekte, yok sayılmaktadır. Dün yokmuş gibi her yıl, her kurum bütçe tahminlerini araştırmaya ve hesaplamalara ihtiyaç duymaktadır. Kolayca tahmin edileceği üzere tahmin yapmak, hesaplama yapmak ve karşılaştırmalar yapmak oldukça zordur. Bu zorlukların üstüne, gerçek hayat uygulamalarında program (veya PPBS) ve sıfır esaslı bütçelerin başarısız olması da, karar alma birimlerini bütçe hazırlıklarında arttırımcılığı tercih etmeye yönlendirmiştir. Klasik bütçelemede yoğun olarak kullanılan arttırımcılıkla birlikte, bütçe tahminlerini yapmak basit, kolay ve esnek.

Bazı karar alıcılar ve yazarlar arttırımcılığı iyi tanımlanmış bir baz üzerinde kurumlarının istikrarını sağlama aracı olarak görmekte (Davis, Dempster ve Wildavsky, 1966a: 530), (DDW).

Zaman içerisinde arttırmıcılığın önemini yitirdiğine dair görüşler de oluşmaya başlamıştır. Örneğin Rubin (1989) şu eleştirileri yapmıştır. Öncelikle arttırmıcılığın uzun zaman dilimini kapsayan taahhütleri (emekli maaşları, uzun vadeli askeri yatırımlar gibi) dikkate almadığını, bu nedenle bu tür harcamalarda arttırmıcılıktan söz edilemeyeceğini belirtmiştir. İkinci olarak arttırmıcılığın yukarıdan aşağıya bütçelemeyi (top/down) tamamen göz ardı ettiğini, ancak birçok ülke uygulamasının olduğundan söz etmiştir. Arttırmıcılığın, geçek hayatta uygulanan, bütçe kesintileriyle ilgilenmediğini, bunun da ele alınan baz yılını sorgulattığını belirtmiştir. Üçüncü olarak özellikle baskı grupları gibi faktörleri ihmal etmesinin ve bunun gibi faktörleri dışsal değişken olarak görmesinin doğru olmadığını savunmaktadır. Daha da önemlisi insan beyninin karar alma birimleri olarak tüm faaliyetleri, tüm fayda/maliyetleri karşılaştırmasının imkânsız olduğunu söylemesinin de yanlış olduğunu iddia etmektedir (Rubin, 1989: 77).

Arttırmıcılıkla ilgili ana akım düşünce Wildavsky'ye sadık kalsa da, bazı bütçe yazarları bu kavramı tartışmaya başlamıştır. Hatta kademeli olarak Wildavsky'nin kendisi de arttırmıcılığı sorgulamaya başlamıştır. Wildavsky "Politics of Budgetary Process" kitabının son baskısında arttırmıcı bütçeler için gerekli koşulların artık olmadığını belirtmiştir (Rubin 1989: 78).

Arttırmıcılığın gerekçeleri, ortaya çıkması için gerekli koşullar ve sonuçlarıyla ilgili tartışmalar bir yana bırakılırsa, arttırmıcılığı test etmek için açık bir tanımının yapılması gerekmektedir. Ancak arttırmıcılık kavramı oldukça esnek ve tanımlanması zor bir kavramdır (Schick, 1983: 2).

Arttırmıcılık yaygın olarak bütçe ödeneklerinde "düzenli" artışlar ve var olan seviyeye (esas alınan baza) yakınlık olarak tanımlanmaktadır (DDW, 1966a: 529). Arttırmıcılığın bu şekilde tanımlanması basit ve kolay bir biçimde test edilebileceği akla gelse de, bu tanımdan çıkan sorunlar da vardır. Öncelikle baz alınan ödenek nedir? sorusu farklı yazarlarca farklı yorumlanmış ve test edilmiştir. Örneğin baz alınan bir önceki yıl ödenek teklifleri midir? Ya da bir önceki yıl yasalaşan ödenek miktarları mıdır? Ayrıca, ödenek teklifleri baz alınacak ise, arttırmıcılık bütçe prosedüründe hangi aşamada ortaya çıkmaktadır? Örneğin, arttırmıcılık davranışı, aşağıdan yukarıya (bottom-up) bütçelemede kurum ödenek tekliflerinde, hükümetlerin ödenek tekliflerinde ya da yasama organındaki görüşmelerde ortaya çıkabilir. Sonuç olarak, arttırmıcılık, bütçe sürecindeki aktörlerin davranışlarında test edilebilir ya da sonuçta (yasalaşan ödeneklerde) test edilebilir (Anderson ve Harbridge 2010: 474).

Arttırmıcılığı test edecek biçimde tanımının yapılmasında iki temel sorun ortaya çıkmaktadır. Birinci sorun, arttırmıcılığın baz alınan yıla yakınlığı veya baz yılından küçük değişimler olarak tanımlanmasında ortaya çıkmaktadır. Ne kadar küçük değişimlerin arttırmıcı olarak değerlendirileceği konusunda görüş birliği bulunmaktadır. Örneğin %1, %5 ve %20 değişimlerde hangisi arttırmıcılık kabul edilecektir? Bu konuda çalışan akademisyenlerin %2 ile %30 arası değişimleri arttırmıcılık olarak kabul ettikleri görülmektedir (Anderson ve Harbridge 2010: 464).

Arttırmıcılık tanımlanmasında ikinci sorun, arttırmılarda “düzenlilik” konusudur. Arttırmıların belirli bir yıl kurum ödenekleri arasında düzenliliği (benzerliği) ya da aynı kurumlar ödeneklerinin zaman içerisindeki artışlarındaki düzenlilik söz konusu olabilir. Genellikle arttırmıcılıkta zaman içerisindeki düzenlilik test edilmiştir.

Arttırmıcılığı ya hep ya hiç şeklinde (arttırmıcılık var ya da yok gibi) test etmenin de çok doğru olmadığını belirten çalışmalarda bulunmaktadır. Ele alınan analiz döneminde arttırmıcı olan dönemler olabileceği gibi olmayan dönemlerde bulunabilir (Dezhbakhsh, Tohamy ve Aranson, 2003: 533). Bu dönemleri etkileyen siyasi ve ekonomik faktörlerin incelenmesi gereklidir. Özellikle 1980’li yıllarda başlayan, kamu kesiminin aşırı büyüdüğü ve küçültülmesi gerektiği konusundaki düşüncenin varlığı halinde arttırmıcılık davranışlarındaki değişimler ilginç olabilmektedir (Schick, 1983: 2-4).

3. Literatür

Arttırmıcılıkla ilgili ilk ampirik test DDW (1966a, 1966b, 1971)’te yapılan çalışmalara aittir. Bu çalışmalarda arttırmıcılık yıllık bütçelerde düzenli değişimler ve geçmiş yıl bütçelerine yakınlık olarak tanımlanmıştır. DDW (1966a) ABD bütçe sisteminde yer alan 56 federal kurumun 1947-1963 arasındaki bütçe davranışlarında arttırmıcılığın var olup olmadığını test etmek için altı eşitlik kurmuştur. Bu eşitliklerden üçü farklı özelliklere sahiptir (Dezhbakhsh, Tohamy ve Aranson, 2003: 535):

$$y_t = \beta_1 x_t + \eta_t \quad (1)$$

$$x_t = \beta_2 y_{t-1} + \zeta_t \quad (2)$$

$$x_t = \alpha_0 x_{t-1} + v_t \quad (3)$$

Burada y_t t yılı için bir kuruma Meclis’in verdiği ödenek, x_t Yönetim ve Bütçe Ofisi’nin (Office of Management and Budget-OMB) kurum için talep ettiği ödenektir. β_1 , β_2 ve α_0 katsayıları göstermekteyken, η_t , ζ_t ve v_t hata terimlerini ifade etmektedir. Modellerde bir sabit terimin varlığına da izin verilmemiştir. Bütçe süreci ve bütçenin büyüme oranı göz önüne alındığında da $\beta_1 < 1$; $\beta_2 > 1$; ve $\alpha_0 > 1$ şeklinde bir tahminde bulunmuşlardır. Yazarlar bu eşitliklerin tahmini sonucu arttırmıcılığın varlığını da yüksek R^2 değeri ve serilerde kırılmanın olmamasıyla doğrulamaya çalışmışlardır. Ancak o dönemde serilerin durağan olup olmadıklarını inceleyemedikleri için bu çalışma ciddi tartışmalara neden olmuştur.[‡]

DDW (1974) yılında ABD’deki 53 kurum için yaptıkları çalışmada genişletilmiş model (extended model) olarak yeni bir model kurmuşlar ve bu modele sabit terimle beraber yeni ekonomik ve politik değişkenler eklemiştir.[§] Yeni değişkenler eklemelerinin sebebi olarak, modelin açıklama gücünün yükseltilmesi ve katsayıları etkileyip etkilemediğinin görülmesi olduğunu belirtmişlerdir. Kurdukları

[‡] Natchez ve Bupp (1973), Gist (1974), Ripley vd. (1975).

[§] Model yer alan bağımsız değişkenler için DDW (1974) çalışmasına bakılabilir.

iki genişletilmiş modelden ilkinde bağımlı deęişken olarak t yılı için bir kuruma Meclis'in verdięi ödenekleri ve ikincisinde ise OMB'nin kurum için talep ettięi ödenekleri kullanmışlardır. 1964-1968 yılları için modelin öngörüsünde (forecasting) bulunmuşlardır. Bu öngörü modelinin de temel modelin katsayılarındaki deęişiklikleri başarılı bir şekilde açıklayacağını belirtmişlerdir. Tahmin ettikleri modelin sonuçlarını da DDW (1966a)'da ulaştıkları sonuçlarla karşılaştırmışlardır. Bunun sonucunda bütçe sürecinin temel olarak arttırımcı olmasına rağmen, günün veya dönemin ekonomik ve sosyal ihtiyaçlarındaki deęişmelerden de etkilendiğini belirtmişlerdir (Alegre ve Penas, 2011: 717).

1980'li yılların sonuna doęru arttırımcılığın test edilmesi daha çok metodolojik konular üzerinde gerçekleşmiş ve istatistiksel eksikler üzerine yoğunlaşmıştır (Berry, 1990). Daha sonrasında yapılan çalışmalarda ise bu eksiklikler giderilmeye çalışılmıştır. Örneğin Boyne, Ashworth ve Powell (2000) yüksek pozitif korelasyonların bütçe harcamalarında ne düzenlilięi ne de marjinalięi gösterdiğini belirtmiş, bu nedenle modellerinde bütçe harcamalarının düzey deęerlerinden ziyade, kişi başı harcamalardaki reel deęişimleri kullanmışlardır. Yazarlar bütçe normlarına baęlılık olarak (adherence to budgetary norms) açıkladıkları arttırımcılıęı, Birleşik Krallık'ta bulunan 403 yerel otorite için 1981-1996 yılları arasında incelemişlerdir. Çalışmada dört ayrı regresyon modeli kurmuşlardır. İlk iki modelde yerel bütçelerin merkezi yönetimden etkilenmedikleri varsayımıyla hareket etmişler, dięer modellerde ise yerel otoritelerin merkezi yönetimden etkilendiklerini göz önüne alarak tahminlerde bulunmuşlardır. İlk modelde bağımlı deęişken olarak kişi başı net harcamaların deęişimi yer alırken, bağımsız deęişken olarak bir önceki dönem bütçesini korumayı gerektiren net kamu harcamasındaki deęişimi; ikinci modelde bağımlı deęişken olarak net kişi başı kamu harcamasındaki reel deęişimi, bağımsız deęişken olarak da bağımlı deęişkenin gecikmesini kullanmışlardır. R² deęerlerine bakarak yorumladıkları ilk iki modelin sonuçlarına göre ise yerel otoritelerin arttırımcılık davranışları için çok az kanıt bulmuşlardır. Yerel otoritelerin merkezi yönetimden etkilendikleri varsayımıyla kurdukları dięer iki modelin sonuçlarına göre ise arttırımcılığın yerel otoritelerin bütçe kararlarını belirledięi kanıtına ulaşamamışlardır.

Reddick (2002) 1950-2000 dönemi arasında Kanada, Birleşik Krallık ve ABD için yaptıęı çalışmasında arttırımcılığın varlığını hem toplam bütçe için hem de bütçenin alt kategorilerinde (eđitim, saęlık, savunma kategorileri vb.) zaman serisi yöntemi kullanarak AR(1) modeli çerçevesinde araştırmıştır. Modelde deęişken olarak reel ve nominal kamu harcamaları ve gelirleri kullanılmıştır. AR (1) modelini kullanma sebebi olarak arttırımcılığın en iyi bu model yardımıyla açıklanabilmesini göstermiş ve bu modelin geleceğın bir tahmincisi olarak geçmişi yansıttığını ileri sürmüştür. Tahmin ettięi model sonucunda ise anlamlı bulduęu AR(1) katsayılarını yorumlamış ve üç ülkede arttırımcılığın toplam kamu harcaması seviyesinde gerçekleştięi, ancak kategoriler açısından arttırımcılıęa dair çok az kanıt olduęu sonucuna ulaşmıştır.

Reddick (2003a) 1968-1999 dönemi arasında ABD bütçe sisteminde arttırmıcılığın olup olmadığını aylık reel kamu harcamalarının GSYH'ye oranını bağımlı değişken olarak hem bütçenin tümünde hem de alt kategorileri için kullanarak ARCH (Otogresif koşullu değişen varyans) modeliyle tahmin etmiştir. Arttırmıcılığın varlığı için katsayıların pozitif olması gerektiğini ileri sürmüştür ve analiz sonucunda harcama kategorilerinin çoğunda (18 kategoriden 13'ü) arttırmıcılığın varolduğu sonucuna ulaşmıştır.

Reddick (2003b) çalışmasında 50 ABD eyaleti için arttırmıcılığın var olup olmadığını 1960-1966 dönemi arasında aylık bütçe verileri yardımıyla araştırmıştır. O, arttırmıcılık teorisinin Wildawsky'nin orijinal teorisinde olduğu gibi test edilmesi gerektiğini öne sürmüştür ve arttırmıcılığın temelde düzenlilik (regularity) ve marjinallik olmak üzere iki temel özelliğe sahip olduğunu belirtmiştir. Çalışmasında da bu iki temel özelliği test etmiştir. İlk önce panel birim kök testi yardımıyla serilerde birim kök olup olmadığını sınımış ve serilerin AR(1) süreci izlediği sonucuna ulaşmıştır. Arttırmıcılığın ikinci özelliğini ise AR(1) modeliyle analiz etmiştir. Analiz sonucunda eğitim harcamaları ve toplam harcamalar için tahmin edilen pozitif katsayıları arttırmıcılığın kanıtı olarak ileri sürmüştür.

