



**TÜRKİYE EKONOMİSİNDE DÖVİZ KURU KANALININ ETKİNLİĞİ: 2003-2016
DÖNEMİ İÇİN VAR ANALİZİ***

***EFFICIENCY OF EXCHANGE RATE CHANNEL IN TURKISH ECONOMY: VAR
ANALYSIS FOR THE PERIOD OF 2003-2016***

Harun KAYA

Arş. Gör., Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İİBF, Bankacılık ve Finans Bölümü, hkaya@mehmetakif.edu.tr

Murat BELKE

Yrd. Doç. Dr., Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İİBF, İktisat Bölümü, mbelke@mehmetakif.edu.tr

Başvuru tarihi/Application date: 18.09.2017

Yayına kabul tarihi/Acceptance date: 02.10.2017

ÖZET

Merkez bankaları tarafından alınan para politikası kararlarının toplam talebi ve fiyatları etkilemesi parasal aktarım mekanizması kanalları üzerinden gerçekleşmektedir. Bu nedenle, para politikalarının ekonomi üzerindeki etkilerini doğru bir şekilde tespit edebilmek ve başarılı bir para politikası tayin edebilmek için parasal aktarım mekanizması kanallarının işleyişini anlamak büyük önem kazanmaktadır.

Bu bağlamda çalışma, Türkiye’de para politikalarının aktarımında döviz kuru kanalının etkinliğini test etmeyi amaçlamaktadır. Çalışma, enflasyon hedeflemesi rejimi ve küresel finansal kriz sonrası yeni politika stratejilerinin uygulamaya geçirildiği dönemleri kapsamı bakımından önem kazanmaktadır. Türkiye’de döviz kuru kanalının etkinliği 2003:1-2016:12 dönemindeki aylık veriler ile VAR modeli temelinde etki-tepki, varyans ayrıştırma ve Granger nedensellik testleri kullanılarak incelenmektedir. Elde edilen bulgular, Türkiye’de ilgili dönemde döviz kuru kanalının etkin olmadığını göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Para Politikası, Parasal Aktarım Mekanizması, Döviz Kuru Kanalı, VAR Modeli.

ABSTRACT

The monetary policy decisions taken by central banks affect the aggregate demand and prices through the channels of monetary transmission mechanisms. For this reason, it is very important to understand the functioning of the channels of monetary transmission mechanism in order to identify the effects of monetary policies on the economy accurately and to determine a successful monetary policy.

In this context, this study aims to test the efficiency of exchange rate channel in the transmission of monetary policies in Turkey. This study is important in terms of the periods it covers that the inflation targeting regime and the new policy strategies after the global financial crises were put into practice. Efficiency of exchange rate channel in Turkey is examined by using impulse-response, variance decomposition and Granger causality tests on the basis of VAR model with monthly data of 2003:1-2016:12. The findings indicate the inefficiency of exchange rate channel in Turkey during the review period.

Keywords: Monetary Policy, Monetary Transmission Mechanism, Exchange Rate Channel, VAR Model.

* Bu çalışma, Yrd. Doç. Dr. Murat Belke danışmanlığında Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsünde yürütülen “Parasal Aktarım Mekanizması: Türkiye’de Kredi ve Döviz Kuru Kanallarının Var Analizi” başlıklı yüksek lisans tezi çalışmasından türetilen ve 27-29 Temmuz 2017 tarihinde EUREFE’17 uluslararası kongresinde sunulan “Türkiye’de Para Politikalarının Döviz Kuru Kanalı Aktarımı: Var Yaklaşımı” başlıklı yayınlanmamış bildirinin genişletilmiş halidir.

GİRİŞ

Günümüzde dünya genelindeki birçok merkez bankası para politikası araçlarını kullanarak açık veya örtük olarak fiyat istikrarını sağlama görevini sürdürmektedir. Para politikası uygulamalarının toplam talebi, çıktı açığını ve bu yolla enflasyonu etkilemesi parasal aktarım mekanizması kanalları üzerinden açıklanabilmektedir. Para politikalarının aktarımına ilişkin bu kanallar; faiz kanalı, varlık fiyatları kanalı, döviz kuru kanalı, kredi kanalı ve beklentiler kanalından oluşmaktadır. Para politikalarının ekonomi üzerindeki etkileri hakkında doğru bir değerlendirmeye sahip olmak ve başarılı bir para politikası tayin etmek için parasal aktarım mekanizmasının işleyişini anlamak büyük önem kazanmaktadır.

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB), 2001 krizi sonrasında temel amacı fiyat istikrarı olarak belirlenmiş ve bu amaca ulaşmada uygulayacağı para politikasını ve kullanacağı para politikası araçlarını kendisinin belirleyebileceği kanunla düzenlenerek banka araç bağımsızlığına kavuşturulmuştur. Bu noktadan hareketle Merkez Bankası, 2002 yılında örtük, 2006 yılında ise açık enflasyon hedeflemesi rejimine geçmiştir. Küresel kriz sonrası oluşan makroekonomik konjonktürün gerektirdiği koşullar doğrultusunda TCMB, 2010 yılının sonundan itibaren hem fiyat istikrarı hedefinden taviz vermeden hem de finansal istikrara katkıda bulunacak yeni bir para politikası bileşimi benimsemiştir. Bu bağlamda TCMB, temel politika aracı olan politika faizine ilave olarak faiz koridoru, zorunlu karşılıklar, likidite yönetimi ve rezerv opsiyonu mekanizmasıyla araç kümesini zenginleştirmiş, yeni bir para politikası çerçevesi oluşturarak parasal aktarım mekanizmasının ve özellikle küresel finansal kriz sonrası sermaye akımlarındaki artan oynaklığın döviz kuru üzerinde yarattığı risklere karşı döviz kuru kanalının etkinliğini arttırmaya çalışmıştır. Bu nedenle çalışma, Türkiye'de para politikalarının aktarımında döviz kuru kanalının etkinliğini incelemeyi amaçlamaktadır.

Çalışma, TCMB'nin araç bağımsızlığını kazandığı dönemden başlamakta ve küresel kriz sonrası yeni politika stratejisini de içeren dönemi kapsamı bakımından önem kazanmaktadır. Bu çalışma parasal aktarım mekanizması kanallarından döviz kuru kanalının Türkiye ekonomisindeki etkinliğini, 2003:1-2016:12 dönemine ilişkin aylık verileri kullanarak VAR modeli ile tahmin etmektedir. VAR modeline dayalı olarak uygulanan etki-tepki, varyans ayrıştırma ve Granger nedensellik analizleri sonucu elde edilen bulgular incelenen dönem itibarıyla döviz kuru kanalının etkin olmadığını göstermektedir.

Çalışmanın giriş bölümünde parasal aktarım mekanizması kavramı açıklanmakta, parasal aktarım mekanizmasının işleyişi ve para politikalarının aktarım kanallarından döviz kuru kanalı ayrıntılı olarak irdelenmektedir. Çalışmanın literatür araştırması bölümünde döviz kuru kanalına odaklanan ampirik çalışmalar uluslararası literatürde ve Türkiye özelinde incelenmektedir. Literatür araştırması bölümünden sonra çalışmada kullanılan veri seti ve kullanılan yöntem tanımlanarak Türkiye ekonomisinde para politikalarının döviz kuru kanalı aktarımı 2003:1-2016:12 dönemi için uygulamalı olarak analiz edilmektedir. Elde edilen bulgular, sonuç kısmında değerlendirilerek çalışma sonlandırılmaktadır.

Parasal aktarım mekanizması, para politikası uygulamalarının üretim, tüketim, istihdam gibi reel ekonomik değişkenler üzerinde meydana getirdiği değişimleri inceleyen iktisadi bir konudur. Parasal otorite, başta kısa vadeli faizler olmak üzere para politikası

araçları üzerinde değişiklik yaparak çeşitli kanallardan hasıla ve enflasyonu hedefleri doğrultusunda etkilemektedir. Bu süreç, para politikası kararlarının reel ekonomiyi etkilemesinden oluşmakta ve parasal aktarım mekanizması olarak adlandırılmaktadır. Diğer bir ifade ile para politikası ile reel ekonomik aktivite arasındaki etkileşimi gösteren mekanizmadır (Taylor, 2000: 2).

Ülke ekonomilerinde parasal aktarım mekanizmasının işleyişine yönelik literatürde çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Ancak, para politikalarının ekonominin bütününe dair etkisi net olarak belirlenemediği ve aktarım kanallarının işleyişine dair bir fikir birliği olmadığı için parasal aktarım mekanizması “siyah kutu” (black box) olarak değerlendirilmiştir (Bernanke ve Gertler, 1995: 27).