Dezhbakhsh, Tohamy ve Aranson (2003) arttırmıcılığı bütçe kategorisindeki yıllık değişimlerdeki düzenlilik ve varolan seviyelere yakınlık olarak tanımlamışlardır. Dezhbakhsh, Tohamy ve Aranson (2003) DDW (1966a)'nın çalışmasına benzer olarak ABD'deki 93 kurumun arttırmıcılık davranışını 1946-1994 dönemi arasında inceledikleri çalışmalarında, değişken olarak enflasyona göre ayarladıkları genel harcamaları, kurumların harcama tekliflerini ve ödeneklerini kullanmışlardır. Yazarlar diğer çalışmalardan ve DDW(1966a)'dan farklı olarak ise değişkenlerin durağan olup olmadıklarını öncelikle incelemişler ve değişkenlerin durağan olmadıkları sonucuna ulaşmışlardır. Çünkü onlara göre DDW (1966b)'nin "özel koşullar" olarak adlandırdığı durum aslında bütçe değişkenlerinin durağan olmamasıdır. Bu koşullar bütçe karar alma sürecinde bilinmeyen faktörlerdir. Sonrasında ise oluşturdukları istatistiksel bantların sonuçlarına göre ekonomik ve sosyal değişkenleri de içeren bir Poisson regresyon modeli kurmuşlardır. Bu modelin sonuçlarına göre ise bütçe harcamalarındaki arttırmıcılığın çeşitli ekonomik ve sosyal faktörlerden etkilendiğini ortaya koymuşlardır.

Alegre ve Penas (2011) 1985-2009 dönemi arasında İspanya bütçesindeki hem arttırmıcılığın varlığını hem de dışsal faktörlerin etkilerini iki model kurarak incelemişlerdir. Bunun için öncelikle bütçenin toplamında ve bütçe içerisinde bir arttırmıcılık olup olmadığını belirlemek adına bütçe toplamının kernel yoğunluk grafiğini kullanmışlar ve merkezi bir eğilim olduğunu gözlemlemişlerdir. Bunu arttırmıcılığın bir kanıtı olarak değerlendirmişlerdir. Sonrasında kurdukları modelde içsel değişken olarak genel devlet bütçe harcamalarının nominal büyüme oranını (bu değişken dört farklı değişken seti tarafından belirlenmiştir), bağımsız değişkenler olarak ise, politik, ekonomik ve demografik değişkenleri kullanmışlardır. Bütçe içi arttırmıcılığı belirlemek adına 1997-2009 yılları için kurdukları ikinci modelde ise

öncelikle Dezhbakhsh, Tohamy ve Aranson (2003) çalışmasına benzer olarak arttırımcı olan ve olmayan yıl sayısını dört farklı istatistiksel bant oluşturarak belirlemişlerdir. Sonrasında bandın içinde kalan yıllara 1, dışında olan yıllara 0 değeri vererek kukla değişken oluşturmuşlar ve bu değişkeni modelde bağımlı değişken olarak kullanmışlardır. Bu ikinci modelde bağımsız değişken olarak ise her bir harcama grubunun bir önceki dönemdeki bütçedeki payını, politik ve ekonomik değişkenleri ve konsolide bütçe dışındaki yatırımların büyüme oranını kullanmışlardır. Bu modeli logit modeller için kullanılan maksimum olabilirlik tahmincisini kullanarak test etmişlerdir. Tahmin ettikleri her iki modelin sonuçlarına göre ise arttırımcılığın yıllık bütçe rakamlarındaki değişikliklerin hareketini açıkladığını ancak bütçe toplamındaki marjinal değişim dinamiğini ve bütçe içerisindeki arttırımcı olmayan davranışları açıklamak için başka değişkenlere ihtiyaç olduğunu ortaya koymuşlardır.

Görüldüğü gibi arttırımcılığın varlığını birçok yazar birçok farklı model kurarak test etmeye çalışmıştır. Türkiye’de ise arttırımcı bütçe davranışının var olup olmadığı, ne bütçenin tümü için, ne de kurumlar bazında test edilmemiştir. Bu nedenle literatürde Türkiye ile ilgili bir çalışma bulunamamıştır.

4. Veri Seti

Çalışmada Türkiye’de Maliye Bakanlığı’nın hükümete sunduğu, 1985 yılından 2015 yılına kadar varlığını sürdürmüş 16 (on altı) genel bütçeli kurum ve 31 (otuz bir) özel (eski ismiyle katma) bütçeli kuruluşa ait, yıllık cari fiyatlarla hükümet bütçe teklifleri kullanılmıştır. Askeri dönemden sonra ilk kez demokratik olarak hazırlanmış olan 1985 yılı başlangıç yılı olarak kabul edilmiştir. 2006 yılının son yıl olarak kabul edilmesinin gerekçesi ise, bu yıldan sonra kurumların bütçe teklifleri üzerinde arttırımcılığı önlemeye çalışan “bütçe tavanı” uygulamasının başlamasıdır.

Kurumların bütçe teklifleri Maliye Bakanlığı’nın yayınlamakta olduğu yıllık Bütçe Gereçeklerinden derlenmiş bir veri seti oluşturulmuştur. Genel bütçeli kurumları kapsayan gözlem sayısı 480, özel bütçeli kurumların gözlem sayısı 930’dur.

Veriler toplanırken dikkat edilen nokta, bu dönem içerisinde kurumların süreklilik gösterip göstermediği olmuştur. Nitekim Türkiye’de 1985-2015 arası dönemde kurumlar açısından birçok değişiklik söz konusu olmuştur. 1985-2015 yılları arasında bazı yeni kurumlar oluşturulmuş, bazıları kapatılmış, bazıları birleştirilmiş veya ayrılmıştır. Bu nedenle arttırımcılık davranışının belirlenebilmesi açısından kurumların süreklilik arz etmesi önemli bir konu olmaktadır.

Çalışmada bütçe teklifleri dışında bir veri seti kullanılmamıştır. Daha önce sözü edildiği gibi arttırımcılığı etkileyen siyasi ve ekonomik faktörlerin de incelenmesi ilginç olabilir. Ancak bu faktörlerin analize dahil edilmemesi, çalışmayı olduğunca basit ve anlaşılır tutmak isteğimizden kaynaklanmaktadır. Daha sonraki çalışmalarda bu faktörlerin incelenmesi gereği de açıktır. Çalışmada yer alan kurumlar EK1’de listelenmiştir.

5. Hükümet Tekliflerinin Oransal İncelemesi

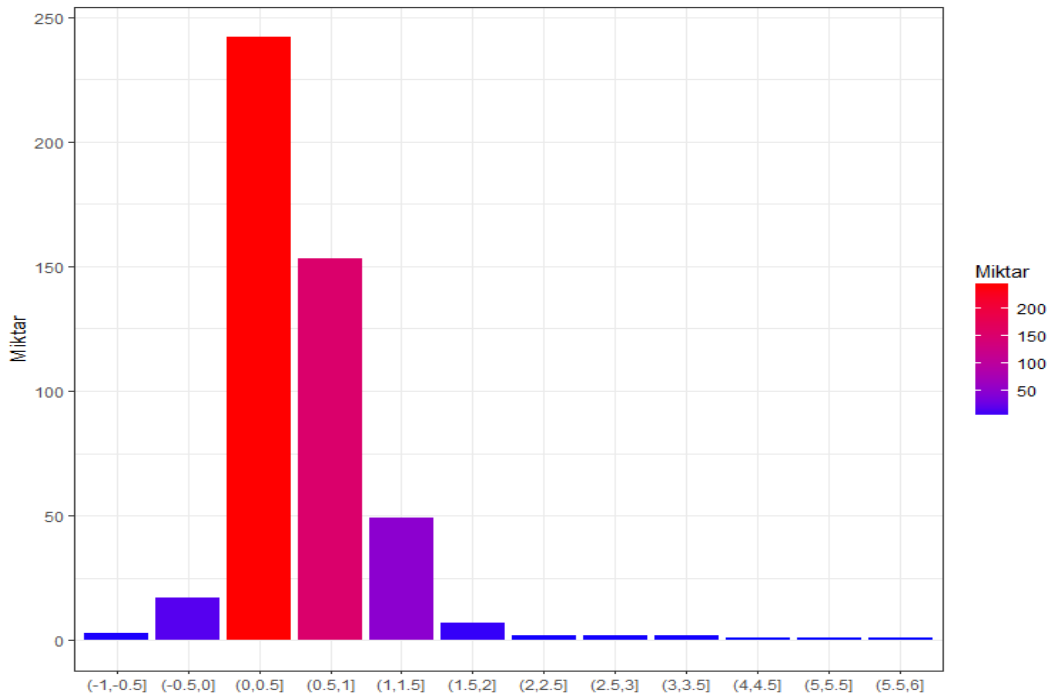
Ekonometrik çalışmaya geçmeden önce, 1985 yılından 2015 yılına kadar ele alınan 16 genel ve 31 katma/özel bütçeli kurumda Maliye Bakanlığı'nın hazırlayıp parlamentoya sunduğu nominal fiyatlarla hükümet tekliflerinin oransal analizini yapmakta fayda bulunmaktadır. Bu analizde tüm ele alınan kurumların bir yıl öncesine göre hükümet tekliflerindeki yüzde değişimlere bakılmıştır.

Tablo 1 ve Şekil 1'de genel bütçeli kurumların, hükümet tekliflerindeki yıllık değişim oranları görülmektedir. Tablo 1'de görüleceği üzere 239 gözlemde kurum bütçe tekliflerinde %0 ile %0,5 oranında artış görülmüştür. %0,5 ile %1 arasındaki artış oranında gözlem sayısı ise 152 olmuştur. Bir başka bakış açısından, %0 ile %1 arasındaki artış gözleminin toplamı 391'dir. Tüm gözlemlerin %81,45'inin arttırmacılık oranı %0 ile %1 arasında gerçekleşmiştir. Diğer referans ağırlıklarındaki değişim oranları ihmal edilebilir düzeyde kalmıştır.

Tablo 1: Genel Bütçeli Kurumların Nominal Bütçe Tekliflerinin Artış Oranlarının Gösterimi

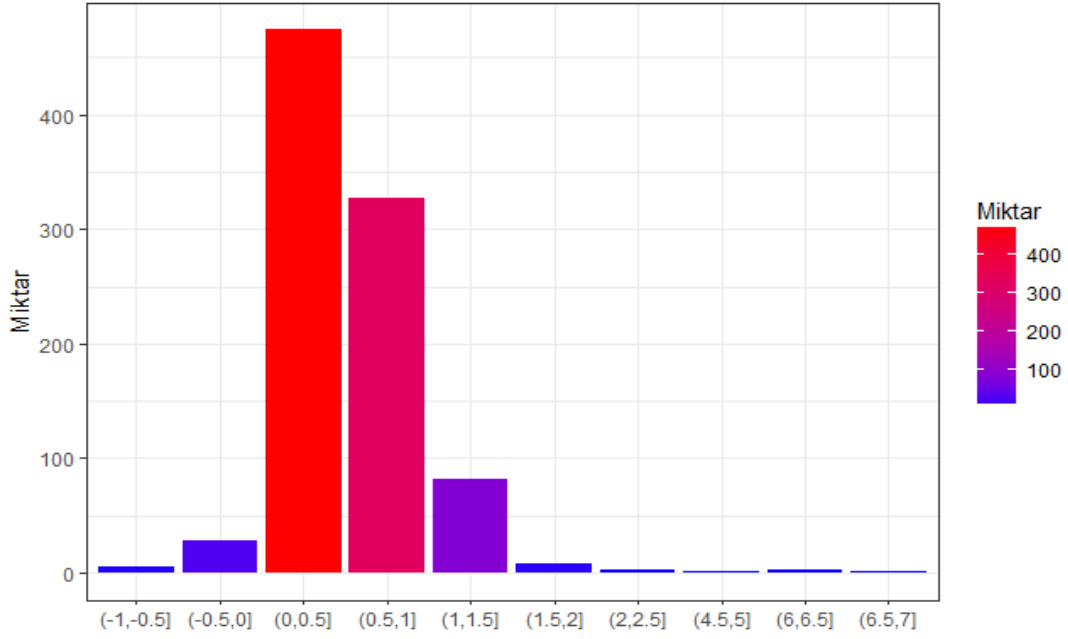
Değişim Oranı Aralığı (%)	(-1,-0.5)	(-0.5, 0)	(0, 0.5)	(0.5, 1)	(1, 1.5)	(1.5, 2)	(2, 3.5)	(3.5, 6)
Miktar	3	21	239	152	49	7	6	3

Şekil 1: Genel Bütçeli Kuruluşların Bütçe Tekliflerinin Nominal Artış Oranlarının Histogramı, 1986-2015



Özel/Katma bütçeli kuruluşların ilgili dönemdeki hükümet teklifleriye Tablo 2 ve Şekil 2’de görülmektedir. Tablo 2’de görüleceği üzere Özel/Katma bütçeli kuruluşların hükümet tekliflerinde 474’ü %0 ile %0,5 arasında gerçekleşmiştir. %0,5 ile %1 arasındaki artış oran sayısıysa 327’dir. Genel bütçeli kurumlarla benzer biçimde, hükümet tekliflerinin 801’inde artış oranı %0 ile %1 arasında gerçekleşmiştir. %0 ile %1 arasındaki artış oranları toplam gözlem sayısının %86,13’ünü temsil etmektedir.

Şekil 2: Özel Bütçeli Kuruluşların Bütçe Tekliflerinin Nominal Artış Oranlarının Histogramı, 1986-2015



Tablo 2: Özel Bütçeli Kuruluşların Nominal Bütçe Tekliflerinin Artış Oranlarının Gösterimi

Değişim Oranı Aralığı (%)	(-1,-0.5)	(-0.5,0)	(0,0.5)	(0.5,1)	(1,1.5)	(1.5,2)	(2,2.5)	(2.5,5)	(5,7)
Miktar	5	28	474	327	82	8	2	1	3

İki bütçe türünün toplamına baktığımızda ise %0 ile %0,5 arasındaki artış oranı 713, %0,5 ile %1 arasındaki artış oranı sayısının ise 479 olduğunu görmekteyiz. İki kurum toplamının hükümet tekliflerinde %0 ile %1 arası artış oranı sayısı 1192’dir. 1192 artış oranı, toplam 1410 olan gözlem sayısının %84,54’üdür. Sonuç olarak ilgili dönemde ele alınan kurum bütçelerinin hükümet tekliflerinde artış oranının %0 ile %1 arasında yapıldığını söyleyebiliriz. Bu oransal tanımlayıcı sonuçtan sonra, ekonometrik çalışma sonuçlarına bakabiliriz.

6. Model ve Ekonometrik Metodoloji

Kurumlar bütçelerini hazırlarken birçok unsuru göz önüne alsalar da, bütçe tekliflerini geçmiş dönem bütçe tekliflerine bakarak hazırlamaktadırlar. Bunun nedeni kurum yöneticilerinin en azından geçmişte sahip oldukları bütçe büyüklüklerini kaybetmek istememesidir. Dolayısıyla bütçe süreçleri sadece cari dönem kurum bütçesiyle ilgili değil geçmiş dönem kurum bütçesiyle de ilgili olacaktır. Bu çalışmada da orijinal DDW (1966a) modelinden yola çıkarak hem genel bütçeli kurumlar hem de özel bütçeli kuruluşlar için aşağıdaki iki modelin tahmini gerçekleştirilecektir. Genel bütçeli kurum tekliflerinin arttırımcı bütçe davranışlarının tahmini için;

$$lgbkt_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 lgbkt_{i,t-1} + \beta_2 lgbkt_{i,t-2} + \mu_{i,t} \quad (4)$$

modeli kullanılacakken, özel bütçeli kuruluşlar için ise;

$$lobkt_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 lobkt_{i,t-1} + \beta_2 lobkt_{i,t-2} + \mu_{i,t} \quad (5)$$

modeli kullanılacaktır. Burada bağımlı değişken olarak kullanılan *lgbkt* genel bütçeli kurumların nominal bütçe tekliflerinin logaritmasını, bağımsız değişken olarak kullanılan *lgbkt*_{*i,t-1*}, *i* genel bütçeli kurumun (*t-1*) dönemindeki nominal bütçe teklifinin logaritmasını ve *lgbkt*_{*i,t-2*}, *i* genel bütçeli kurumun (*t-2*) dönemindeki nominal bütçe teklifinin logaritmasını ifade etmektedir. 5 numaralı modelde bağımlı değişken olarak kullanılan *lobkt* özel bütçeli kuruluşların nominal bütçe tekliflerinin logaritmasını, bağımsız değişken olarak kullanılan *lobkt*_{*i,t-1*}, *i* özel bütçeli kuruluşun (*t-1*) dönemindeki nominal bütçe teklifinin logaritmasını ve *lobkt*_{*i,t-2*}, *i* özel bütçeli kuruluşun (*t-2*) dönemindeki nominal bütçe teklifinin logaritmasını ifade etmektedir. $\mu_{i,t}$ ise hata terimlerini göstermektedir. Değişkenlerin logaritmik değerlerinin kullanılmasının temel nedeni kurum bütçe tekliflerinin iki dönem içerisindeki marjinal değişimlerini görebilmektir. Değişkenlerin iki gecikmesinin modellerde var olmasının nedeni ise kurumların arttırımcı bütçe davranışlarının iki dönemde de var olup olmadığını analiz etmektir. Cari yıl bütçe ödeneklerini sadece geçmiş yıl teklifleri değil iki yıl önceki teklifler de etkileyebilir. Şöyle ki; iki yıl önce düşük ödenek alan bir kurum, bir sonraki yıl ödenek arttırmak için bir gerekçe elde etmiş olabilir. Böyle bir durumda maliye bakanlığının cari yıl bütçesi için daha büyük bir artış oranı teklif edebilir. Dolayısıyla iki yıl önceki tekliflerin de analize dahil edilmesi ilginç sonuçlar verebilir. Analiz için R Studio 3.4.2 ve Stata 12 versiyonları kullanılmıştır.

6.1. Yatay Kesit Bağımlılığı

Yatay kesit bağımlılığı, ihmal edilmiş değişkenlerin varlığından, gözlemlenemeyen etkilerden, bunlar göz önünde bulundurulsa bile kalıntılar arasındaki bağımlılıktan ortaya çıkabilmektedir (Breitung ve Pesaran, 2008: 295). Panel veri analizinde yatay kesit bağımlılığının varlığının dikkate alınmaması panel veri tahmincilerinin tutarlı olmamasına neden olmaktadır. Bu nedenle öncelikle birimler arasında yatay kesit bağımlılığının olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir (Hsiao, 2014: 344).

Yatay kesit bağımlılığını ölçmenin çeşitli yöntemleri mevcuttur. Breusch-Pagan (1980) $N < T$ olduğu durumlarda yatay kesit bağımlılığın varlığını test etmek için bir LM test istatistiği türetmiştir. Bu istatistik şu şekilde hesaplanmaktadır (Hsiao, 2014: 345):

$$LM = T \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij}^2 \quad (6)$$

Burada $\hat{\rho}_{ij}^2$, en küçük kareler yöntemi sonucunda tahmin edilen \hat{u}_{it} ve \hat{u}_{jt} artık terimleri arasındaki korelasyon katsayısını göstermektedir. LM testi ki-kare dağılımına sahiptir ve yatay kesit bağımlılığı yoktur H_0 hipotezi altında test edilir:

$$Cov(\hat{u}_{it}, \hat{u}_{jt}) = 0, \text{ tüm } t \text{ 'ler için, } i \neq j \quad (7)$$

$N > T$ olduğu durumlarda başka yatay kesit bağımlılığı testleri de geliştirilmiştir. Bunlardan bazıları, ölçeklendirilmiş Lagrange Çarpan Test İstatistiği (SLM), Pesaran (2004) CD testtir. Ancak çalışmamızda yer alan panel veri setinde $N < T$ olduğu için diğer geliştirilen testlerin yapılmasına gerek duyulmamıştır.

6.2. Birim Kök Testleri

Panel verilerde birim kök sınamaları temelde Maddala ve Wu (1999), Choi (2001), Levin, Lin ve Chu (LLC) (2002), Im, Pesaran ve Shin (IPS) (2003) tarafından geliştirilen testlerle gerçekleştirilmektedir. Bu testlerde birim köke sahip olanlar $I(1)$ olarak, birim köke sahip olmayanlar ise $I(0)$ olarak adlandırılmaktadır. Test edilen sıfır hipotezi ise “ H_0 : “Tüm seriler $I(1)$ ” şeklindedir. H_0 hipotezi tüm panel birim kök testlerinde ortakken (bazı panel birim kök testleri dışında) literatürde iki farklı alternatif hipotez söz konusudur. Bunlardan birisi H_1^A : “Tüm seriler $I(0)$ ’dır” (alternatif homojen olarak adlandırılır) hipoteziyken, diğeri H_1^B : “Serilerden en az birisi $I(0)$ ’dır” (alternatif heterojen olarak adlandırılır) hipotezidir (Kleiber ve Lupi, 2011:2). H_1^A türü alternatif hipotezlere dayanan testlerin bir dezavantajı, tüm birimler durağan olmasa da genelde güç sahibi olmalarıdır. Bu nedenle hipotezin reddedilmesi tüm serilerin gerçekten durağan olduğuna dair ikna edici bir kanıt vermemektedir. Örneğin, LLC (2002) testinin gücü, tüm kesitler durağan olmadığı zamanda bile daha az kısıtlayıcı bir alternatife dayandığı için IPS (2003) testinden daha iyi bir testtir (Pesaran, 2012).

Yukarıda adı verilen birim kök testlerin tümü yatay kesit bağımlılığını dikkate almamaktadır. Bu nedenle Pesaran (2007) panel birim kök testlerini uygularken yatay kesit bağımlılığın dikkate alınması gerektiğini ileri sürmüş ve yatay kesit problemini dikkate alan farklı bir yaklaşım geliştirmiştir. Tahmin edilen faktörlerden sapmalara birim kök testlerini dayandırmak yerine, Pesaran (2007) bireysel serilerin birinci farkları ve gecikmeli değerlerin kesit ortalamalarıyla standart Dickey-Fuller (veya genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF)) regresyonunu geliştirmiştir. Bu testte, IPS (2003) tarafından öne sürülen, t-bar, Maddala ve Wu (1999) tarafından geliştirilen ters Ki-

Kare testi (veya P testi) ve Choi (2001) tarafından geliştirilen ters normal test (veya Z testi) versiyonları geliştirilerek kullanılmıştır. Yeni asimptotik testler hem bireysel CADF (yatay kesitsel olarak genişletilmiş ADF testi) ve onların basit ortalamalarını içermektedir. Bu test istatistiği yatay kesitsel ADF veya CADF olarak adlandırılmakta ve şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta \bar{y}_t + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

Tüm i birimleri için seride birim kök olup olmadığını ifade eden hipotezler ise şu şekilde ifade edilmektedir;

$$H_0: \beta_i = 0 \quad (9)$$

$$H_1: \beta_i < 0, \quad (10)$$

Pesaran (2007) ayrıca IPS (2003) testinin yatay kesitsel olarak genişletilmiş versiyonunu da geliştirmiş ve bunu da CIPS olarak adlandırmıştır. CIPS test istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$CIPS(N, T) = t - bar = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (11)$$

Burada $t_i(N, T)$ CADF regresyonundan hesaplanmış \bar{y}_{t-1} katsayısının t değeri tarafından verilen i'inci birim yatay kesiti için hesaplanan yatay kesitsel olarak genişletilmiş DF istatistik değeridir. Bu istatistik değeri yine Pesaran (2007) tarafından hesaplanan tablo değerleriyle karşılaştırılarak panelde birim kök olup olmadığı test edilmiş olur.

6.3. Swamy (1970) Rassal Katsayılar Modeli

Swamy (1970) paneldeki her bir birim için ayrı ayrı katsayıların hesaplanabileceğini öne sürmüştü ve şu şekilde bir model kurmuştur (Hsiao, 2014):

$$y_{it} = x'_{it} \beta_i + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (12)$$

Burada β_i ve x'_{it} K x 1 şeklindeki parametre ve açıklayıcı değişkenler vektörüdür. Durağan rassal katsayılar modeli sabit ortalama ve varyans-kovaryans durumunu ifade etmektedir. Şöyleki, K x 1 parametreler vektörü β_{it} şu şekilde belirtilebilir:

$$\beta_{it} = \bar{\beta} + \xi_{it}, \quad i = 1 \dots, N, \quad t = 1 \dots, T \quad (13)$$

Burada $\bar{\beta}$, K x 1 sabitler vektörü, ξ_{it} ise K x 1 şeklindeki sıfır ortalama ve sabit varyans-kovaryanslı durağan rassal değişkenler vektörüdür. Bu tür bir modelde öncelikle ortalama katsayı vektörü olan $\bar{\beta}$ ve her bir birimin ξ_{it} bileşeni tahmin edilir.

Swamy (1970) $\beta_i = \bar{\beta} + \alpha_i$ denkleminin ortak ortalama $\bar{\beta}$ ile birlikte rassal olarak ele alındığında; $E(\alpha_i) = 0$ ve $E(\alpha_i \alpha_j) = \begin{cases} \Delta & i = j \\ 0 & i \neq j \end{cases}$ olarak varsaymıştır.

Swamy (1970) varsayımı altında eğer $(1/NT)X'X$ tekil olmayan düzeyde bir matrise yakınsarsa bir bağımsız değişkenin bağımlı değişken üzerindeki basit regresyonu tahmin edildiğinde $\bar{\beta}$ tahmincisi sapmasız ve tutarlı olacaktır. Bu katsayının en iyi doğrusal sapmasız tahmincisi ise bir genelleştirilmiş en küçük kareler (GLS) yöntemidir. GLS yöntemi ise her bir yatay kesit için en küçük kareler tahmincisinin ağırlıklı ortalamasının bir matrisini yansıtmaktadır.

Swamy (1970) model tahmin edilmeden önce katsayı vektörlerinin sabit ve tümünün eşit olup olmadığını gösteren $H'_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_N = \beta$ hipotezinin test edilmesi gerekmektedir. Buna parametre sabitlik testi de denilmektedir. Bu test istatistiği ise şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$H_\beta = \sum_{i=1}^N \frac{(b_i - \hat{\beta})' X'_i X_i (b_i - \hat{\beta})}{s_{ii}} \quad (14)$$

Burada $\hat{\beta}$ ise $\hat{\beta} = \left[\sum_{i=1}^N \frac{X'_i X_i}{s_{ii}} \right]^{-1} \sum_{i=1}^N \frac{X'_i X_i}{s_{ii}} b_i$ olarak hesaplanmaktadır. Dolayısıyla rassal katsayılı model tahmin edilmeden önce parametre sabitlik test sonucu dikkate alınmalıdır.

7. Analiz Sonuçları

7.1. Yatay kesit bağımlılığı testi sonuçları

Yatay kesit bağımlılığın test edilmesi hem analiz sonuçları hem de bu sonuçların doğruluğu açısından önem taşımaktadır. Dolayısıyla analizi gerçekleştirmeden önce yatay kesit bağımlılığı varsa bunun dikkate alınması ve bu koşul altında diğer testlerin gerçekleştirilmesi gerekmektedir. Yatay kesit bağımlılığın varlığı yapılacak birim kök testlerinin seçimini de doğrudan etkilemektedir. Ayrıca çalışmada yer alan kurumlara dışarıdan gelecek bir bütçe şokunun diğerlerini etkileyip etkilemediğinin de bu yönden test edilmesi önemli olacaktır. Bu nedenle çalışmada hem genel bütçeli kurumlar hem de özel bütçeli kuruluşlar arasında yatay kesit bağımlılığın olup olmadığı test edilmiştir. Yapılan yatay kesit bağımlılığı test sonuçları Tablo 3'te gösterilmektedir.