Parasal aktarım mekanizmasının işleyişi genel olarak üç aşamada ele alınarak gösterilebilmektedir (European Central Bank [ECB], 2000: 43):

- i) Para politikasındaki değişimler birinci aşamada faizlere, varlık fiyatlarına, döviz kuruna, likiditeye ve kredi koşullarına sirayet etmek suretiyle finansal piyasa koşullarını etkilemektedir. Böylece finansman maliyetlerinde değişimler ortaya çıkmaktadır.
- ii) Finansman maliyetindeki meydana gelen değişmelerin hanehalkı ve firmaların harcama davranışlarına yansımaları ikinci aşamada ortaya çıkmaktadır.
- iii) Son aşamada ise toplam harcamalardaki değişimler fiyatları ve üretim seviyesini etkilemektedir.

Merkez bankaları kısa vadeli faiz oranlarını para politikası aracı olarak kullanmakta ve alınan faiz oranı kararları ekonomiyi başlıca beş kanal aracılığıyla etkilemektedir. Para politikası kararları; beklentiler, faiz oranları, varlık fiyatları, döviz kuru ve kredi kanalı yoluyla tüketici ve üreticilerin harcama, tasarruf ve yatırım kararlarını şekillendirerek toplam harcamaları, toplam talebi, çıktı düzeyini ve enflasyonu etkilemektedir (Mishkin, 1995: 4; Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası [TCMB], 2013: 5-7).

Parasal aktarım kanallarının işleyişinde etkili olan faktörlerin birbirinden farklı olması kanalların birbirinden bağımsız olduğu veya aynı dönemde çalışmayacağı anlamına gelmemektedir. Parasal büyüklüklerdeki değişimler birden fazla kanalın birlikte harekete geçmesine neden olarak hâsıla ve enflasyon üzerinde etkili olabilmektedir (Erdoğan ve Beşballı, 2009: 29).

Uluslararası sermaye hareketlerinin büyük ölçüde serbestleştiği ve sermaye hareketlerinin faiz hassasiyetinin oldukça yüksek olduğu bir ortamda uygulanan para politikası, faiz oranlarını değiştirmek suretiyle döviz kuru üzerinde güçlü etkilere neden olabilmektedir. Merkez bankası bu yolla faiz oranlarını değiştirerek sermaye hareketlerinin hacmini ve ulusal paranın değerini etkilemektedir. Faiz oranlarındaki artışlar ulusal paranın değerlenmesine, faiz oranlarındaki azalışlar ise ulusal paranın değer kaybetmesine yol açmaktadır. Döviz kurunda meydana gelen bu tür hareketlere bağlı olarak uluslararası ticarete konu olan malların fiyatlarında ve dış ticaret hacminde değişimler meydana gelmektedir (Kamin vd., 1998: 12-13).

1. LİTERATÜR

Döviz kuru kanalıyla işleyen mekanizma, kurların reel ekonomi üzerinde iki önemli etkisi ile açıklanmaktadır. Bunlardan ilki döviz kurunun net ihracat üzerindeki etkisi, ikincisi ise döviz kurunun bilanço üzerindeki etkisidir.

Döviz kuru kanalı esnek döviz kuru ve tam sermaye hareketliliği rejimi altında faiz oranı etkisini de içermektedir. Diğer bir ifadeyle, döviz kuru ile faiz oranı kanalı arasında sıkı bir ilişki bulunmaktadır. Döviz kuru kanalında parasal bir sıkılaşma esnek döviz kuru ve tam sermaye hareketliliği varsayımı altında ülke parasının değerlendirilmesine neden olacaktır. Burada parasal daralmadan dolayı ülke parasının değerlendirilmesinin üretim düzeyindeki etkisini şu şekilde analiz edilebilmektedir; sıkılaştırıcı para politikası reel faiz oranında bir artışa yol açmakta, bu artış ülkeye sermaye girişlerini teşvik etmektedir. Yurtiçinde yükselen faiz oranlarından faydalanmak isteyen yabancı yatırımcılar döviz satarak yerli varlıkları satın almak istemeleri sonucunda yerli paranın değeri artmaktadır. Yerli paranın yabancı paralar karşısında değerinin artması ülke içerisinde üretilen malların fiyatını, yurt dışında üretilen benzer mallara nispi olarak artırmaktadır. Diğer bir deyişle ihracat mallarının fiyatı artarken ithalat mallarının fiyatı azalmaktadır. Buna bağlı olarak net ihracat ve çıktı azalmaktadır (Norrbin, 2000:12; Smets ve Wouters, 1999: 491).

Döviz kurları sadece geleneksel dış ticaret kanalı üzerinden değil aynı zamanda finansal gelişmişlik düzeyi, mali ve reel kesimin bilanço yapısı ve üretim fonksiyonundaki girdi kompozisyonuna bağlı olarak farklı kanallar üzerinden ekonomiyi etkileyebildiği için parasal aktarım mekanizmasında önemli bir unsur olmaktadır (Başçı vd., 2008: 478). Bu bağlamda döviz kuru kanalının doğru anlaşılması, özellikle enflasyon hedeflemesi rejimiyle para politikası yürüten ülkelerde enflasyonun doğru ve zamanında tahmini açısından hayati öneme sahiptir (Devereux vd., 2006: 505).

Döviz kuru değişimleri net ihracat yanında firmaların bilançosunu da etkilemektedir. Birçok ülkede firmalar yabancı para cinsinden borçlara sahiptir. Döviz açık pozisyonu taşıyan ekonomik kesimler kur şoklarına karşı daha duyarlıdır ve makroekonomik açıdan döviz açık pozisyonu ülkelerin finansal kırılganlığının artmasına neden olmaktadır. Döviz kurunda meydana gelen dalgalanmalar firmaların net varlık değerlerini ve borç-varlık rasyosunu etkileyerek ekonomik kesimlerin harcama ve borçlanma davranışlarında değişikliklere neden olmaktadır (Kamin vd., 1998: 12-13).

Döviz kuru değişikliklerinin net ihracat ve bilanço üzerindeki etkisi, dışa açıklık oranı, uluslararası sermaye hareketliliğinin düzeyi ve üretim faktörlerinin yabancı kaynak bağımlılığı gibi ülkelere özgü faktörlere bağlıdır (Disyatat ve Vongsinsirikul, 2003: 407; Mundell, 1963: 475-476). Döviz kuru dalgalanmasının üretim seviyesi ve fiyatlar üzerindeki etkisi, bu faktörlerin nispi önemine bağlı olarak ülkeden ülkeye değişiklik gösterebilmektedir. Örneğin, dünya ekonomisiyle daha fazla bütünleşmiş ülkelerde döviz kuru hareketlerinin toplam talep ve fiyatlar üzerindeki etkisinin daha fazla olduğu tahmin edilmektedir (Ca'Zorzi vd., 2007: 7).

Literatür incelendiğinde döviz kuru kanalını inceleyen çalışmaların, diğer aktarım kanallarını inceleyen çalışmalara nispeten daha az sayıda olduğu göze çarpmaktadır. Böyle olmasının altında yatan temel neden ise gelişmiş ekonomilerde bu kanalın etkisinin düşük olmasıdır. Smets ve Wouters (1999) VAR modeli yardımıyla 1975:1-1997:4 dönemi için

Almanya’da döviz kuru kanalını incelemişlerdir. Çalışmada, faiz oranının ve döviz kurunun GSMH (Gayri Safi Milli Hasıla)’nın farklı bileşenleri üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşılmış ve para politikası şokunun açıklanması noktasında döviz kurunun rolüne dikkat çekilmiştir. Sonuç olarak sıkı para politikası uygulanması sonucu, faiz kanalının ticaret bilançosunu pozitif olarak geliştirdiği gözlemlenirken döviz kuru kanalının dış ticaret bilançosunu bozduğu sonucuna varılmıştır. Bununla birlikte, döviz kuru ticaret mallarının fiyatları üzerinde faiz oranına göre daha doğrudan etkiler oluşturduğu saptanmıştır.

Parasal aktarım kanallarını eşbütünleşik yapısal VAR yöntemi ile inceleyen Camarero ve diğerleri (2002), İspanya için 1986:1-1998:5 dönemini ele aldığı çalışmasında daraltıcı para politikasının fiyatlar genel seviyesinde aşağı yönlü bir baskıya yol açtığı, ayrıca kısa ve uzun dönem faiz oranlarında bir artış ortaya çıktığı sonucuna ulaşılmıştır. Bununla birlikte toplam çıktının azaldığı ve yerel parada (Peseta) değer kaybının meydana geldiği gözlenmiştir.

Ahmed ve İslam (2004), Bangladeş için hem banka kredileri hem de döviz kuru kanalının işlerliğini test etmişlerdir. Söz konusu çalışmada rezerv para, bankacılık sistemindeki toplam mevduat hacmi (vadeli ve vadesiz mevduatlar), özel sektör avansları, nominal döviz kuru, ithalat ve ihracat hacmi, reel gayrisafi yurtiçi hasıla ve tüketici fiyatı endeksi değişkenleri hem 1979:Ç3-2005:Ç2 dönemi hem de 1990:Ç1-2005:Ç2 dönemi için VAR modeli yardımıyla analiz edilmiştir. Elde edilen bulgular, her iki dönem itibarıyla hem banka kredileri kanalının hem de döviz kuru kanalının zayıf da olsa etkin olduğunu göstermektedir.