Tablo 3: Genel Bütçeli Kurumların ve Özel Bütçeli Kuruluşların Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

	Breusch-Pagan LM Test Sonuçları
Lgbkt	3672,2***
Lobkt	14267***

***%1 seviyesinde anlamlılık düzeyi

Tablo 3'ten görüleceği üzere yapılan yatay kesit bağımlılığı testi sonucu hem genel bütçeli kurumlar hem de özel bütçeli kuruluşlar arasında yatay kesit bağımlılığı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bir diğer deyişle bir kuruma dışarıdan bütçeyle ilgili gelecek bir şok diğer kurumları da farklı şekilde etkilemektedir.

7.2. Birim Kök Testi Sonuçları

Yatay kesit bağımlılığı testi yapıldıktan sonra yapılacak bir diğer işlem değişkenlerin birim köke sahip olup olmadığının test edilmesidir. Nitekim çalışmada birim kök testi ayrı bir öneme sahiptir. Çünkü arttırıcılık mevcut bütçe rakamlarının geçmişteki bütçe rakamlarına yakınlığı olarak değerlendirildiğinde (Reddick, 2002: 263; Breunig ve Koski, 2012: 48) arttırıcılığı test etmek için birim kök testi gerçekleştirilebilir.

Panel data analizinde birim kök testi yapılmadan önce dikkat edilmesi gereken bir diğer nokta ise hangi tür birim kök testinin kullanılacağıdır. Çünkü birim kök testi yapılırken yatay kesit bağımlılığının dikkate alınması gerekmektedir. Çalışmada kullanılacak yatay kesit birimleri arasında bir bağımlılık olduğu sonucunda yatay kesit bağımlılığını dikkate alan birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir. Çalışmada her iki değişken için de yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Pesaran (2007) testi kullanılmış ve Tablo 4'te gösterilmektedir.

Tablo 4: Genel Bütçeli Kurumların ve Özel Bütçeli Kuruluşların Bütçe Tekliflerinin CIPS Birim Kök Testi Sonuçları

	Sabitsiz-trendsiz	Sabitli Model	Sabitli-Trendli Model
Lgbkt	-1.302	-2.352***	-3,083***
Lobkt	-2.794***	-3.367***	-3.768***

*** %1 seviyesinde anlamlı.

Birim kök testi sonuçlarına göre her iki değişken için hesaplanan CIPS test istatistik değerleri sonucunda değişkenlerin I(0) olduğu yani değişkenlerde birim kök olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Çalışma kapsamında değerlendirildiğinde ise kurum bütçe tekliflerinin önceki dönemler arasında çok farklılaşmadığı ve arttırıcı bütçe davranışının var olduğu söylenebilmektedir.

7.3.Swamy (1970) Rassal Katsayılar Modeli Analiz Sonuçları

Çalışmadaki temel amaç kurum düzeyinde arttırmacılığın var olup olmadığını görmek olduğundan Swamy (1970)'in geliştirmiş olduğu rassal katsayılar modeli kullanılmıştır. Böylece kurumlar arasındaki farklılık da görülmüş olacaktır.

Swamy (1970) rassal katsayılar modeli tahmin edilmeden önce ön test olarak nitelendirdiği parametre sabitlik testinin yapılması gerekmektedir. Bu test sonucunda χ (Ki-Kare) değeri anlamlı çıkarsa sabit katsayılı modelin kurulması gerektiğini içeren hipotez reddedilecek böylece rassal katsayılar modeli tahmin edilebilecektir.

Tablo 5: Genel Bütçeli Kurumların ve Özel Bütçeli Kuruluşların Ortalama Katsayı Tahminleri

	Genel Bütçeli Kurumların Bütçe Davranışları		Özel Bütçeli Kuruluşların Bütçe Davranışları
Sabit	0.875 (7.99)	Sabit	0.907 (10.75)
Lgbkt_{i,t-1}	1.273 (17.91)	Lobkt_{i,t-1}	1.274 (19.69)
Lgbkt_{i,t-2}	-0.308 (7.99)	Lobkt_{i,t-2}	-0.316 (-5.15)
Parametre sabitlik testi katsayısı χ (Ki-Kare) = 93.87 [0.000] Gözlem Sayısı: 464		Parametre sabitlik testi katsayısı χ (Ki-Kare) = 120.55 [0.0175] Gözlem Sayısı: 899	

() z istatistik değerleri. [] olasılık değerleri

Kurulan her iki model için de parametre sabitlik testi katsayısı anlamlı olarak bulunmuştur. Rassal katsayıların tahmininden önce ortalama katsayı tahminleri sonucu Tablo 5'te gösterilmiştir. Her bir kuruma ait rassal katsayı tahminleri de EK2 ve EK3'de verilmiştir. Tablo 5'ten görüleceği üzere tüm kurum ve kuruluşların bir ve iki dönem önceki bütçe tekliflerinin cari bütçe teklifleri üzerinde farklı ve anlamlı etkilerinin bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Dolayısıyla rassal katsayıların tahmin edilmesinde de bir sakınca yoktur.

Ortalama katsayı tahminlerine bakıldığında genel bütçeli kurumların ve özel bütçeli kuruluşların bir önceki dönem bütçe teklifindeki %1'lik bir artış cari bütçe tekliflerini yaklaşık olarak %1.27 arttırmaktadır. Ancak iki yıl önceki dönem ortalama katsayı tahminlerine bakıldığında kurumların iki yıl önceki dönem bütçe tekliflerinin cari bütçe tekliflerini az da olsa negatif yönde etkilediği görülmektedir. Bu durum kurumların tekliflerini iki önceki dönem bütçe tekliflerine bakarak hazırlamaları söz konusu olsa bile, temelde bir önceki dönem bütçelerini dikkate alarak bütçelerini hazırlıyor olmalarından kaynaklanabilir. Bu durumla ilgili söylenebilecek bir diğer

önemli nokta ise bir ve iki önceki dönem marjinal değişimlerine birlikte bakıldığında toplamda kurumların arttırmacı bir davranış içerisinde olduklarıdır.

Ayrıca EK2’de yer alan her bir kuruma ait rassal katsayı tahminlerine bakıldığında da bazı kurumların (İçişleri Bakanlığı, Sayıştay, İnönü Üniversitesi, Mimar Sinan Üniversitesi, Orman Genel Müdürlüğü) cari bütçe teklifleri üzerinde iki önceki dönem bütçe tekliflerinin etkisinin olmadığı veya anlamsız etkilerin olduğu sonucu görülebilmektedir. Dolayısıyla 1985-2015 yılları arasında hem genel hem de özel bütçeli kuruluşun bütçe süreçlerinde arttırmacılığın söz konusu olduğu ve karar alıcıların bir önceki dönem bütçe tekliflerini temel aldıkları söylenebilmektedir.

8. Sonuç

Arttırmacılıkla konusu 1950’li yıllardan günümüze kadar ilgi çekmiştir. Önce arttırmacılığın nedenleriyle ilgili çalışmalar yapılmıştır. Daha sonra, özellikle Wildawsky’nin çalışmasından sonra başlayan ampirik çalışmalar, bu gerekçeleri test etmeye başlamıştır. Türkiye’de ise arttırmacılık Dünya’da gördüğü ilgiyi görmemiş, sadece bir kavram olarak kamu maliyesi literatüründe yer almıştır. Bu çalışma, arttırmacılığın Türk kamu bütçe sürecinde test edilmesini amaçlamıştır.

Çalışmada temel olarak 16 genel ve 31 özel bütçeli kuruluşun 1985-2015 yılları arasında arttırmacı davranışlarının var olup olmadığının incelenmesi amaçlanmıştır. Bunun için çalışmada öncelikle Maliye Bakanlığı’nın hem genel hem de özel bütçeli kuruluşlar için hazırlayıp parlamentoya sunduğu tekliflerin logaritması alınmıştır. Sonrasında bu değişkenlerinin yatay kesit bağımlılığı testi gerçekleştirilmiş ve değişkenlerde birim kök olup olmadığı analiz edilmiştir. Yatay kesit bağımlılığının var olduğu sonucuna ulaşıldıktan sonra ise yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil birim kök testlerinden Pesaran (2007) testi gerçekleştirilmiş ve serilerin durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Daha sonrasında ise 16 genel bütçeli ve 31 özel bütçeli kuruluşun arttırmacılık davranışları Swamy (1970)’in geliştirdiği rassal katsayılar regresyonu yardımıyla incelenmiştir. Bu yöntemle her bir kurumun bütçe tekliflerindeki marjinal değişimler geçmiş iki dönem için ayrı ayrı tahmin edilmiştir. Sonuçlara bakıldığında kurumların bir önceki dönem bütçelerine göre bütçelerini hazırladıkları görülmüştür. Elde edilen sonuçlar, 1985-2015 yılları arasında Türk bütçe sisteminde yer alan 16 genel bütçeli ve 31 özel bütçeli kuruluş için arttırmacılık hipotezinin doğru olduğunu göstermektedir.

Dünya’daki arttırmacılığın test edilmesiyle ilgili literatürdeki gelişmeler ışığında, Türk kamu bütçe süreçlerinde arttırmacılığın çeşitli yönleriyle ilgili çalışmalar yapılmalıdır. Örneğin arttırmacılığın olduğu ve olmadığı dönemlerin belirlenmesi ve bu dönemleri etkileyen ekonomik ve siyasi nedenler araştırma konusu yapılabilir. Kamu bütçelerinin fonksiyonel sınıflamasında arttırmacılığın geçerli olup olmadığı bir başka araştırma konusu yapılabilir. Özellikle savunma harcamaları ve savunma harcamaları dışındaki harcamalarda arttırmacılığın test edilmesi ilginç olabilir. Dünya literatüründe, genellikle, merkezi idarelerin bütçe süreçleri araştırma

konusu yapılmış olmasına rağmen, Türkiye’de yerel yönetimlerin bütçe süreçlerinin arttırımcılık açısından test edilmesi de ayrı bir çalışmaya konu olabilir.

Kaynakça

- Anderson, S., & Harbridge, L. (2010). Incrementalism in Appropriations : Small Aggregation, Big Changes. *Public Administration Review*, 70(3), 464–474.
- Berry, W. D. (1990). The Confusing Case of Budgetary Incrementalism : Too Many Meanings for a Single Concept. *The Journal of Politics*, 52(1), 167–196.
- Boyne, G., Ashworth, R., & Powell, M. (2000). Testing The Limits of Incrementalism: An Empirical Analysis of Expenditure Decisions by English Local Authorities, 1981-1996. *Public Administration*, 78(1), 51–73. <https://doi.org/10.1111/1467-9299.00192>
- Breitung, Jörg; Pesaran, H. (2008). Unit Roots and Cointegration in Panels. In P. Matyas, Laszlo; Sevestre (Ed.), *The Econometrics of Panel Data* (3rd ed., pp. 279–323). Springer.
- Breunig, C., & Koski, C. (2012). The tortoise or the hare? Incrementalism, punctuations, and their consequences. *Policy Studies Journal*, 40(1), 45–68. <https://doi.org/10.1111/j.1541-0072.2011.00433.x>
- Caamaño-Alegre, J., & Lago-Peñas, S. (2011). Combining incrementalism and exogenous factors in analyzing national budgeting: An application to Spain. *Public Finance Review*, 39(5), 712–740. <https://doi.org/10.1177/1091142111412578>
- Davis, O. A., Dempster, M. A. H., & Wildavsky, A. (1966a). A Theory of the Budgetary Process. *The American Political Science Review*, 60(3), 529–547.
- Davis, O. A., Dempster, M. A. H., & Wildavsky, A. (1966b). "On the Process of Budgeting: An Empirical Study of Congressional Appropriations." In *Studies in Budgeting*, eds. R.F. Byrne vd. Londra: North Holland Publishing, 292-373.
- Davis, O. A., Dempster, M. A. H., & Wildavsky, A. (1974). Towards a Predictive Theory of Government Expenditure: US Domestic Appropriations. *British Journal of Political Science*, 4(4), 419–452. <https://doi.org/10.1017/S0007123400009650>
- Dezhbakhsh, H., Tohamy, S. M., & Aranson, P. H. (2003). A new approach for testing budgetary incrementalism. *The Journal of Politics*, 65(2), 532–558. <https://doi.org/10.1111/1468-2508.t01-3-00014>
- Gist, J. R. (1974). Mandatory Expenditures and the Defense Sector: Theory of Budgetary Incrementalism. In B. R. Randall (Ed.), *A Sage Professional Paper* (pp. 5–39). London.
- Hsiao, C. (2014). *Analysis of panel data 3th Edition*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511754203>
- Kleiber, C., & Lupi, C. (2011). Panel Unit Root Testing with R. *Department of Economics, Management and Social Sciences (SEGeS) University of Molise*, 1–

14. <https://doi.org/10.1002/wics.10>
- Lindblom, C. E. (1959). The Science of “Muddling Through.” *Public Administration Review*, 19(2), 79–88.
- Maliye Bakanlığı. 1985-2015 yılları arası Bütçe Gerekçesi Raporları.
- Moğol, T., (2015), *Devlet Bütçeleme Teknikleri*, Moğol, T., (Ed), Devlet Bütçesi içinde, Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Yayınları.
- Natchez, Peter B.; Irvin, C. B. (1973). Policy and Priority in the Budgetary Process. *American Political Science Review*, 67(3), 951–963.
- Pesaran, M. H. (2004). General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels, 3(1240).
- Pesaran, M. H. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in The Presence of Cross-Section Dependence. *Journal of Applied Econometric*, 22, 265–312. <https://doi.org/10.1002/jae>
- Pesaran, M. H. (2012). On the interpretation of panel unit root tests. *Economics Letters*, 116(3), 545–546. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.049>
- Reddick, C. G. (2002). Testing rival decision-making theories on budget outputs: Theories and comparative evidence. *Public Budgeting and Finance*, 22(3), 1–25. <https://doi.org/10.1111/1540-5850.00078>
- Reddick, C. G. (2003a). Budgetary Decision Making in The Twentieth Century: Theories and Evidence. *Journal of Public Budgeting, Accounting & Financial Management*, 15(2), 251–274.
- Reddick, C. G. (2003b). Testing Rival Theories of Budgetary Decision-Making in the Us States. *Financial Accountability and Management*, 19(4), 315–339.
- Ripley, Randall B.; William, M.Holmes; Grace, A. Franklin; William, B. M. (1975). Explaining Changes in Budgetary Policy Actions. In A. F. Randall, B. Ripley; Grace (Ed.), *Policy-Making in the Federal Executive Branch* (pp. 145–170). New York: Free Press.
- Rubin, I. (1989). Aaron Wildavsky and the Demise of Incrementalism. *Public Administration Review*. <https://doi.org/10.2307/977234>
- Schick, A. (1983). Incremental Budgeting in a Decremental Age. *Policy Sciences*, 16(1), 1–25.
- Simon, H. A. (1955). A Behavioral Model of Rational Choice. *The Quarterly Journal of Economics*, 69(1), 99–118.
- Swamy, P. (1970). Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model. *Econometrica*, 38(2), 311–323.
- White, J. (1994). (Almost) Nothing New Under the Sun: Why the Work of Budgeting Remains Incremental. *Public Budgeting & Finance*, 14(1), 113–134. <https://doi.org/10.1111/1540-5850.01002>
- Wildavsky, A. (1964). *The Politics of Budgetary Process*. Boston: Little Brown.
- Wildavsky, Aaron; Caiden, N. (1997). *The New Politics of the Budgetary Process* (3rd ed.). New York: Longman.

EKLER**EK1: Çalışmada Yer Alan Kurumların Listesi**

Genel Bütçeli Kurumlar	Özel Bütçeli Kuruluşlar
Adalet Bakanlığı	Akdeniz Üniversitesi
Anayasa Mahkemesi	Anadolu Üniversitesi
Başbakanlık	Ankara Üniversitesi
Cumhurbaşkanlığı	Atatürk Üniversitesi
Danıştay	Boğaziçi Üniversitesi
Dışişleri Bakanlığı	Cumhuriyet Üniversitesi
Diyanet İşleri Başkanlığı	Çukurova Üniversitesi
İçişleri Bakanlığı	Dicle (Diyarbakır) Üniversitesi
Maliye Bakanlığı	Dokuz Eylül Üniversitesi
Milli Eğitim Bakanlığı	Ege Üniversitesi
Milli Savunma Bakanlığı	Erciyes (Kayseri) Üniversitesi
Sağlık Bakanlığı	Fırat Üniversitesi
Sayıştay	Gazi Üniversitesi
Türkiye Büyük Millet Meclisi	Hacettepe Üniversitesi
Yargıtay	İnönü Üniversitesi
Sahil Güvenlik Komutanlığı	İstanbul Teknik Üniversitesi
	İstanbul Üniversitesi
	Karadeniz Teknik Üniversitesi
	Marmara Üniversitesi
	Mimar Sinan Üniversitesi
	Ondokuzmayıs Üniversitesi
	Ortadoğu Teknik Üniversitesi
	Selçuk Üniversitesi
	Trakya Üniversitesi
	Uludağ (Bursa) Üniversitesi
	Yıldız Teknik Üniversitesi
	Yüksek Öğretim Kurumu
	Yüzüncü Yıl Üniversitesi
	Orman Genel Müdürlüğü
	Vakıflar Genel Müdürlüğü
	Karayolları Genel Müdürlüğü

EK2: Genel Bütçeli Kurumların Rassal Katsayı Tahminleri

	Sabit	Lgbkt_{i,t-1}	Lgbkt_{i,t-2}
Adalet Bakanlığı	0.819*** (4.61)	1.336*** (11.12)	-0.368*** (-3.21)
Anayasa Mahkemesi	0.705*** (4.47)	1.228*** (10.41)	-0.258** (2.29)
Başbakanlık	1.050*** (5.58)	1.161*** (9.26)	-0.204* (-1.71)
Cumhurbaşkanlığı	0.890*** (4.78)	1.223*** (9.86)	-0.260** (-2.20)
Danıştay	0.826*** (5.40)	1.153*** (9.64)	-0.189* (-1.65)
Dışişleri Bakanlığı	0.804*** (4.66)	1.329*** (10.91)	-0.362*** (-3.12)
Diyanet İşleri Başkanlığı	1.085*** (5.89)	1.163*** (9.44)	-0.205* (-1.75)
İçişleri Bakanlığı	1.313*** (7.15)	1.022*** (8.40)	-0.074 (-0.64)
Maliye Bakanlığı	1.031*** (5.24)	1.252*** (10.47)	-0.289** (-2.54)
Milli Eğitim Bakanlığı	1.01*** (5.29)	1.293*** (11.03)	-0.330*** (-2.96)
Milli Savunma Bakanlığı	0.515*** (3.19)	1.654*** (16.78)	-0.675*** (-7.18)
Sağlık Bakanlığı	0.625*** (3.95)	1.408*** (11.97)	-0.434*** (-3.86)
Sayıştay	1.237*** (6.37)	1.079*** (8.80)	-0.124 (-1.07)
Türkiye Büyük Millet Meclisi	0.659*** (4.23)	1.347*** (11.24)	-0.375*** (-3.28)
Yargıtay	0.716*** (4.25)	1.398*** (11.73)	-0.429*** (-3.77)
Sahil Güvenlik Komutanlığı	0.715*** (5.03)	1.318*** (11.25)	-0.350*** (-3.11)

***, **, * sırasıyla %1, %5, %10 seviyesinde anlamlılık düzeyi.

() z istatistik değerleri.

EK3: Özel Bütçeli Kuruluşların Rassal Katsayı Tahminleri

	Sabit	Lobkt_{i,t-1}	Lobkt_{i,t-2}
Akdeniz Üniversitesi	0.849*** (4.94)	1.314*** (9.82)	-0.352*** (-2.78)
Anadolu Üniversitesi	0.933*** (5.02)	1.240*** (8.57)	-0.282** (-2.06)
Ankara Üniversitesi	-0.687*** (4.09)	1.453*** (11.14)	-0.485*** (3.93)
Atatürk Üniversitesi	0.797*** (4.53)	1.355*** (9.79)	-0.391*** (2.98)
Boğaziçi Üniversitesi	0.762*** (4.61)	1.399*** (11.07)	-0.435*** (-3.65)
Cumhuriyet Üniversitesi	0.740*** (4.34)	1.414*** (10.72)	-0.448*** (-3.59)
Çukurova Üniversitesi	0.769*** (4.63)	1.385*** (10.87)	-0.421*** (-3.49)
Dicle Üniversitesi	0.799*** (4.65)	1.360*** (10.13)	-0.397*** (-3.12)
Dokuz Eylül Üniversitesi	0.801*** (4.79)	1.367*** (10.63)	-0.404*** (-3.32)
Ege Üniversitesi	0.838*** (4.85)	1.321*** (9.85)	-0.359*** (-2.83)
Erciyes Üniversitesi	0.736*** (4.33)	1.411*** (10.59)	-0.444*** (-3.52)
Fırat Üniversitesi	0.778*** (4.94)	1.390*** (11.49)	-0.426*** (-3.72)
Gazi Üniversitesi	0.755*** (4.51)	1.393*** (10.57)	-0.426*** (-3.41)
Hacettepe Üniversitesi	0.843*** (4.74)	1.320*** (9.43)	-0.358*** (-2.70)
İnönü Üniversitesi	1.131*** (6.20)	1.108*** (7.83)	-0.160 (-1.20)
İstanbul Teknik Üniversitesi	0.632*** (3.88)	1.491*** (11.57)	-0.519*** (-4.24)
İstanbul Üniversitesi	0.759*** (4.43)	1.401*** (10.60)	-0.437*** (-3.49)
Karadeniz Teknik Üniversitesi	0.944*** (5.34)	1.251*** (9.16)	-0.295** (-2.28)
Marmara Üniversitesi	1.569*** (8.78)	0.699*** (4.97)	0.232* (1.74)

Mimar Sinan Üniversitesi	1.359*** (7.27)	0.899*** (6.17)	0.039 (0.29)
Ondokuzmayıs Üniversitesi	0.774*** (4.55)	1.384*** (10.75)	-0.422*** (-3.47)
Ortadoğu Teknik Üniversitesi	0.848*** (4.86)	1.320*** (9.75)	-0.359*** (-2.80)
Selçuk Üniversitesi	0.739*** (4.36)	1.403*** (10.69)	-0.437*** (-3.52)
Trakya Üniversitesi	1.613*** (9.07)	0.681*** (4.84)	0.247* (1.86)
Uludağ Üniversitesi	0.805*** (4.84)	1.366*** (10.55)	-0.403*** (-3.29)
Yıldız Teknik Üniversitesi	0.658*** (3.99)	1.482*** (11.72)	-0.513*** (-4.29)
Yüksek Öğretim Kurumu	0.688*** (4.37)	1.454*** (11.92)	-0.486*** (-4.21)
Yüzüncü Yıl Üniversitesi	1.598*** (8.89)	0.707*** (4.95)	0.221 (1.64)
Orman Genel Müdürlüğü	1.571*** (8.98)	0.783*** (5.68)	0.141 (1.08)
Vakıflar Genel Müdürlüğü	0.659*** (4.10)	1.468*** (11.89)	-0.499*** (-4.27)
Karayolları Genel Müdürlüğü	0.692*** (5.36)	1.481*** (15.04)	-0.514*** (-5.51)

***, **, * sırasıyla %1, %5, %10 seviyesinde anlamlılık düzeyi.

() z istatistik değerleri.

TEMETTÜ ÖDEME DUYURULARININ HİSSE SENEDİ FİYATLARINA ETKİSİNİN ÖLÇÜLMESİ: BORSA İSTANBUL'DA BİR UYGULAMA

Şakir SAKARYA¹
Nevzat ÇALIŞ²
Mehmet Arif KAYACAN³

ÖZET

Firmaların temettü ödemeleri, firma değerini etkileyen en önemli unsurlardan birisidir. Çünkü yatırımcılar istikrarlı temettü ödeyen firmaların hisse senetlerine değer verirler. Bu nedenle, bir firmanın temettü dağıtacağını açıklaması, yatırımcıların o firmanın hisse senedini talep edeceği, yani o hisse senedinin fiyatının artacağı anlamına gelebilir. Öte yandan, etkin piyasalar hipotezi, 'yarı güçlü formda etkin' bir piyasada kamuya açık firmalara ait bilgilerin yardımıyla fazla(anormal) bir getiri oranı elde edileceğini, yani temettü ödemesi gibi önemli bir duyurunun dahi firmanın hisse senetlerinin değeri üzerinde bir etki yaratmayacağını savunmaktadır. Bu çalışmanın amacı, firmaların dağıtacağı temettülere ilişkin duyurularının, ilgili firmanın getiri oranları üzerinde nasıl bir etki yaratacağının Olay çalışması (Event Study) yöntemiyle ortaya konulmasıdır. Uygulama, 2016 yılında Temettü ödeme duyurusu yapan çimento sektöründe Borsa İstanbul'da işlem gören şirketler üzerinde yapılmıştır. Yapılan uygulama sonucunda, temettü ödeme duyurularının ilgili firmaların hisse senedi fiyatlarını etkilediği tespit edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Temettü Ödeme Duyuruları, Olay Çalışması Yöntemi, Anormal Getiri, Borsa İstanbul, Etkin Piyasalar Hipotezi

Jel Kodları: G10, G11, G14

MEASURING THE EFFECT OF DIVIDEND PAYMENT ANNOUNCEMENTS ON STOCK PRICES: AN APPLICATION IN STOCK EXCHANGE İSTANBUL

ABSTRACT

The dividend payments of the companies are one of the most important factors affecting the firm values. Because of the fact that investors value stocks of companies which makes stable payment dividends. For this reason, when it is announced that a firm will pay dividends may mean that investors will demand that company shares / firm's stocks, which means that the price of that company shares

¹ Balıkesir Üniversitesi İİBF İşletme Bölümü, Prof. Dr. sakarya@balikesir.edu.tr

² Bandırma Onyedi Eylül Üniversitesi Bandırma MYO, Öğretim Görevlisi ncalis@bandirma.edu.tr

³ Bandırma Onyedi Eylül Üniversitesi Bandırma MYO, Öğretim Görevlisi mkayacan@bandirma.edu.tr

/ stocks will increase. On the other hand, the efficient market hypothesis argues that an excess rate of return will be achieved with the help of publicly available firm information in a 'semi-strong form effective' market, meaning that even an important announcement such as dividend payment will not have an impact on the value of the firm's stocks. The aim of this study is to reveal how the announcements of the firms to distribute dividends will have an impact on the rates of return for the relevant firm by way of the Event Study method. The research has been done on companies traded in the Istanbul Stock Exchange in the cement sector, which made the announcement of the payment of dividends in 2016. As a result of the research, it was determined that dividend payment announcements affected the share prices of the related firms.

Key Words: *Divident Payment Announcement, Even Study Method, Abnormal Return, İstanbul Stack Exchange, Efficient Market Hypothesi*

Jel Classification: *G10, G11, G14*

1.GİRİŞ

Temettü diğer adıyla kar payı, bir şirketin bir yıllık faaliyet dönemi sonucunda elde ettiği, Net Dönem Karı üzerinden (yasal karşılıklar çıkarıldıktan sonra) dağıttıkları ve ortakların şirkette sermayelerinin bulunması karşılığında elde ettikleri getiridir.

Anonim şirketlerin temettü ödemeleri genellikle Mayıs ayı sonuna kadar gerçekleşmektedir. Çünkü anonim şirketlerin temettü ödemeler için “hesap dönemini takiben 5. ayın sonuna kadar” zorunluluğu bulunmaktadır.

Temettüler iki şekilde dağıtılmaktadırlar;

- 1- Nakit olarak ortaklara ödenen temettüler.
- 2- Bedelsiz Sermaye artırımına dahil edilerek karşılığında yeni senet dağıtılan temettüler.

Firmaların temettü ödeme politikası genellikle; istikrarlı temettü ödemesi, artışlar yaparak temettü ödemesi, ekstralarla temettü ödemesi olmak üzere üç farklı şekilde olmaktadır. Bunlar arasında en çok görüleni ise, istikrarlı temettü ödeme politikasıdır. Nedeni, yatırımcılar değerlendirmelerinde uzun vadede bir firmanın temettü dağıtımının istikrarını da göz önünde bulundururlar(Kaderli ve Başkaya, 2012:152).