Japonya’nın 1970Ç1-2003Ç1 dönemine ilişkin olarak döviz kuru kanalının önemini araştıran Nagayasu (2007), çalışmasında nominal efektif döviz kuru, rezerv para arzı (nominal faiz oranları % 0 olsa bile merkez bankası para politikasının tutumunu belirleyen rezerv para) ve çıktıyı temsilen reel GSYH ile sanayi üretim endeksi değişkenlerini VAR modeli çerçevesinde analiz etmiştir. Örneklem döneminin başlangıcının seçilmesinde, sabit döviz kuru rejimi dönemine ait gözlemlerin çalışmaya dâhil edilmek istenmemesi düşüncesi etkili olmuştur. Çalışmanın sonuçları, para politikalarının döviz kuru üzerinde etkili olduğunu ancak döviz kuru kanalının toplam hasılayı etkileyecek düzeyde yeterli ve fonksiyonel olmadığını göstermiştir.

Parasal aktarım kanalları Boughara (2009) tarafından, Fas için 1990:Ç1-2005:Ç4 ve Tunus için 1989:Ç1-2005:Ç4 dönemlerinde VAR modeli ile analiz edilmiştir. Üç tip değişken kullanılan çalışmada politika değişkenini bankalararası para piyasası faiz oranı, aktarım değişkenlerini nominal efektif döviz kuru, özel sektör toplulaştırılmış kredi miktarı ve Fas ile Tunus’un borsa endeksleri, hedef değişkenleri ise sanayi üretim endeksi ve tüketici fiyatı endeksi temsil etmektedir. Çalışmanın bulgularına göre hem Fas hem de Tunus ekonomisi için döviz kuru kanalının etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuca gösterilen gerekçe ise her iki ülkedeki mevcut kur rejimleridir. Buna göre, Tunus’ta sürünen parite rejiminin uygulanması ve Fas’ta döviz kurunun dar bir bant etrafında dalgalanmaya bırakılması döviz kuru kanalının etkin olmasını engelleyen en önemli faktörlerdir.

Sayıları sınırlı olsa da parasal aktarım kanallarından döviz kuru kanalının işleyişini Türkiye özelinde test eden çalışmalar mevcuttur. Kasapoğlu (2007) aktarım kanallarının

etkinliğini VAR modeli çerçevesinde 1990:01-2000:11 ve 2001:03-2006:07 olmak üzere iki alt dönemde incelemiştir. Çalışmada dönemlerin ikisinin birden modele dahil edilmesi durumunda, iç kriz ve dış şokların analizinin güvenilirliğini olumsuz yönde etkileyebileceği düşüncesi tüm dönemin iki alt döneme ayrılarak ele alınmasında etkili olmuştur. Elde edilen bulgulara göre, tüm dönemde pozitif bir döviz kuru şokuna, sanayi üretimi anlamlı tepki vermezken, enflasyonun şoku takip eden beş ay boyunca istatistiki açıdan anlamlı ve pozitif yönde tepki verdiği tespit edilmiştir. Ulaşılan sonuçlar, yerli paradaki değer kaybının çıktı düzeyini anlamlı sayılabilecek şekilde etkilemediği fakat ithal girdilerin ve nihai malların fiyatlarını yükselterek enflasyonun artmasına neden olduğu şeklinde yorumlanmıştır. İkiye ayrılan dönemlerden ilk dönem (1990:01-2000:11) ile tüm dönemin sonuçları (1990:01-2006:07) benzer özellikler göstermekteyken ikinci dönemde (2001:03-2006:07) sanayi üretimi endeksine ek olarak enflasyon değişkeni de döviz kuruna istatistiki olarak anlamlı bir tepki vermemiştir.

Erdoğan ve Yıldırım (2008) döviz kuru kanalının işleyişini 1995:01-2006:12 dönemine ilişkin aylık veriler ve VAR modelini kullanarak incelemiştir. Çalışmada faiz oranı değişkenine verilen bir standart sapmalı şok sermaye girişini teşvik etmekte ve ulusal paranın değerlenmesine yol açmaktadır. Böylece reel kuru düşmesi ekonomi üzerinde iki farklı etki doğurmaktadır. İlk etkiye göre reel kurdaki düşüş eğilimi sanayi maliyetlerini düşürerek dış satıma konu olan malların üretimini pozitif yönde uyarmaktadır. İkinci etkiye göre ise reel kurdaki düşüş ithalat mallarını nispi olarak ucuzlatmakta ve sonuçta ithalat hacminin artmasına neden olmaktadır. İhracata konu olan malların daha düşük maliyetle üretilmesine karşın, tüketim malları ithalatının artması, maliyet avantajını düşürmektedir. Sonuç olarak elde edilen bulgular, Türkiye’de döviz kuru kanalının işlediği şekilde yorumlanmıştır.

Büyükkakin ve diğerleri (2009) VAR modelini kullanarak 1990:1 -2007:9 döneminde Türkiye’de parasal aktarımın döviz kuru kanalını incelemiştir. Ele alınan modele Türkiye’de yaşanan krizleri temsilen Şubat-Mayıs 1994, Aralık 2000 ve Şubat 2001 ayları için kukla değişkenler de eklenmiştir. Elde edilen bulgulara göre, faiz oranlarının yükselmesi (daraltıcı para politikası), yerli varlıklara olan talebi artırmakta ve sermaye girişleri döviz kurunun düşmesine yol açarak ihracat ve yurtiçi toplam talebi azaltıcı yönde bir etki doğurmaktadır. Ayrıca düşen ithalat fiyatları, ithal tüketim fiyatlarındaki azalma nedeniyle doğrudan ve ithal girdi maliyetlerindeki azalma nedeniyle dolaylı olarak enflasyonu etkilemektedir. Sonuç olarak enflasyondaki değişimler açısından döviz kuru değişkeninin önemli bir parametre olduğu ve Türkiye ekonomisinde döviz kuru kanalının etkin bir şekilde işlediği saptanmıştır.

Cambazoğlu ve Karaalp (2012), 2003:01-2010:08 dönemi için Türkiye’de parasal aktarım mekanizması döviz kuru kanalı etkinliğini, VAR yöntemiyle test etmiştir. Para, mal ve döviz kuru piyasalarının birbirleriyle etkileşim içinde olduğu çalışmada, incelenen dönemler arasında faiz oranı etkilerini de içeren döviz kurunun, genişletici para politikası sonucunda reel değer kaybı yaşaması, toplam talepte artışa neden olmuş ve enflasyon oranı artmıştır. Elde edilen bu bulgular doğrultusunda faiz kanalıyla etkileşim içindeki döviz kuru kanalının Türkiye’de etkin olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca çalışmanın sonuçları, döviz kuru kanalının TCMB tarafından enflasyonu ve üretim seviyesini etkilemede

yararlanılabilecek bir aktarım kanalı olduğunu ifade eden Büyükakın ve diğerlerinin (2009) sonuçlarıyla örtüşmektedir.

Son iki IMF anlaşmasının geçerli olduğu dönemde döviz kuru kanalının işleyişini inceleyen Arabacı ve Baştürk (2013), 2002:01–2008:05 dönemi için VAR analizi yardımıyla 2002-2008 dönemini üç kısma ayırarak incelemiştir. Çalışmada ilk dönem 2002-2004, ikinci dönem 2004-2006, üçüncü dönem 2006-2008 yıllarını kapsamaktadır. Elde edilen bulgulara göre bir politika şoku sonrasında döviz kurunun ağırlığının ele alındığı tüm dönem için sabit olmadığı, ilk dönem için yaklaşık olarak 0.30, ikinci dönem için yaklaşık olarak 0.18 ve son dönem için ise yaklaşık olarak 0.10 geçiş etkisinin (pass-through) olduğu saptanmıştır. Ayrıca, mali baskınlığın önemli oranda gerilemesinin yanında dolarizasyonun ortadan kalkması ve açık enflasyon hedeflemesine geçilmesi, son dönemde geçiş etkisinin azalmasında rol alan önemli unsurlar arasında sayılmıştır.

2. VERİ SETİ VE KULLANILAN YÖNTEM

Çalışmada 2003:1-2016:12 dönemindeki aylık veriler temelinde VAR modeli kullanılarak parasal aktarım mekanizmasının döviz kuru kanalının etkinliği sorgulanmaktadır. Çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin veri tanımlamaları ve kaynakları Tablo 1’de gösterilmektedir. Tüm seriler (faiz oranı hariç) doğal logaritmik dönüşüme tabi tutulmuştur. Sanayi üretim endeksi, tüketici fiyat endeksi ve dış ticaret haddi (Dış ticaret haddi verileri elde edilirken ithalat ve ihracat serileri ayrı ayrı mevsimsellikten arındırılarak birbirlerine oranlanmıştır) serilerindeki mevsimsellik Census X12-ARIMA yöntemine göre mevsimsellikten arındırılmıştır. Veriler, TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, Türkiye İstatistik Kurumu, Eurostat ve IMF International Financial Statistics’den karşılaştırmalı olarak elde edilmiştir. Ekonometrik testler için Eviews paket programı kullanılmıştır.