Günümüz de bir firmanın temettü ödeyip ödememesi, ödenen temettü paylarının ne şekilde ve istikrarlı olup olmaması gibi faktörler yatırımcıların, hisse senedine yatırım kararlarını etkilemektedir. Firmaların temettü dağıtımını yapacağına ilişkin duyuruları, yatırımcıya ilgili firmanın hisse senedini alması yönünde teşvik

edici bir etki yaratabileceği gibi geçmiş dönemlerdeki temettü dağıtımlarında ki istikrarsızlıklar vb. nedenler ile satış yönünde de etkileyebilecektir.

Bu çalışmayla, temettü dağıtım duyurularının ilgili firmaların hisse senetleri üzerindeki etkisi ölçülebilmek, Türkiye hisse senedi piyasasının çimento sektörüne ne ölçüde etki ettiği konusunda önemli bulgular elde edilecektir.

2.LİTERATÜR İNCELEMESİ

Temettü dağıtım duyurularının hisse senedi fiyatlarına etkisi konusunda yapılmış yerli ve yabancı birçok çalışma bulunmaktadır.

Ball, Brown ve Finn (1977) 1960-1969 yılları arasında aylık hisse senedi verilerini kullanarak hisse senetlerinin bedelsiz olması ya da bölünmesi gibi duyuruların hisse senedi fiyatlarına etkisini incelemiştir. Araştırma bulgularına göre, temettü dağıtım duyurularının hisse senetleri fiyatlarında istatistiksel olarak etkisi olmadığı sonucuna varmıştır.

Ahorony ve Swary (1980) 1963-1976 yıllarını kapsayan 140 firma ile yaptıkları çalışmada, temettü dağıtımlarının ilan edildiği tarihte, firmalar iki alt gruba bölünmüştür. Birinci grup, temettünün azalacağı, ikinci grup ise temettünün artacağını ilan eden firmalardır. Bu çalışma sonucunda, birinci grubun hisse senetleri değerleri, duyurunun yapılmasından önceki tarihte ve duyuru tarihinde önemli ölçüde düşerken, temettünün artacağını duyuran firmaların grubuna ait hisse senetlerinde yükselme meydana geldiği sonucuna varmıştır.

Asquith ve Mullins (1986) yapmış olduğu çalışmada, 1964-1980 yıllarında 168 firma üzerinde temettü duyurularının, hisse senetleri fiyatları üzerine etkisini incelemiş ve temettü politikasının piyasa için pozitif bir bilgi içerdiğini savunmuştur.

Kalay ve Lowenstein, (1986) 1981 yılına ait 72-76 firma arasında yapmış olduğu çalışmada temettü duyurularının öncesinde ve sonrasında hisse senetleri fiyatlarına etkisini incelemiş ve piyasanın geciktirilen temettü duyurularının negatif bir bilgi olarak algılandığını yorumlamıştır.

Kalay ve vd. (1993), aylık olarak hesaplanan temettü verimlerini haftalık olarak hesap ederek geliştirilmiş bir Litzemberger ve Ramaswamy testi uygulamışlardır. Çalışmalarını, Miller ve Scholes'un eleştirilerini de göz önünde bulundurarak temettü ilanı ve çıkarımlarını içeren haftaları örneklemelerinden çıkarmışlardır. Örneklemin bu şekilde belirlenmesiyle temettü ilanının ve çıkarımların hisse senedi getirisi üzerindeki etkileri en aza indirmeye çalışılmıştır. (Lease vd. 2000:56).

Karaağaç'ın (1997) yapmış olduğu çalışmada, temettü dağıtım duyurularının ilan tarihinde temettü artışı durumunda yatırımcıların fazla getiri elde etmesini

sağlarken azalışı durumunda tam tersi bir durum söz konusu olduğunu, sabit temettü ödemesi durumunda yatırımcıların ilan tarihinde ne kâr ne zarar elde ettiğini savunmuştur. Sonuç olarak, temettü duyurularının hisse senedi fiyatlarını önemli ölçüde etkilemediği hatta duyuru tarihinde negatif tepki veren firmaların yüksek olduğunu sonucuna varmıştır.

Muradoğlu ve Aydoğan (1999), 1988-1994 yılları arasında İstanbul Hisse Senetleri Borsasında işlem gören hisselerle ait temettü bedelli sermaye artırım duyurularının, hisse fiyatlarına etkisini inceledikleri çalışmalarında 1993-1994 yılları arasındaki duyuruların (-30, +30 işgünü) aralığında pozitif anormal getiri sağladığını sonucuna varmışlardır.

Tatari'nin (1999) yaptığı çalışmada, 1995-1997 yılları arasında BİST'de işlem gören tüm firmaların temettü duyuru tarihleri ve hisse senedi getiri verileri kullanılmıştır. Bu çalışmanın sonucuna göre, nakit temettü dağıtımında duyuru tarihi öncesinde pozitif bir eğilim söz konusu olduğuna, nakit temettü dağıtımının yatırımcılar açısından pozitif bir etki oluşturduğu yarattığını sonucuna varmıştır.

Boehme and Sorescu'nun (2000) yaptığı çalışmada, temettü dağıtım duyurusunun ilan edildiği tarihte olumlu etki oluşturduğu ve uzun vadeli performans beklentisi oluşturarak aşırı performans sergilendiğini belirtmiştir.

Özer ve Yücel (2001), 1990- 1996 yılları arasında hisseleri BİST 'de işlem gören firmaların yaptığı 686 bedelli, bedelsiz ve bedelli bedelsiz sermaye artırım ilanının hisse fiyatlarına etkisini araştırdıkları çalışmalarında, olay çalışması yöntemini ile olay tarihi öncesi ve sonrası günlerde istatistiksel olarak anlamlı pozitif anormal getiriler olduğunu bulmuşlardır. Ancak sermaye artırım türlerine göre yatırımcıların tepkilerinin farklılık olmadığı sonucuna varmışlardır.

Adaoğlu (2006), 1994- 1999 yılları arasında İstanbul Hisse Senetleri Borsasında olumlu ve olumsuz duyuruların hisse senetleri piyasasına olan etkilerini araştırdığı çalışmasında, piyasada olumlu haber olarak yorumlanan bedelsiz sermaye artırım duyuru tarihi ve takip eden 2 işgünü süresince (0,+2), istatistiksel olarak anlamlı pozitif kümülatif anormal getiri sağladığını, 3. gün ile 5. gün arasındaki periyotta istatistiksel olarak anlamlı olmayan negatif ortalama anormal getiri sağlandığını belirtmiştir. Bedelsiz sermaye artırım duyurusunun yapıldığı gün ve sonrasındaki 5 günlük periyot (0,+5) değerlendirildiğinde ise pozitif kümülatif anormal getiri elde edildiğini ancak istatistiksel olarak anlamlı olmadığını belirtmiştir.

Bayazıtlı, Kaderli ve Gürel'in (2006) yaptıkları bir çalışmada temettü dağıtım duyurularının firmaların hisse senedi getirilerine etkisini BİST'ye kayıtlı taş ve toprağa dayalı sanayide faaliyette bulunan bazı firmalar üzerinde ölçümlenmişler ve temettü dağıtım duyurularının firmaların hisse senedi getirilerine bir etkisinin var olduğu sonucuna varmışlardır.

Raja ve Sudhahar (2010), 2000- 2007 yılları arasında Hindistan'da bilişim teknolojileri sektöründeki firmaların bedelsiz sermaye artırımını duyurularının, hisse senedi fiyatlarına olan etkisini incelemişlerdir. Bombay hisse senetleri borsasında işlem gören 43 firma üzerine yaptıkları araştırma sonuçlarına göre; bilişim teknolojileri sektöründeki firmaların hisse senetleri bedelsiz sermaye artırımını duyurusu yapıldığı gün ve ertesi günü anlamlı pozitif ortalama anormal getiri sağlamaktadır. Duyurunun etkisi 15 gün devam etmekle beraber en yüksek ortalama pozitif anormal getiri duyurunun yapıldığı gün meydana gelmiştir.

Kaderli ve Başkaya (2012: 62), halka açık firmalarda kâr payı dağıtım duyurularının, ilgili firmanın getiri oranları üzerinde nasıl bir etki yaratacağının, olay etüdü yöntemiyle ortaya konulmuştur. Temettü dağıtımını istikrarlı olan şirketlerde geçmiş dönemlere göre temettü ödemelerini artıracığı duyurularının, olay tarihi etrafında pay senedi fiyatlarını ve getirilerini artırdığı sonucuna ulaşmıştır. Bunun yanı sıra zaman dilimi genişledikçe, bu etki tamamen yok olmakta ve olumsuz bir etkiye dönüş yapmaktadır. Geçmişe göre temettü ödemelerini azaltacağını duyuran şirketlerin ise duyurunun hemen ardından anormal getirilerinde ciddi düşüşler yaşadıkları belirlenmiş ve bu nedenle temettü ödemelerini azaltacağını duyuran şirketlerin pay senetlerinin orta vadede elde bulundurulmaması gerektiği söylenmiştir.

Eyüboğlu ve Bulut (2014), Ocak 2003-Aralık 2012 dönemi için BİST-30'da işlem gören şirketlerce duyurulan haberlerin hisse performansına etkileri (event study) yönteminden yararlanılarak yapılan analiz ile incelenmiştir. Yapılan çalışmanın sonucunda, ortalama aşırı getiriler (ARR) açısından olay günü yatırımcıların en çok operasyonel, finansal ve yeniden yapılanmaya ilişkin haberlere karşı duyarlı olduğunu ortaya koymuştur.

Koç (2016), 2009-2015 yılları arasında altı yıllık dönemde temettü dağıtımını yapan BIST (Borsa İstanbul) 50 Endeksinde yer alan 32 şirket de, yatırımcının "şirketin temettü dağıtımını bilgisini" bir işaret olarak değerlendirip değerlendirmedeğini analiz etmiştir. Panel veri regresyon analizi kullanılan çalışmada; BIST 50'de yer alan 32 şirket için işaret verme teorisi doğrulanmıştır, şirket yöneticileri, şirketin mevcut ya da potansiyel yatırımcılarına şirketin durumu hakkında temettü dağıtımını bir işaret olarak kullanmakta olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Eraslan ve Koç (2017), 2005-2015 yılları arasındaki pay senetleri Borsa İstanbul'da işlem gören ve çimento sektöründe faaliyet gösteren 15 firmanın yıllık finansal verilerini panel veri analizi yöntemleri kullanılarak analiz yapmış, kâr payı ödemelerinin hisse başına kâra pozitif yönde etkisinin olduğu sonucuna varmışlar.

3.UYGULAMA

3.1.Çalışmanın Amacı ve Kapsamı

Çalışmada temel olarak, hisse senetleri BİST’de işlem gören çimento sektöründe faaliyet gösteren işletmelerin temettü ödeme duyurularının hisse senedi getirilerini ne yönde etkilediğinin “**olay çalışması**” yöntemiyle analiz edilmesi amaçlanmıştır. Diğer bir ifadeyle, söz konusu kar payı ödeme duyurusunun işletmelerin hisse senetlerinden anormal getirilerin elde edilip edilemeyeceği araştırılacaktır. Böylece önceki yapılan çalışmalara farklı bir alanda katkı sağlanmış olacaktır.

Bu çalışmanın kapsamını, hisse senetleri BİST’de işlem gören firmalardan 2016 yılında temettü ödeme duyurusu yapan çimento sektöründe faaliyet gösteren firmalar oluşturmaktadır. Bilindiği gibi Türkiye’de borsaya kayıtlı tüm firmalar, kendileri ile ilgili ve sonuçları kamuyu ilgilendiren olumlu ya da olumsuz her türlü bilgiyi BİST aracılığı ile herkese duyurmak zorundadır. Çünkü “Etkin Piyasalar Hipotezi”ne göre bir piyasanın “yan-güçlü formda” etkin olması halinde, o piyasada kamuya açıklanan firmalara özel bilgiler yardımıyla anormal bir getiri elde edilemeyeceğini savunmaktadır (Hirt ve Block, 2006:259; Karan, 2004: 267-273). Ancak piyasaların etkin olmaması durumunda ise kamuya açıklanacak bu tür bilgiler aracılığıyla yatırımcılar anormal getiriler elde edebileceklerdir. Bu nedenle, bir firmanın temettü ödeme duyurusuna dair açıklamada bulunması, piyasanın etkinlik derecesine bağlı olarak olumlu veya olumsuz etki oluşturabilecektir.

Çalışma kapsamında yer alan şirketlerin hisse senetlerine ait bilgiler, Borsa İstanbul’un web sitesinden <http://www.borsaistanbul.com/> Temettü ödeme duyuruları ise Kamuyu Aydınlatma Platformu’nun web sitesinden <https://www.kap.org.tr/> temin edilmiştir. Söz konusu çalışma kapsamında yer alan firmalara ait bilgiler aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo 1.2016 Yılında BİST Endeksi Çimento Sektöründe Olan Şirketlere İlişkin Bilgiler ve Olay Tarihleri

Şirketler	Olay Tarihinde Borsa	Olay Tarihi
Adana	81,358	24.03.2016
Çimsa	75,201	25.02.2016
Göлтаş	85,3	27.04.2016
Konya	82,917	30.03.2016
Nuhem	82,917	30.03.2016
Unyec	81,776	22.03.2016
Bucim	81,344	28.03.2016

Kaynak <https://www.kap.org.tr/tr/bist-sirketler> Erişim Tarihi: (27.06.2016).

Çalışmanın uygulama kısmında öncelikle. Her bir şirket için örnek olay olarak belirlenen Temettü ödeme duyurularının açıklandığı günün 10 gün öncesi ve 10 gün sonrasını kapsayan günlük hisse senedi fiyatları elde edilmiştir. Bu günlük fiyatlardan yararlanılarak da olay çalışması için gerekli hesaplamalar yapılmış ve şirketlerin yapmış oldukları temettü ödeme duyurularının, ilgili şirketlerin hisse senetlerinde anormal bir getiri sağlayıp sağlamadığı ortaya konulmaya çalışılmıştır. Olay penceresinin uzun seçilmesi istatistiksel olarak çalışmanın gücünü azaltabilmekte ve olayın anlamlılığı hakkında yanlış değerlendirmelere neden olabilmektedir. Buna karşın olay penceresinin kısa olmasının olayın önemli etkilerini net olarak yansıtabilir. Bu çalışmada temettü ödeme duyurularının kısa dönem performansları (duyurunun ilan tarihten 10 gün öncesi ve 10 gün sonrası fiyatlarını kapsayacak şekilde) toplam 21 günlük fiyatları kapsayacak şekilde incelenmiştir. Bu sürenin olay tarihinden 10 gün önce ve 10 gün sonraki dönemini kapsamamasının nedeni hisse senedi fiyatlarının olaya duyarlılığını daha sağlıklı bir biçimde ölçebilmektir. Çünkü dönem uzadıkça borsayı etkileyebilecek diğer haberlerin de ilgili hisse senetleri fiyatları üzerinde etki yaratabileceği varsayılmaktadır (Sakarya, 2011: 152).

3.2.Çalışmanın Yöntemi

Çalışma esas olarak olay çalışması (event study) üzerine kurulmuştur. Event Study belirli bir olayın varlık getirisi üzerine etkisinin gözlemlenebilmesini sağlamaktadır. Event Study yönteminin hedefi makroekonomik bir olaya dair bilginin yatırımcılara ulaşmasına piyasanın tepkisini olay gününün öncesi ve sonrasında anormal getirileri analiz ederek incelemektir. Buna ilaveten bu yöntem bize piyasa etkinliğini yani fiyatların tam olarak mevcut bilgiyi yansıtmayı yansıtmadığını ölçmemizi sağlamaktadır. Piyasa Etkinliği Hipotezi piyasaya gelen bir duyurunun beklenmeyen bir kısmının olduğunu ve sadece beklenmeyen kısmın piyasada etkisi olacağını belirtmektedir. Eğer piyasa etkinse enflasyona bağlı beklenmeyen bir durum yani şok olduğunda varlık fiyatlarında hemen bir tepkinin olması gerekecektir. Eğer olay meydana geldikten sonra anormal getiriler devam ediyorsa veya piyasa olay anından önce tepki veriyorsa o piyasanın etkinliğinden söz edilemez. Bu sebeple piyasa etkinliği kavramı makroekonomik olayların piyasayı nasıl etkilediğinin anlaşılması açısından önemlidir.(Belen ve Gümrah,2016:434).

Olay çalışması yönteminin kullanılabilmesi için olayın, olay zamanının ve olay penceresinin tanımlanması gerekmektedir. Bu çalışmada da incelemeye konu olan olay “Temettü ödeme duyuruları”, olayın gerçekleşme zamanı ise temettü ödemelerinin ilan edildiği tarih olarak belirlenmiştir. Olay penceresi olarak da, olayın duyurulduğu tarihin 10 gün öncesi ile 10 gün sonrası olarak belirlenmiştir. Olay çalışması yedi adımda gerçekleştirilir: olay tanımlanır, kriter seçilir, normal ve anormal getiriler hesaplanır, süreç tahmin ve test edilir, ampirik sonuçlar elde

edilir yorum ve değerlendirme yapılır (Mazgit,2013:230).

Anormal getiriler matematiksel olarak aşağıdaki gibi formüle edilebilir (Bartholdy vd., Peare, 2006:3; Tuominen, 2005:50; Chan - Lau, 2001:8-9);

Anormal Getiri (AR_{it}) = Fiili Getiri Oranı - Pazar Getiri Oranı

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt} \quad (1)$$

Eşitlikteki, AR_{it} i hisse senedi için t günündeki anormal getiriyi, R_{it} i hisse senedinin t günündeki fiili getirisini, R_{mt} i hisse senedinin t günündeki pazar getirisini (Normal beklenen getiriyi) göstermektedir.

Yukarıda ifade edilen Fiili Getiri(R_{it} Hisse Senedi Getirisi) ise aşağıdaki eşitlik (2) yardımıyla hesaplanabilir;

$$R_{it} = (D + P_{it} - P_{it-1}) / P_{it-1} \quad (2)$$

Eşitlikteki, R_{it} i hisse senedinin t günündeki fiili getirisini, P_{it} i hisse senedinin t günü kapanış fiyatını, P_{it-1} i hisse senedinin t - 1 günü kapanış fiyatını ve D ise i hisse senedinin t gününde ödenen kar payını göstermektedir. Pazar getiri oranı ise aşağıdaki gibi hesaplanabilir;

$$R_{mt} = (h - I_{t-1}) / I_{t-1} \quad (3)$$

Eşitlikteki, R_{mt} pazara ilişkin günlük getiriyi, I_t BİST 100 Endeksinin t günündeki kapanış değerini, I_{t-1} BİST 100 Endeksinin t -1 günündeki kapanış değerini göstermektedir (Sakarya,2011, s.47).

Eşitlik 1'deki pazar getiri oranı, diğer bir ifadeyle anormal getiri tanımlanmadan önce, bir normal getiri modeli belirlenmelidir. Olay çalışmalarında, piyasa modeli, sabit beklenen getiri modeli, sermaye varlıklarını fiyatlandırma modeli, arbitraj fiyatlama modeli gibi çeşitli modeller kullanılmaktadır (Kaderli, 2007, s.147). Bu çalışmada, daha önceki bazı çalışmalarda da yapıldığı gibi (Kıymaz, 1996, s.127; Bekçioğlu vd, 2004, ss. 45-47; Kaderli, 2007, ss.147-153) Pazar Getiri Oranı'nın hesaplanmasında BİST 100 Endeksi günlük kapanış değerleri kullanılmış ve pazar getirileri yukarıdaki eşitlik 3 yardımı ile hesaplanmıştır.

Olay çalışmalarında amaç, olayın olduğu tarihten önceki ve sonraki günlerde, Ortalama Anormal Getiri (Average Abnormal Return - AAR) ve Kümülatif Anormal Getiri (Cumulative Abnormal Return - CAR) hesaplanmasıdır. Bu noktada AAR ve CAR üç aşamalı bir çalışma ile hesaplanabilmektedir (Tuominen, 2005: 50-55; Sponholtz, 2005: 7; Serra, 2002:5). Bunlar kısaca aşağıdaki gibi açıklanabilir:

1. Aşama: Uygulamaya konu olan her bir "i" şirketinin her bir "t" günü için. fiili getiri oranları ile pazar getiri oranı arasındaki fark alınmak suretiyle. anormal

getiri hesaplanır. Bu durum yukarıdaki eşitlik (1) de gösterilmiştir.

2. **Aşama** Elde edilen her bir anormal getiri. uygulamaya konu olan şirket sayısına bölünerek. Ortalama Anormal Getiri (AAR) hesaplanır.

$$AAR_{it} = \sum_{i=1}^N (1/N) AR_{it}$$

3. **Aşama:** Hesaplanan ortalama anormal getiriler. sırasıyla birbirleriyle toplanarak. Kümülatif Anormal Getiri (CAR)ler elde edilir.

$$CAR_{it} = \sum_{i=1}^N AAR_{it}$$

Eğer istatistiki olarak gerçek ve tahmin edilen sonuçlar sıfırdan farklılık gösteriyorsa. söz konusu olayın hisse senedi getirilerini etkilediği ve olayın yatırımcıların tepkisini yansıttığı sonucuna ulaşılabilir (Tuominen, 2005:50). Diğer bir ifadeyle bu aşamalar sonucunda elde edilen kümülatif anormal getiriler 0'dan farklılıklar gösteriyorsa. ilgili olayın duyurulması şirket hisse senetlerini etkileyerek o hisse senetlerinden anormal bir getiri elde edilmesini mümkün kılıyor demektir. Dolayısıyla böyle bir piyasa yarı güçlü formda etkin değildir. Ancak. elde edilen kümülatif anormal getirilerin 0'a eşit ya da 0'a çok yakın olması. ilgili olayın duyurulmasının firmanın hisse senetlerini etkilemediği ve dolayısıyla da o piyasanın yarı güçlü formda etkin olduğu anlamına gelir (Kaderli, 2007, s.148). Böyle bir durumda ise yatırımcılar kamuya açıklanan duyurulardan yararlanarak anormal getiriler elde edebilirler. Etkin piyasalar hipotezine göre piyasaların yarı güçlü formda etkin olabilmesi için. Şirketlerin temettü ödeme duyurularının açıklanması ile o şirketlerin hisse senetlerinden anormal bir getiri elde edilememesi gerekir.

Buna göre çalışmadaki hipotezler aşağıdaki gibi belirlenebilir:

H₀ Hipotezi. —**Şirketlerin temettü ödemelerine ilişkin duyuruların, ilgili şirketlerin hisse senedi fiyatlarına hiçbir etkisi yoktur**". Yani, **H₀=CAR= 0** şeklinde ifade edilebilir. Böyle bir olayın gerçekleşmesi ile o şirketlerin hisse senedi fiyatlarında anormal bir artış sağlanamaz ve böyle bir durumda da piyasa —yarı güçlü formda etkin" olmaktadır.

Alternatif hipotez olan **H₁ Hipotezi ise.** —**Şirketlerin temettü ödemelerine ilişkin duyuruların, ilgili şirketlerin hisse senedi fiyatlarına etkisi vardır**" şeklinde belirlenmektedir ve **H₁= CAR>0** şeklinde ifade edilebilir. Yani böyle bir duyurunun yapılması ile o şirketlerin hisse senedi fiyatlarında anormal bir getiri sağlanabilir ve böyle bir durumda piyasa —yarı güçlü formda etkin değildir". Böylece çalışmada. H₀ hipotezi sınanmak suretiyle BİST'nin yarı güçlü formda

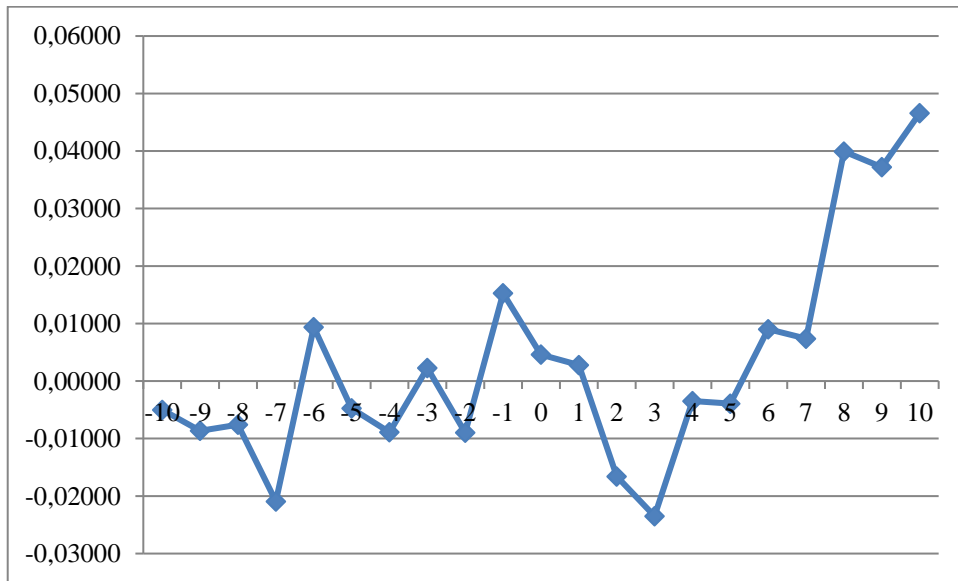
etkinliği de test edilmiştir.

3.3.Bulgular ve Değerlendirme

2016 yılında temettü ödeme duyuruları yapan şirketlerin, duyuru yaptıkları tarihlerden (olay tarihi) itibaren 10 gün önce ve 10 gün sonraki zaman dilimi için günlük fiili getiri oranları hesaplanmış ve bu getiri oranları kullanılarak şirketlere ilişkin ortalama anormal getiriler (AR_{it}) ve kümülatif anormal getiriler (CAR_{it}) bulunmuştur. Çalışma sonucunda elde edilen bulgular aşağıdaki Tablo 2’de özetlenmiştir.

Tablo 2’den de görüleceği gibi 2016 yılında temettü ödeme duyuruları yapan BİST’de yer alan 7 şirketin kümülatif ortalama getirilerinin, olay tarihinden 10 gün önce ve 10 gün sonraki zaman dilimi içinde sıfırdan farklılıklar gösterdiği görülmektedir. Sonuçlara göre olay tarihinden önceki kümülatif ortalama getirilerin (götürülerin) sıfırdan negatif ve pozitif yönlü farklı olduğu, olay tarihinden sonraki kümülatif ortalama getirilerinde aynı şekilde sıfırdan pozitif ve negatif yönlü farklı olduğu görülmektedir. Buna göre, ilgili şirketlerin temettü ödeme duyuruları yapmaları şirketlere ait hisse senetlerinden anormal getirilerin elde edilebileceği tespit edilmiştir. Diğer bir ifadeyle, elde edilen sonuçlar şirketlerle ilgili açıklanan temettü ödeme duyurularına yatırımcıların olumlu tepki verdiğini göstermektedir. Böylece, şirketlere ait hisse senetlerinden elde edilen getirilerin bu şirketlerle ilgili açıklanan temettü ödeme duyurularına karşı duyarlı olduğu ve bu duyarlılığın zaman içinde de devam ettiği görülmektedir. Özellikle olay tarihini izleyen ilk günlerde elde edilen getirilerin daha yüksek olduğu görülmektedir. Bu durum aşağıdaki Şekil-1’de gösterilmiştir.