Tablo 1. Döviz Kuru Kanalı Analizinde Kullanılan Değişkenler

Değişken	Sembol	Açıklama	Kaynak
Tüketici Fiyat Endeksi	TUFE	Fiyat seviyesi 2003 temelli tüketici fiyat endeksi tarafından temsil edilmektedir.	TÜİK, TCMB, IMF-IFS
Üretici Fiyat Endeksi	UFE	Fiyat seviyesi 2003 temelli üretici fiyat endeksi tarafından temsil edilmektedir.	TÜİK, TCMB, IMF-IFS
Sanayi Üretim Endeksi	SANAYI_URETİM_ENDEKSI	2010 temelli sanayi üretim endeksi tarafından temsil edilmektedir	TÜİK, TCMB, IMF-IFS
Faiz Oranı	FAIZ	TCMB politika faizini temsilen Borsa İstanbul Repo ve Ters Repo Piyasası gecelik repo oranı kullanılmaktadır.	TCMB, Eurostat, IMF-IFS
Reel Efektif Döviz Kuru	REEL_EF_KUR_UFE	Döviz kurunu temsilen 2003 üretici fiyatları bazlı reel efektif döviz kuru kullanılmaktadır.	TCMB, IMF-IFS
Dış Ticaret Birim Değer Endeksi	TICARET_HADDI_DEGER	Ticaret hadlerini temsilen ise dış ticaret birim değer endeksi kullanılmıştır. $((PX/PM)*100)$ ¹	TCMB, IMF-IFS

Parasal aktarım mekanizması çalışmalarında genellikle değişkenler arasında içsel ve dışsal ayrımını ortadan kaldırarak tüm değişkenleri içsel olarak ele alan VAR modelleri kullanılmaktadır. Ancak sahte regresyon problemine yol açmamak için VAR modelinde yer

¹ Burada PX: ihracat fiyat endeksini; PY: ithalat fiyat endeksini göstermektedir.

alan değişkenlerin durağan olması gerekmektedir. Bu nedenle, çalışmada öncelikle serilerin birim kök içerip içermediğine odaklanılmaktadır.

Birim kök analizleri, hem Dickey ve Fuller (1981) tarafından önerilen Geliştirilmiş Dickey ve Fuller (Augmented Dickey-Fuller, ADF) hem de serilerde içsel yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilen Zivot ve Andrews birim kök testleri yardımıyla incelenmektedir. Zivot ve Andrews (1992) birim kök testi özellikle analiz döneminde TCMB politika değişimleri ve 2008 finansal krizi gibi önemli olaylar yaşamış Türkiye ekonomisine ilişkin veriler bakımından önem kazanmaktadır.

Serilerin durağanlığının sağlanması sonrasında analizde kullanılan değişkenler arasındaki dinamik ilişki literatürü takiben VAR modeli yardımıyla incelenmektedir. VAR modeli karmaşık bir yapıya sahiptir ve modelden elde edilen katsayılar kullanılamamaktadır. Bu nedenle çalışmada VAR modelinin parametrelerinin tahminlerinden ziyade değişkenler arasındaki dinamik ilişkiye odaklanılmaktadır. Değişkenler arasındaki dinamik ilişki etki-tepki, varyans ayrıştırma ve Granger nedensellik testleri yardımıyla incelenmektedir.

VAR modelinde yer alan değişkenlerin durağan olması gerektiğinden analizde öncelikle değişkenlerin durağanlığının sağlanması amacıyla Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen standart birim kök testi ve serilerde içsel tek bir yapısal kırılmaya olanak tanıyan Zivot ve Andrews (1992) tarafından önerilen birim kök testleri uygulanmaktadır.

Dickey ve Fuller (1979) tarafından önerilen birim kök testi, modeli yalnızca birinci dereceden otoregresif süreç olarak ele almakta ve modelde otokorelasyon olmadığını varsaymaktadır. Dickey ve Fuller (1981), daha yüksek dereceden otoregresif süreçlerin test edilebileceği şekilde modeli geliştirmişlerdir. Modelde hata terimleri arasında otokorelasyonun olması durumunda, otokorelasyonu ortadan kaldıracak şekilde bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele ilave edilmektedir. Gecikme uzunluğu ise Akaike veya Schwartz Bayesyen bilgi kriterleri kullanılarak belirlenmektedir (Enders, 2014: 215-217).

Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen ADF birim kök testine ilişkin modeller:

$$\Delta y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta Y_{t-j} + e_t \quad (3)$$

Yukarıdaki alternatif tüm modellerde $\delta = 0$ olup olmadığını incelemektedir. Teste ilişkin kritik değerler Dickey ve Fuller (1979) ve MacKinnon (1991) tarafından sunulan değerlerle aynıdır.

Zivot ve Andrews (1992), yapısal kırılma dönemlerinin Perron'un (1989)² aksine dışsal değil içsel olarak belirlendiği, alternatif hipotez altında trend fonksiyonundaki tahmini

² Ayrıntılı bilgi için bkz: Perron, Pierre; (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis".

bir kırılmaya izin veren bir birim kök testi geliştirmişlerdir. Zivot ve Andrews (1992) birim kök testinde örneklemin tümünde her bir olası kırılma dönemi için kukla (temsili, dummy) değişken kullanılmakta ve modelde kırılma dönemi minimum t-istatistiğinin olduğu noktada bulunmaktadır.

Zivot ve Andrews (1992) birim kök testinde yokluk hipotezi aşağıdaki gibidir:

$$y_t = \mu + y_{t-1} + e_t \quad (4)$$

Yokluk hipotezi y_t serisinde dışsal yapısal bir kırılmanın olmadığı birim kök sürecini gösterirken, alternatif hipotez ise zamanın bilinmeyen bir noktasında meydana gelen trenddeki tek seferlik kırılmaya sahip trend durağan bir süreci belirtmektedir. Bu nedenle Zivot ve Andrews'e (1992) göre birim kök testlerinin önceki testlerden üstün tarafı, birim kök hipotezinin bilinmeyen bir noktadaki yapısal değişime sahip durağanlığa karşı test edilmesidir.

Perron'un (1989) ADF test stratejisini izleyen Zivot ve Andrews (1992: 254), birim kök hipotezinin test edilebilmesi için aşağıdaki regresyon eşitliklerini kullanmışlardır. Birim kök testinde sabitte (Model A), trendde (Model B) ve hem sabitte hem de trendde (Model C) kırılmaya izin veren üç temel model aşağıdaki şekildedir:

Model A:

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^A t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (5)$$

Model B:

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B t + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (6)$$

Model C:

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t \quad (7)$$

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1, & t > T\lambda \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

$$DT_t^*(\lambda) = \begin{cases} t - T\lambda, & t > T\lambda \\ 0, & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

Modelde λ kırılma kesrini (veya kırılma noktasını) göstermektedir ($\lambda = T_B/T$). T_B kırılma zamanını, T gözlem sayısını göstermektedir. Modellerde oluşturulan kukla değişkenlerden $DU_t(\lambda)$ sabitteki ve $DT_t^*(\lambda)$ trenddeki kırılmayı temsil etmektedir. Zivot ve Andrews (1992: 254-255) her bir serinin minimum t istatistiğini ve kırılma noktasını belirlemek için kırılma kesrinin ($\lambda = T_B/T$) muhtemel tüm değerlerini kullanarak model A, B ve C'yi, $j = 2/T$ 'den $j = (T - 1)/T$ 'ye kadar EKK yöntemiyle tahmin etmektedir. Kırılma yılı (noktası) T-2 adet regresyon tahmininden elde edilen minimum t istatistik değerine karşılık gelen yıldır (noktadır). Hesaplanan t istatistik değeri Zivot ve Andrews (1992) tarafından sağlanan kritik değerlerden büyük olması durumunda yapısal değişimin bulunmadığı birim kökün varlığına yönelik yokluk hipotezi reddedilmektedir.

VAR modeli parasal aktarım mekanizması sürecini ampirik olarak incelemek için faydalı bir araçtır. Çünkü VAR modeli, ekonomide dışsal olarak meydana gelen parasal etkilerin, para otoritelerince verilen endojen tepkilerden ayrılmasına olanak sağlamaktadır (Smets ve Wouters, 1999: 490). Ayrıca, analizin VAR modeli ile yapılmasının temel sebebi, değişkenlerin tamamının içsel olarak ele alınabilmesinin yanı sıra anlaşılması kolay EKK yöntemi ile yapılan VAR modeli tahminlerinin, daha karmaşık eşzamanlı denklem modellerine göre daha sağlıklı sonuçlar vermesidir (Gujarati, 2006: 749).

İçsel değişkenlerin, modele ait denklemlerin hem sağ, hem de sol tarafında yer alması, incelenen ilişkinin tahminini ve oradan bir sonuç çıkarılmasını zorlaştırdığından, değişkenler arası ilişkileri yapısal olmayan tekniklerle belirlemek, bazen daha iyi sonuç vermektedir. Değişkenlerin gerçekten dışsal olduğunun bilinmediği durumda her bir değişken simetrik olarak ele alınmalıdır. Örnek olarak iki değişkenli durumda, $\{y_t\}$ zaman serisinin $\{z_t\}$ serisinin cari ve geçmiş değerlerinden etkilendiği ve eş anlı olarak $\{z_t\}$ zaman serisinin $\{y_t\}$ serisinin cari ve geçmiş değerlerinden etkilendiği durum göz önünde bulundurulmaktadır. Bu durumda basit iki değişkenli model aşağıdaki şekildedir:

$$y_t = b_{10} + b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (8)$$

$$z_t = b_{20} + b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (9)$$

Hem y_t hem de z_t serilerinin durağan olduğu ε_{yt} ve ε_{zt} 'nin σ_y ve σ_z standart sapmaya sahip birbirleriyle ilişkili olmayan ak gürültü hata terimleri olduğu varsayılmaktadır. Eşitlik (1) ve (2) birinci dereceden VAR modelini oluşturmaktadır. Çünkü en uzun gecikme uzunluğu bire eşittir. Sistem yapısı, y_t 'nin ve z_t 'nin birbirini etkilemesine izin vermesi nedeniyle geri bildirim içermektedir (Enders, 2014: 285; Asteriou ve Hall, 2007: 279).

Granger (1969), nedensellik tanımlamasını serilerin durağan olduğu varsayımına dayandırmaktadır. Serilerin durağan olmadığı durumda varyans ve buna bağlı olarak nedenselliğin varlığı zamana bağlı olarak değişebilecektir (Granger, 1969: 429).

Granger'in (1969: 431) temel nedensellik modeli, Y_t ve X_t gibi sıfır ortalamalı durağan iki zaman serisine sahiptir. Model:

$$\begin{aligned} X_t &= \sum_{j=1}^m a_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \\ Y_t &= \sum_{j=1}^m c_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^m d_j Y_{t-j} + \eta_t \end{aligned} \quad (10)$$

ε_t ve η_t hata terimleri, aralarında ilişki bulunmayan ak gürültü serileridir. Diğer bir ifadeyle; $E[\varepsilon_t \varepsilon_s] = 0 = E[\eta_t \eta_s], t \neq s$ ve $E[\varepsilon_t \varepsilon_s] = 0$ tüm t, s için gecikme sayısını gösteren m , sonlu ve veri zaman serisinden daha kısadır. Nedensellik tanımı gereği Y_t 'nin X_t 'ye nedensel olabilmesi için bazı b_j değerleri sıfır olmamalıdır. Aynı şekilde X_t 'nin Y_t 'ye nedensel olabilmesi için c_j değerleri sıfır olmamalıdır. Eğer her iki durum birlikte gerçekleşirse X_t ve Y_t arasında geri bildirim ilişkisi bulunmaktadır (Granger, 1969: 431).

3. AMPİRİK BULGULAR

ADF bulguları Tablo 2’de sunulmaktadır. Seriler hem düzey hem de birinci farkları için analiz edilmiştir. ADF birim kök testi sonuçları, faiz, reel efektif döviz kuru ve üretici fiyatları endeksinin düzey değerlerinde durağan olduğunu gösterirken, diğer tüm değişkenlerin birinci farklarında durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 2. ADF Birim Kök Testi Sonuçları³

Değişkenler	ADF (Sabitli)		ADF (Sabitli ve Trendli)	
	Düzye	I. Fark	Düzye	I. Fark
Faiz	-4.85***		-4.26***	
Kur	-3.13**		-4.05***	
Ticaret Haddi	-1.59	-5.25***	-1.41	-5.32***
S.Ü.E.	-1.54	-4.49***	-2.58	-4.53***
Tüfe	-1.25	-6.05***	-1.97	-6.17***
Üfe	-0.41	-8.07***	-3.57**	-8.01***

ADF birim kök testi ile birlikte, modeldeki değişkenlere tek yapısal kırılmaya olanak sağlayan Zivot-Andrews birim kök testi uygulanmıştır. Test sonuçları Tablo 3’de sunulmaktadır. Sonuçlara göre faiz, reel efektif döviz kuru ve üretici fiyatları endeksi değişkenlerinin tek yapısal kırılmalı olarak durağan olduğu tespit edilmiştir. Bu nedenle ilgili değişkenler yapısal kırılmadan arındırıldıktan sonraki düzey değerleri kullanılarak VAR modeline dâhil edilmiştir.

Tablo 3. Zivot&Andrews (ZA) Birim Kök Testi Sonuçları⁴

Değişkenler	MODEL A		MODEL C	
	Kırılma Dönemi	Test İstatistiği	Kırılma Dönemi	Test İstatistiği
Faiz	2008M12	-5.34***	2009M01	-4.81
Kur	2005M12	-4.84*	2010M12	-5.35**
Ticaret Haddi	2014M10	-3.85	2012M11	-4.50
S.Ü.E.	2008M08	-3.41	2008M04	-4.11
Tüfe	2006M04	-3.76	2010M04	-4.39
Üfe	2006M05	-4.45	2008M12	-4.93*

Birim kök testlerine ilişkin bulgular değerlendirildiğinde faiz değişkeninin sabitte (Model A), reel efektif döviz kuru ve üretici fiyatları endeksi değişkenlerinin ise hem trend hem de sabitte (Model C) tek yapısal kırılma altında durağan olduğu görülmektedir. Bu nedenle faiz değişkeni 2008M12 dönemi sabitteki yapısal kırılmadan, reel efektif döviz kuru ve üretici fiyat endeksi değişkenleri sırasıyla 2010M12 ve 2008M12 dönemleri hem sabit hem de trenddeki yapısal kırılmalardan arındırılmıştır. Söz konusu üç değişken yapısal kırılmadan arındırılarak seviye değerleri ile modele dâhil edilirken, ticaret hadleri, sanayi üretim endeksi ve tüketici fiyatı endeksi değişkenlerine ilişkin durağan fark serileri kullanılmıştır. Fark serilerine uygulanan Zivot ve Andrews birim kök test sonuçları Tablo 4’de yer almaktadır.

³ Gecikme uzunluklarının seçiminde minimum Akaike bilgi kriteri kullanılmıştır. ADF birim kök testi için MacKinnon (1991) tarafından sağlanan kritik değerler kullanılmıştır. *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyelerinde serilerin durağan olduğunu ifade etmektedir.

⁴ *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyelerinde serilerin yapısal kırılma altında durağan olduğunu ifade etmektedir. Model A sabitte kırılmayı, Model C ise sabitte ve trendde kırılmayı göstermektedir. %1 anlam düzeyinde kritik değerler sırasıyla Model A için (-5.34), Model C için (-5.57)’dir ve istatistiksel olarak anlamlı olan istatistik değerleri (***) ile gösterilmiştir. %5 anlam düzeyinde kritik değerler sırasıyla Model A için (-4.93), Model C için (-5.08)’dir ve istatistiksel olarak anlamlı olan istatistik değerleri (**) ile gösterilmiştir. %10 anlam düzeyinde kritik değerler sırasıyla Model A için (-4.58), Model C için (-4.82)’dir ve istatistiksel olarak anlamlı olan istatistik değerleri (*) ile gösterilmiştir.

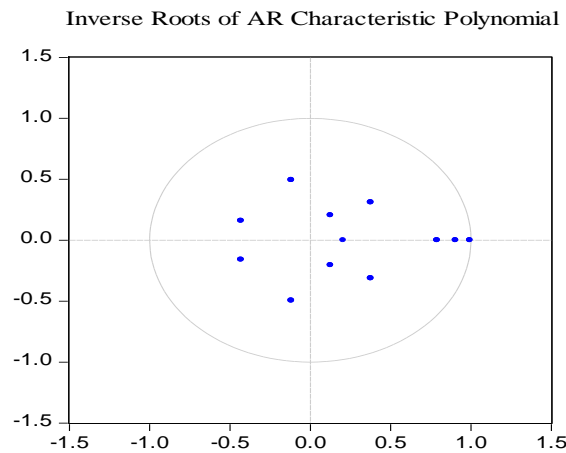
Tablo 4. Fark Serilerinde Zivot&Andrews (ZA) Birim Kök Testi Sonuçları⁵

Değişkenler	MODEL A		MODEL C	
	Kırılma Dönemi	Test İstatistiği	Kırılma Dönemi	Test İstatistiği
Ticaret Haddi	2009M08	-5.60***	2006M09	-5.71***
S.Ü.E.	2009M06	-5.26**	2009M06	-5.85***
Tüfe	2008M12	-7.02***	2008M12	-7.00***

VAR modeli gecikme uzunluğuna duyarlı bir analiz olduğu için modele ilişkin optimal gecikme uzunluğu VAR modelinin istikrar koşullarını sağlayan 2 gecikme olarak seçilmiştir.⁶ Gecikme uzunluğu test sonuçları Tablo 5'te yer almaktadır.