Şekil – 1.Kümülatif Anormal Getirilerinin Olay Tarihine Duyarlılığı



Tablo 2.2016 Yılında BİST-100 Endeksinde yer alan ve Temettü ödeme duyurusu yapan Şirketlerin Ortalama Anormal Getirileri İle Kümülatif Anormal Getirileri

Olay Zamanı	Adana	Çimsa	Göлтаş	Konya	Nuhcm	Unyec	Buçım	Otrt.Anor. Get.	Küm. Ort. Anor. Get.
(Günü)	ARit (%)	ARit (%)	ARit (%)	ARit (%)	ARit (%)	ARit (%)	ARit (%)	AARit (%)	CARit (%)
t -10	-0,00210	-0,00947	-0,03835	0,02954	-0,00627	-0,01088	0,00246	-0,00501	-0,00501
t -9	-0,00298	0,00707	0,01018	-0,01593	-0,02230	-0,00801	0,00656	-0,00363	-0,00864
t -8	0,00147	0,00209	-0,00234	0,03869	-0,01725	-0,00641	-0,00892	0,00105	-0,00759
t -7	0,01347	-0,13748	0,03945	0,01043	-0,00155	-0,00172	-0,01598	-0,01334	-0,02093
t -6	0,00025	0,21494	0,00315	0,00076	0,01058	-0,00364	-0,00770	0,03029	0,00936
t -5	-0,01779	-0,01643	-0,03103	-0,04097	-0,00097	0,01623	-0,00782	-0,01411	-0,00475
t -4	-0,01328	-0,00670	-0,01030	-0,00468	-0,00195	0,00674	0,00119	-0,00414	-0,00889
t -3	-0,00850	-0,00663	0,09704	0,00281	0,00002	-0,01440	0,00771	0,01115	0,00226
t -2	0,00909	0,00232	-0,07493	0,00261	0,00116	-0,01385	-0,00507	-0,01124	-0,00898
t -1	0,00652	0,00523	0,00620	0,13218	0,00932	0,00787	0,00236	0,02424	0,01527
t = 0	0,02732	-0,00208	-0,01373	-0,08369	-0,01151	0,00891	0,00015	-0,01066	0,00461
t + 1	0,00732	0,04967	-0,03975	-0,04193	0,00072	0,00901	0,00221	-0,00182	0,00279
t + 2	-0,12884	0,00987	-0,03355	0,01092	0,01289	-0,00404	-0,00291	-0,01938	-0,01660
t + 3	-0,00145	0,01486	0,02121	-0,00104	-0,00582	-0,08554	0,00950	-0,00690	-0,02349
t + 4	-0,00288	-0,00957	0,00181	-0,00285	0,00573	0,13465	0,01317	0,02001	-0,00348
t + 5	-0,00095	-0,00129	0,03520	0,01902	-0,06932	0,00037	0,01391	-0,00044	-0,00392
t + 6	0,02889	-0,03001	-0,02536	0,06063	0,02825	0,03167	-0,00348	0,01294	0,00902
t + 7	-0,00478	0,02735	-0,01349	-0,01649	-0,00605	-0,00668	0,00866	-0,00164	0,00738
t + 8	0,03656	-0,00131	0,04712	0,04889	0,07792	0,01829	0,00028	0,03253	0,03991
t + 9	0,01442	-0,00920	-0,00370	-0,00536	0,00529	-0,01518	-0,00527	-0,00271	0,03720
t + 10	0,01094	0,00762	0,01904	0,03406	-0,00950	0,00718	-0,00367	0,00938	0,04658

Söz konusu bu durum piyasanın yarı güçlü formda bile etkin olmadığına önemli bir göstergesidir. Çünkü etkin piyasalar hipotezine göre, bir piyasanın etkin ya da yarı güçlü formda etkin olabilmesi için şirketlerle ilgili kamuya açıklanan bilgilerin, o şirketlerin hisse senedi getirilerini etkilememesi yani açıklanan bilgilerle, o şirketlerin hisse senetlerinden anormal bir getiri elde edilememesi gerekir. Dolayısıyla bir şirket ile ilgili özel bir bilginin kamuya açıklanması ile birlikte, o şirketin hisse senetlerinin getirilerinde bilginin niteliğine bağlı olarak anormal bir yükseliş veya düşüş gerçekleşiyorsa o piyasa yarı güçlü formda etkin değildir (Karan, 2004, ss.267-273).

4.SONUÇ

Firmaların kâr payı politikasındaki değişiklikler ve istikrarlılık gibi faktörler firma değerinin maksimuma çıkarılmasında önemli bir rol oynamaktadır. Bilinçli borsa yatırımcıları, bir firmaya yatırım yaparken, o firmanın kâr payı dağıtım politikalarını ve bu konudaki istikrarlılıklarını göz önünde bulundururlar. Dolayısıyla, yatırımcıların bu duruma dikkat ediyor olması, bu firmalar kâr payı dağıtacaklarına dair duyuru yaptıklarında firmaların hisse senedi fiyatlarının bu durumdan etkilenmesi muhtemel olacaktır.

Bunun yanı sıra, etkin piyasalar hipotezine göre, eğer bir piyasa ‘yarı-etkin ‘ ise, o piyasada kamuya açıklanan bilgilerin niteliği ne olursa olsun, firmaların hisse senedi fiyatlarının veya getirilerinin bu duyurulardan etkilenmemesi gerekmektedir. Yani, bu hipoteze göre firmalarla ilgili hiçbir duyuru, duyurunun ilgilendirdiği firmalar üzerinde bir anormal getiri elde edilmesini sağlamayacaktır.

Yapılan analiz sonucunda olay öncesinde ve sonrasında pozitif ve negatif anormal getirilerin elde edilebileceği görülmüştür. Diğer bir ifadeyle şirketlerle ilgili temettü ödeme duyurularının açıklanması ile birlikte bu şirketlerin hisse senetlerinden normalin üstünde bir getirin elde edilebileceği görülmüştür. Çünkü yapılan analizde olayın 10 gün öncesi ve 10 gün sonrası içerisinde elde edilen kümülatif anormal getirilerin 0’den farklı olarak değiştiği gözlenmiştir. Bu durum, piyasanın yarı güçlü formda etkin olmadığına önemli bir göstergesidir. Çünkü etkin piyasalar hipotezine göre, Bir piyasanın etkin, ya da yarı güçlü formda etkin olabilmesi için kamuya açıklanan şirketlerle ilgili bilgilerin o şirketlerin hisse senedi getirilerini etkilememesi yani açıklanan bilgilerle, o şirketlerin hisse senetlerinden anormal bir getiri elde edilememesi gerekir. Dolayısıyla bir şirket ile ilgili özel bir bilginin kamuya açıklanması ile birlikte o şirketin hisse senetlerinin getirilerinde, bilginin niteliğine bağlı olarak anormal bir yükseliş veya düşüş gerçekleşiyorsa o piyasa yarı güçlü formda bile etkin değildir.

Elde edilen sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde ise, elde edilen kümülatif anormal getiriler (CARit) sıfırdan pozitif ve negatif (olay öncesi) yönde

farklılıklar gösterdiği içinpıyasanın yarı güçlü formda etkin olduğunu ifade eden H0 hipotezi reddedilmiş. onun yerine alternatif hipotez olan ve piyasanın yarı güçlü formda etkin olmadığını ifade eden H hipotezi kabul edilmiştir. Yani ülkemiz piyasası henüz yarı güçlü formda dahi etkin değildir ve yatırımcıların bu piyasada kamuya açıklanan özel bilgilerden yararlanılarak anormal getiriler elde etmesi mümkün olabilmektedir.

KAYNAKÇA

- Adaoğlu Cahit (2006), “Market Reaction to ‘Sweetened’ and ‘Unsweetened’ Rights and Offerings in an Emerging European Stock Market”,*Journal of Multinational Financial Management*,(16),p.249-268.
- Aharony, J. ve Swary I. (1980), "Quarterly Dividend and Earnings Announcements and Stockholders Return: An Empirical Analysis", *The Journal of Finance*, Vol. 35, No: 1, s. 1-12.
- Asquith, P. ve Mullins, D. (1986), "The Impact of Initiating Dividend Payments on Shareholders' Wealth ", *Journal of Business* 46, s. 77-96.
- Ball, R.; Brown, P. ve Finn, F.J. (1977), "Share Capitalisation Changes Information and The Australian Equity Market", *Australian Journal of Management*, 2, s. 105-117.
- Bartholdy, Jan, Dennis Olson and Paula Peare (2006), “Conducting Event Studies on a Small Stock Exchange”, *Working Paper* FAG-2006-03,http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=710982, (Erişim Tarihi: 27.06.2016).
- Bayazıtlı, E.; Kaderli, Y. ve Gürel, E. (2006), "Kâr payı Dağıtma Duyurularının Firmaların Hisse Senedi Getirilerine Etkisi: IMKB'ye Kayıtlı Taş ve Toprağa Dayalı Sanayide Faaliyet Gösteren Bazı Firmalar Üzerinde Bir Olay Etüdü Çalışması", *Muhasebe ve Denetime Bakış Dergisi*, 26, s. 1-16.
- Boehme, R. ve Sorescu, S. (2000) "Seven Decades of Long Term Abnormal Return Persistence: The Case of Dividend Initiations and Resumptions", *Working Paper*.
- Bekçioğlu, Selim, Mustafa Öztürk ve Yusuf Kaderli (2004), “Kurulan İşbirliklerinin BİST'ye Kayıtlı İzocam, Çelebi ve Netaş Firmalarının Hisse Senetleri Üzerindeki Etkisinin Ölçülmesi: Bir Olay Etüdü Denemesi”, *MUFAD Muhasebe ve Finansman Dergisi*, Sayı 21, ss. 43-48.
- Belen,M. Ve Gümrah,Ü (2016) “Türkiye’de Hisse Senedi Piyasasının Enflasyon Açıklamalarındaki Sürprizlere Tepkisi”, *İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi*,Cilt 5 Sayı:3

- Chan-Lau, J. A. (2001), Corporate Restructuring in Japan: An Event-Study Analysis, *IMF Working Paper*, WP/01/202. <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2001/wp01202.pdf>, (Erişim Tarihi: 15.06.2016).
- Eraslan, M. ve Koç, S. (2017), “Kâr Payı Ödemelerinin Hisse Başına Kâra Etkisinin Analizi: Bist Çimento Sektöründe Bir Uygulama”, *Injosos Al-Farabi International Journal On Social Sciences/ Al-Farabi Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi*, Vol. ½
- Eyüpoğlu, K. ve Bulut, H.İ. (2014), “Şirketlere Özgü Haberlerin Hisse Performansına Etkisi: Bist-30 Şirketleri Örneği”, *International Journal of Economic and Administrative Studies*, 2016 (16), s.113-138
- Hirt, Geoffrey A. and Stanley B. Block (2006), *Fundamentals of Investment Management*, McGraw-Hill/Irwin Publishing, New York.
- Kaderli, Yusuf ve Hatice Başkaya, (2012) “Halka açık firmalarda kâr payı dağıtım duyurularının hisse senedi fiyatlarına etkisinin olay etüdü ile ölçülmesi” Adnan Menderes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İşletme Anabilim Dalı, Aydın.
- Kaderli, Yusuf ve Hatice Başkaya, (2012) “Halka Açık Firmalarda Kâr Payı Dağıtım Duyurularının Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisinin Ölçülmesi: Borsa İstanbul'da Bir Uygulama” Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi Cilt:1, Sayı:1
- Kaderli, Yusuf (2007), “Yapılan İhracat Bağlantılarının İlgili Firmaların Hisse Senedi Getirileri Üzerindeki Etkisinin Olay Etüdü İle İncelenmesi: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndaki Bazı Firmalar Üzerine Bir Uygulama”, *MUFAD Muhasebe ve Finansman Dergisi*, Sayı 36, Ekim, ss. 144-154.
- Kalay Avner, Lease, Ronald C., Kose, John, Loewenstein Uri ve Sarig Oded H., (2000) *Dividend Policy*, Harvard Business School Press, USA.
- Karaağaç, B. (1997), *Dividend Announcement Effect on the Value of the Firm*, Yüksek Lisans Tezi, Ankara.
- Karan, Mehmet B. (2004), *Yatırım Analizi ve Portföy Yönetimi*, Gazi Kitabevi, Ankara.
- Kıymaz, Halil (1996), “Halka İlk Arzedilen Hisse Senetlerinin Performansları: BİST İmalat Sektörü Uygulaması”, *Sermaye Piyasası ve BİST Üzerine Çalışmalar İşletme ve Finans Yayınları*, No 4, Ankara, ss. 119-143.
- Küçüksille Engin ve Rozi Mızrahi, (2015), “Bedelsiz Sermaye Artırımı Duyurularının Şirketlerin Piyasa Değerlerine Etkisi: Borsa İstanbul Örneği” *Sosyal ve Beşeri Bilimler Araştırmaları Dergisi*, Ağustos Sayı; 35

- Koç, İ.Ö., (2016) “Şirketlerin Temettü Dağıtımının, Asimetrik Bilgi Varlığında İşaret Olarak Değerlendirilmesi”, Finans Politik & Ekonomik Yorumlar Dergisi, 2016 Cilt: 53 Sayı: 613. s.33-45.
- Mazgit, İ, (2013) “Endeks Kapsamında Olmanın Hisse Senedi Getirilerine Etkisi: Bist Temettü 25 Endeksi Üzerine Bir Uygulama”, Sosyo Ekonomi Dergisi, Sayı 2.
- Muradoğlu, Gülnur ve Kürşad Aydoğan (1999), “Are There Trends in Market Reactions? Stock Dividends and Rights Offerings at Istanbul Stock Exchange”, Warwick Business School, Accounting and Finance Group Work, United Kingdom.
- Tatari, M. (1999), Analysis of Cash vs. Stock Dividend Announcement’s Effect on Stock Prices in Istanbul Stock Exchange, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İngilizce İşletme Anabilim Dalı İngilizce Muhasebe Finansman Bilim Dalı Yüksek Lisans Tezi, İstanbul.
- Raja M., Sudhahar J.Clement (2010), “An Empirical Test of Indian Stock Market Efficiency in Respect of Bonus Announcement ’ ’, Asia Pasific Journal of Finance and Banking Research, Vol.4, No.4.
- Sakarya, Ş.(2011),” BİST Kurumsal Yönetim Endeksi Kapsamındaki Şirketlerin Kurumsal Yönetim Derecelendirme Notu ve Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişkinin Olay Çalışması (Event Study) Yöntemi ile Analizi”, ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi, Cilt 7, Sayı 13, 2011, ss. 106-162
- Sponholtz, Carina (2005), “Separating the Stock Market’s Reaction to Simultaneous Dividend and Earnings Announcements”, Centre for Analytical Finance, University of Aarhus, *Working Paper Series No 212*, September, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=850070,(Erişim tarihi 20.06.2016)
- Tuominen, Tero (2005), *Corporate Layoff Announcements and Shareholder Value: Empirical Evidence from Finland*, Master’s Thesis, Department of Business Administration, Lappeenranta University of Technology, Kuala Lumpur.