Tablo 5. Gecikme Uzunluğu Test Sonuçları⁷

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1172.168	NA	1.72e-14	-14.66878	-14.55297	-14.62175
1	2139.271	1849.051	1.41e-19	-26.38076	-25.57011*	-26.05156*
2	2196.614	105.3091	1.08e-19*	-26.64923*	-25.14373	-26.03786
3	2223.309	47.01159	1.22e-19	-26.53219	-24.33185	-25.63866
4	2249.095	43.46310	1.40e-19	-26.40372	-23.50852	-25.22801
5	2282.491	53.76936*	1.46e-19	-26.37096	-22.78092	-24.91308
6	2302.988	31.45374	1.82e-19	-26.17595	-21.89106	-24.43590
7	2321.050	26.35568	2.35e-19	-25.95032	-20.97059	-23.92810
8	2345.598	33.96587	2.83e-19	-25.80627	-20.13169	-23.50188

**Şekil 1.** AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri

Ayrıca modulus değerlerinin tamamı 1'den küçüktür. Böylece VAR modelinin istikrar koşulu sağlanmaktadır. Şekil 1'de tahmin edilen modelin AR karakteristik polinomun ters köklerinin birim çember içerisindeki konumu, modelin durağanlığında sorun olmadığını göstermektedir.

⁵ *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 anlamlılık seviyelerinde serilerin yapısal kırılma altında durağan olduğunu ifade etmektedir. Model A sabitte kırılmayı, Model C ise sabitte ve trendde kırılmayı göstermektedir. %1 anlam düzeyinde kritik değerler sırasıyla Model A için (-5.34), Model C için (-5.57)'dir ve istatistiksel olarak anlamlı olan istatistik değerleri (***) ile gösterilmiştir. %5 anlam düzeyinde kritik değerler sırasıyla Model A için (-4.93), Model C için (-5.08)'dir ve istatistiksel olarak anlamlı olan istatistik değerleri (**) ile gösterilmiştir. %10 anlam düzeyinde kritik değerler sırasıyla Model A için (-4.58), Model C için (-4.82)'dir ve istatistiksel olarak anlamlı olan istatistik değerleri (*) ile gösterilmiştir.

⁶ VAR modeline ilişkin gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriteri (AIC), ve nihai öngörü hatası (FPE) tarafından 2 olarak belirtilirken, Schwarz bilgi kriteri (SC) ve Hannan-Quinn bilgi kriterleri tarafından 1 olduğu belirtilmektedir. Ancak VAR modeli 1 gecikme için istikrar koşullarını sağlayamadığı için gecikme uzunluğu 2 seçilerek modele devam edilmiştir.

⁷ Kriterler tarafından belirlenen gecikme seviyesini göstermektedir.

Etki-tepki fonksiyonlarına göre, politika değişkeni olan faiz oranındaki bir standart sapmalık şoka sırasıyla reel efektif döviz kuru, dış ticaret birim değer endeksi, sanayi üretim endeksi, üretici fiyatları endeksi ve tüketici fiyatları endeksinin göstermiş olduğu tepkiler yer almaktadır. Söz konusu tabloya göre faiz oranının hata terimine verilen bir standart sapmalık şoka reel efektif döviz kurunun istatistiki olarak anlamlı bir tepki vermediği görülmektedir. Bununla beraber pozitif bir faiz şoku (daraltıcı para politikası), döviz girişine neden olarak yerli paranın değer kaybetmesine ve ilk iki dönem için döviz kurunun düşmesine neden olmaktadır. Faiz şokunun döviz kurunu düşürücü etkisi ihraç malları fiyatlarının düşmesine ve ithalat hacminin artmasına neden olarak dış ticaret hadlerini olumsuz yönde etkileyebilmektedir. Bu durum Ek 1'de etki-tepki fonksiyonları ile görülebilmektedir.

Ticaret hadlerinin bozulması istatistiki açıdan anlamlı olmamakla beraber faiz şokuna verdiği negatif yönlü tepki teorik açıklamalara paralel nitelikler göstermektedir. Teorik olarak daraltıcı para politikası uygulamasına sanayi üretim endeksinin negatif tepki vermesi gerekirken sadece ekonomik anlamlılık düzeyinde bir dönem pozitif sonrasında iki dönem ise negatif tepki verdiği ve daha sonrasında tamamen anlamlılığını yitirdiği görülmektedir. Başlangıçtaki bu pozitif tepki ara malları ve enerjide yüksek oranda dışa bağımlı sektörlerin ticaret hadlerinin bozulmasına rağmen kurların düşmesiyle üretim maliyetlerinde sağladıkları avantajlardan kaynaklanabilmektedir.

Üretici fiyatları endeksi ve tüketici fiyatları endeksinin faiz şokuna verdiği tepkiler karşılaştırıldığında her iki değişkenin de pozitif yönde ancak üretici fiyatları endeksinin daha büyük oranda tepki verdiği gözlemlenmektedir. Her iki fiyat endeksinin de pozitif faiz şokuna karşı teorik beklentilerin tersine pozitif yönde tepki vermesi maliyet enflasyonu, yüksek derecede dolarize olmuş bir ekonominin etkinlik derecesi ve yüksek enflasyon beklentileri gibi faktörlerden kaynaklanabilmektedir.

Modelde bulunan değişkenler arasındaki karşılıklı nedensellikleri ve nedenselliklerin yönlerini incelenmek üzere Granger nedensellik testi kullanılmış ve sonuçlar Tablo 6'da sunulmuştur. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre sanayi üretim endeksi ve üretici fiyatları endeksinden tüketici fiyatları endeksine doğru tek, reel efektif döviz kurundan üretici fiyatları endeksine doğru tek ve dış ticaret birim değer endeksinden sanayi üretim endeksine doğru tek yönlü Granger nedensellik olduğu tespit edilmiştir. Aktarım değişkenlerinden dış ticaret hadleri, hedef değişkenlerden sanayi üretim endeksinin; diğer aktarım değişkeni olan reel efektif döviz kuru ise farklı bir hedef değişken olan üretici fiyatları endeksinin nedeni olmaktadır. Granger nedensellik testi sonuçlarını değişkenlerin nedensellik yönleri doğrultusunda Tablo 7'de özetlemek mümkündür.

Tablo 6. Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Bağımlı Değişken: D_TUFE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
UFE	5.396672	2	0.0673
D_SANAYI_URETIM_ENDEKSI	5.247129	2	0.0725
REEL_EF_KUR_UFE	1.614655	2	0.4460
D_TICARET_HADDI_DEGER	1.580680	2	0.4537
FAIZ	0.141962	2	0.9315

Bağımlı Değişken: UFE

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D_TUFE	0.158244	2	0.9239
D_SANAYI_URETIM_ENDEKSI	1.201680	2	0.5484
REEL_EF_KUR_UFE	8.548035	2	0.0139
D_TICARET_HADDI_DEGER	0.334079	2	0.8462
FAIZ	3.631504	2	0.1627

Bağımlı Değişken: D_SANAYI_URETIM_ENDEKSI

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D_TUFE	0.098872	2	0.9518
UFE	3.540024	2	0.1703
REEL_EF_KUR_UFE	0.848945	2	0.6541
D_TICARET_HADDI_DEGER	11.53582	2	0.0031
FAIZ	3.046603	2	0.2180

Tablo 7. Granger Nedensellik Testi Özet Sonuçları

Tek Yönlü Nedensellik		
D_SANAYI_URETIM_ENDEKSI	→	D_TUFE
D_UFE	→	D_TUFE
D_REEL_EF_KUR_UFE	→	UFE
D_TICARET_HADDI_DEGER	→	D_SANAYI_URETIM_ENDEKSI
D_REEL_EF_KUR_UFE	→	FAIZ

Döviz kuru kanalını incelemede kullanılan diğer bir araç olarak varyans ayrıştırma analizi, para politikası uygulamalarının değişkenlerin her birinde meydana getirdiği etkiye hem değişkenin kendisinin hem de diğer değişkenlerin ne kadar kaynaklık ettiği hakkında bilgi sağlamaktadır. Modelde hedef değişkenler arasında yer alan sanayi üretim endeksi ve aktarım değişkenlerinden olan dış ticaret hadleri varyans ayrıştırma sonuçları Ek 2’de sunulmaktadır.

Politika değişkenine verilen bir birim şok sonucunda sanayi üretim endeksinin varyans hata teriminde meydana gelen değişikliğe kendisinden sonra en büyük oranda kaynaklık eden değişkenin dış ticaret hadlerinin olduğu görülmektedir. On dönemin sonunda dış ticaret hadleri, sanayi üretim endeksindeki değişimin %4’üne kaynaklık etmektedir. Aynı dönem sonu itibarıyla sanayi üretim endeksi ve dış ticaret hadleri dışındaki değişkenlerin hepsinin, sanayi üretim endeksindeki değişimi %6 civarında açıklayabildiği görülmüştür. Elde edilen bu bulgu Granger nedensellik testi sonuçlarıyla birbirini desteklemektedir. Ayrıca faiz şokunun hedef değişkenleri kur ve/veya dış ticaret hadleri gibi aktarım değişkenleri üzerinden etkilemesi döviz kuru kanalının teorik açıklamalarıyla tutarlılık göstermektedir. Dış ticaret hadlerinin varyans hata terimindeki değişikliğe kendisi dışında en çok kaynaklık eden değişkenler; on dönemin sonunda %5,5 civarında tüketici fiyatları endeksi ile aynı dönemin sonunda yaklaşık

%4,7 ile reel efektif döviz kuru değişkenidir. Buradan para politikasının dış ticaret haddi üzerindeki etkilerinin belirlenmesinde reel efektif döviz kurunun önemli bir gösterge olduğu anlaşılmaktadır.

Elde edilen bulgular ışığında döviz kuru kanalının incelenen dönem itibariyle parasal aktarım mekanizması içinde etkin olduğuna ilişkin ikna edici ampirik bulgulara rastlanmamış, ancak değişkenlerin etki-tepki, Granger nedensellik ve varyans ayrıştırma analizlerinde teorik açıklamalarla tutarlı olarak iktisadi anlamlılık düzeyinde tepkiler verdiği saptanmıştır.

Bulgular, döviz kuru kanalının etki-tepki analizi bulgularına istinaden, döviz kurunun geçiş etkisini (pass through) inceleyen Arabacı ve Baştürk'ün (2013) 2006-2008 alt dönemi etki-tepki analizi bulgularıyla örtüşmektedir. Ancak Türkiye'de döviz kuru kanalının etkinliğini araştıran, döviz kuru kanalının TCMB tarafından fiyatlar genel seviyesi ve üretim açığı etkilemede kullanılabilecek bir aktarım kanalı olduğunu ileri süren Erdoğan ve Yıldırım (2008), Büyükkakın ve diğerleri (2009) ve Örneğin (2009) çalışmalarıyla örtüşmemektedir.

SONUÇ

Parasal aktarım mekanizması kanallarından döviz kuru kanalının etkinliğinin analiz edildiği bu çalışmada 2003:1-2016:12 dönemi aylık verileri kullanılarak VAR modeli tahmin edilmiştir. VAR modeli temelinde etki-tepki fonksiyonları kullanılarak politika değişkenini temsil eden faiz oranına verilen şok karşısında söz konusu kanal için fiyatlar genel seviyesi ve toplam çıktı düzeyinin göstermiş olduğu tepkiler incelenmiştir. Etki-tepki fonksiyonlarından elde edilen bulgular doğrultusunda döviz kuru kanalının etkin olduğuna dair güçlü kanıtlara rastlanılmamıştır.

Etki-tepki fonksiyonları incelendiğinde faiz şokuna istatistiki olarak anlamlı bir tepki veren değişkenle karşılaşılmaştır. Ancak dış ticaret hadlerinin faiz şokuna negatif yönde tepki vermesinin iktisadi anlamlılık bakımından teorik beklentilerle tutarlı olduğu göz önünde bulundurulmalıdır. Döviz kuru kanalının etkin olduğuna dair ampirik desteklere ulaşamamasının nedeni olarak kur rejimi olarak dalgalı döviz kuru rejimi ve para politikası rejimi olarak enflasyon hedeflemesi rejimine geçilmesi olabilmektedir. Zira enflasyon hedeflemesi rejimiyle dövize endekslenme davranışı kırılarak fiyat istikrarına odaklanılmaya başlanmıştır. Ayrıca ekonomilerin dışa açıklık dereceleri, ithal edilen ara mallarının hacmi ve artan rekabet ortamı gibi faktörler de döviz kuru kanalını etkileyen unsurlar arasında bulunmaktadır. Çalışmada fiyat endekslerinin pozitif faiz şokuna karşı teorik beklentilerin tersine negatif yönde değil pozitif yönde tepki vermesi ampirik literatürde maliyet enflasyonu, yüksek derecede dolarize olmuş ekonominin etkinlik derecesi ve yüksek enflasyon beklentileri gibi olgulara bağlı olarak açıklanmaktadır.

İleriki çalışmalarda parasal aktarım mekanizmasının etkinliği Türkiye'nin de aralarında bulunduğu farklı para politikası uygulamalarına ve finansal yapılara sahip gelişmekte olan ülkelerle birlikte analiz edilerek para politikası değerlendirmelerine derinlik ve genişlik kazandırılabilmesi düşünülmektedir.

KAYNAKLAR

- AHMED, S. ve ISLAM, E. (2004), The Monetary Transmission Mechanism in Bangladesh: Bank Lending and Exchange Rate Channels, *The Bangladesh Development Studies*, 30(3&4), 31-87.
- ARABACI, Ö. ve FİLİZ-BAŞTÜRK, M. (2013), Türkiye’ de Döviz Kuru Kanalı: 2002-2008 Dönemi, *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 9(18), 111-131.
- ASTERIOU, D. ve HALL, S. G. (2007), *Applied Econometrics: A Modern Approach*, New York, Pallgrave Macmillan (revised edition).
- BAŞÇI, E., ÖZEL, Ö., SARIKAYA, Ç. (2008), The Monetary Transmission Mechanism in Turkey: New Developments in Transmission Mechanisms for Monetary Policy in Emerging Market Economie, *BIS Papers*, 35, 475-499.
- BERNANKE, B. S. ve GERTLER, M. (1995), Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission, *Journal of Economic Perspective*, 9(2), 27-48.
- BOUGHRARA, A. (2009), Monetary Transmission Mechanisms in Morocco and Tunisia, *Economic Research Forum (ERF) Working Paper Series*, 460, 1-29.
- BÜYÜKAKIN, F., BOZKURT, H., CENGİZ, V. (2009), Türkiye’de Parasal Aktarımın Faiz Kanalı Granger Nedensellik ve Toda-Yamamoto Yöntemleri ile Analizi, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33, 101-118.
- CA’ZORZİ, M., HAHN, E., SANCHEZ, M. (2007), Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets, *ECB Working Paper Series*, 739, 1-31.
- CAMARERO, M., ORDONEZ, J., TAMARİT, C. (2002), Monetary transmission in Spain: a Structural Cointegrated VAR Approach, *Applied Economics* 34(17), 2201-2212.
- CAMBAZOĞLU, B., KARAALP, H.S. (2012), Parasal Aktarım Mekanizması Döviz Kuru Kanalı: Türkiye Örneği, *Celal Bayar Üniversitesi İ.İ.B.F. Yönetim ve Ekonomi*, 19(2), 53-66.
- CENGİZ, V. (2009), Parasal Aktarım Mekanizması İşleyişi ve Ampirik Bulgular, *Erciyes Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 33, 225-247.
- DE BONDT, G. J. (1997), Monetary Transmission in six EU-Countries: an Introduction and Overview, De Nederlandsche Bank NV, *Econometric Research and Special Studies Department, Research Memorandum WO&E*, 527(9742), 1-30.
- DEVEREUX, M., LANE, P., XU, J. (2006), Exchange Rates and Monetary Policy in Emerging Market Economies, *The Economic Journal*, 116(511), 478-506.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A. (1979), Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- DICKEY, D. A., FULLER, W. A. (1981), Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with A Unit Root, *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- DİSYATAT, P., VONGSİNSİRİKUL, P. (2003), Monetary Policy and the Transmission Mechanism in Thailand, *Journal of Asian Economics*, 14, 389-418.

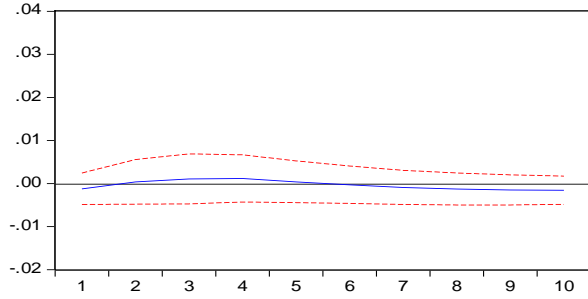
- ECB, (2000), *Monetary Policy Transmission in the Euro Area*, 12 Mayıs 2017 tarihinde https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/mbjul2000_article07.pdf, adresinden alındı.
- ENDERS, W. (2014), *Applied Econometric Time Series (fourth revised edition)*, New York: John Wiley & Sons Inc.
- ERDOĞAN, S., BEŞBALLI, S. G. (2009), Türkiye' de Banka Kredileri Kanalı'nın İşleyişi Üzerine Ampirik Bir Analiz, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(1), 28-41.
- ERDOĞAN, S., YILDIRIM, D. Ç. (2008), Türkiye' de Döviz Kuru Kanalı'nın İşleyişi: VAR Modeli ile Bir Analiz, *İ.Ü. Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 39, 95-108.
- GRANGER, C. W. J. (1969), Investigating Casual Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods, *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- GUJARAT, D. N. (2006), *Temel ekonometri*, Çev.: Ü. Şenesen, G. Günlük-Şenesen, İstanbul: Literatür Yayınları.
- KAMIN, S., TURNER, P., VAN'T DACK, J. (1998), The transmission mechanism of monetary policy in emerging market economies, *Bank for International Settlements (BIS) Papers*, 98(3), 5-64.
- KASAPOĞLU, Ö. (2007), *Parasal Aktarım Mekanizmaları: Türkiye İçin Uygulama*, TCMB Uzmanlık Yeterlilik Tezi, Ankara: TCMB Piyasalar Genel Müdürlüğü.
- LOAYZA, N., HEBBEL, K. S. (2002), *Monetary Policy Functions and Transmission: An Overview*, 30 Haziran 2017 tarihinde http://si2.bcentral.cl/public/pdf/banca_central/pdf/v4/001_020Gallego.pdf, adresinden alındı.
- MACKINNON, J. G. (1991), Critical Values for Cointegration Tests, R. F. Engle ve C. W. J. Granger içinde *Long Run Economic Relationships: Reading in Cointegration*, Oxford: Oxford University Press.
- MISHKIN, F. S. (1995), Symposium on the Monetary Transmission Mechanism, *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 3-10.
- MISHKIN, F. S.;(2001), The Transmission Mechanism and the Role of Asset Prices in Monetary Policy, *NBER Working Paper Series*, 8617, 1-21.
- MUNDELL, R. A. (1963), Capital Mobility and Stabilization Policy Under Fixed and Flexible Exchange Rates, *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(4), 475-485.
- NAGAYASU, J. (2007), Empirical Analysis of the Exchange Rate Channel in Japan, *Journal of International Money and Finance*, 26(6), 887-904.
- NORRBIN, S. (2000), What Have We Learned from Empirical Tests of Monetary Transmission Effect?, *Central Bank of Sweden Working Paper Series*, 121, 1-40.
- NUALTARANEE, J. (2001), *Transmission Mechanism of Monetary Policy: Literature Survey and Theoretical Discussion*, 05 Nisan 2017 tarihinde <http://wbcu.car.chula.ac.th/papers/transmission.htm>, adresinden alındı.
- ÖRNEK, İ. (2009), Türkiye'de Parasal Aktarım Mekanizması Kanalları İşleyişi, *Maliye Dergisi*, 156, 104-125.
- PERRON, P. (1989), The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.

- SIMS, C. A., (1980), Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48(1), 1-48.
- SIMS, C. A., STOCK, J. H., WATSON, M. W. (1990), Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots, *Econometrica*, 58(1), 113-144.
- SMETS, F., WOUTERS, R. (1999), The Exchange Rate and the Monetary Transmission Mechanism in Germany, *De Economist*, 147(4), 489-521.
- STOCK, J. H., WATSON, M. W. (2001), Vector Autoregressions, *Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 101-115.
- TAYLOR, J. B. (2000), The Monetary Transmission Mechanism and the Evaluation of Monetary Policy Rules, *Working Papers Central Bank of Chile*, 87, 1-31.
- TCMB, (2013), *Parasal Aktarım*, 30 Nisan 2017 tarihinde <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/8cdd0f38-142f-493b-b489-bdc0111491bb/ParasalAktarim.pdf?MOD=AJPERES>, adresinden alındı.
- ZIVOT, E., ANDREWS, D. W. K. (1992), Further Evidence of Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit Root Hypothesis, *Journal of Business and Economic Statics*,10(3), 251-270.

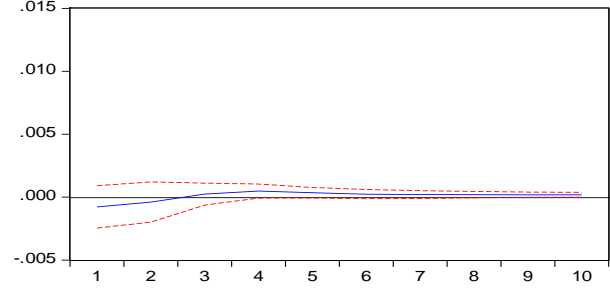
EK

1. Etki-Tepki Sonuçları

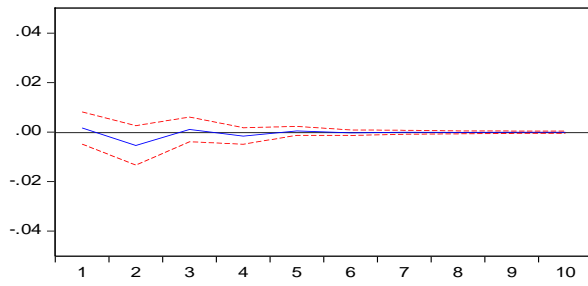
Response of REEL_EF_KUR_UFE to FAIZ



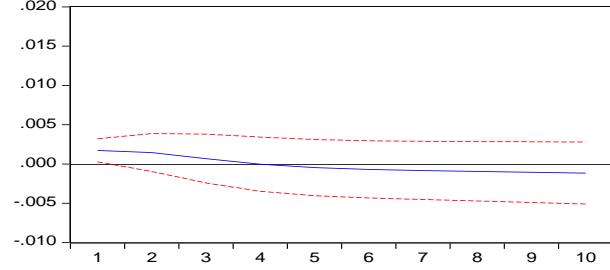
Response of D_TICARET_HADDI_DEGER to FAIZ



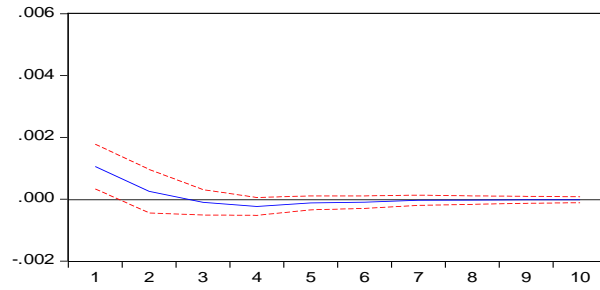
Response of D_SANAYI_URETIM_ENDEKSI to FAIZ



Response of UFE to FAIZ



Response of D_TUFE to FAIZ



2. Varyans Ayrıştırma Sonuçları

Variance Decomposition of D_SANAYI_URETIM_ENDEKSI

Period	S.E.	D_TUFE	UFE	AYI_UR ETIM_E NDEKSI	D_SAN UFE	REEL_E F_KUR_ UFE	RET_HA DDI_DE GER	FAIZ D_TICA
1	0.041774	0.774126	3.614173	95.61170	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.053878	0.669279	3.813831	94.62840	0.192087	0.142100	0.554299	0.554299
3	0.057889	1.398078	3.461634	92.10535	0.167849	2.326949	0.540144	0.540144
4	0.059124	1.422983	3.647236	90.18217	0.208056	3.963053	0.576506	0.576506
5	0.059267	1.467315	3.680395	89.96828	0.212321	4.089212	0.582478	0.582478
6	0.059291	1.476236	3.686278	89.94050	0.226330	4.085981	0.584673	0.584673
7	0.059297	1.478846	3.685678	89.93040	0.235201	4.085290	0.584582	0.584582
8	0.059299	1.478812	3.685688	89.92364	0.241263	4.085759	0.584837	0.584837
9	0.059300	1.479058	3.685658	89.92016	0.243992	4.086263	0.584868	0.584868
10	0.059301	1.479188	3.685772	89.91810	0.245843	4.086224	0.584869	0.584869

Variance Decomposition of D_TICARET_HADDI_DEGER:

Period	S.E.	D_TUFE	UFE	AYI_UR ETIM_E NDEKSI	D_SAN UFE	REEL_E F_KUR_ UFE	RET_HA DDI_DE GER	FAIZ D_TICA
1	0.010836	5.252961	0.382763	0.432688	3.931934	89.99965	0.000000	0.000000
2	0.011084	5.678159	3.197140	1.283324	3.758648	86.08185	0.000879	0.000879
3	0.011409	5.404291	3.075082	1.240992	3.842127	86.36197	0.075536	0.075536
4	0.011454	5.431517	3.210188	1.366999	4.020887	85.77761	0.192794	0.192794
5	0.011490	5.474149	3.270596	1.364296	4.237539	85.41452	0.238899	0.238899
6	0.011511	5.472066	3.314911	1.377337	4.443296	85.13266	0.259729	0.259729
7	0.011522	5.469903	3.362326	1.374646	4.554671	84.96075	0.277704	0.277704
8	0.011531	5.470622	3.396655	1.373029	4.613922	84.85061	0.295161	0.295161
9	0.011536	5.473306	3.422260	1.372745	4.653487	84.76733	0.310867	0.310867
10	0.011541	5.476716	3.447958	1.372011	4.679215	84.69842	0.325681	0.325681