



**Araştırma Makalesi • Research Article**

Special Issue on *International Conference on Empirical Economics and Social Science (ICEESS' 18)*, 27-28 June, 2018, Bandırma, Turkey

**Para Politikası ve Konut Fiyatları İlişkisi: Türkiye Ekonomisi için Ampirik Bir Analiz**

***The Relationship between Monetary Policy and Housing Prices: An Empirical Analysis for Turkish Economy***

Burak Darıcı<sup>a,\*</sup>

<sup>a</sup> Doç. Dr., Bandırma Onyedü Eylül Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, 10200, Balıkesir/Türkiye.  
ORCID: 0000-0003-0765-7374

**MAKALE BİLGİSİ**

*Makale Geçmişi:*

Başvuru tarihi: 10 Ağustos 2018  
Düzeltilme tarihi: 28 Ağustos 2018  
Kabul tarihi: 30 Ağustos 2018

**Anahtar Kelimeler:**

Varlık Fiyat Balonları  
Para Politikası  
Konut Fiyat Endeksi  
Türkiye Ekonomisi  
ARDL Modeli

**ARTICLE INFO**

*Article history:*

Received 10 August 2018  
Received in revised form 28 August 2018  
Accepted 30 August 2018

**Keywords:**

Asset Price Bubbles  
Monetary Policy  
House Price Index  
Turkish Economy  
ARDL Model

**ÖZ**

Bu çalışmada Türkiye ekonomisi için 2010-2016 yılları arası aylık verilerle para politikasının konut fiyatları üzerindeki etkisi ARDL modeli aracılığıyla araştırılmaktadır. Elde edilen bulgular, genişletici para politikasının konut fiyatlarını artırıcı yönde bir baskı yarattığını ortaya koymaktadır. Bu sonuca göre, genişletici para politikasının bankaların kredi verme imkânlarını arttırması, toplam talep üzerinde pozitif bir etki yaratmaktadır. Bu süreçte karlılık oranlarını arttırmak için bankaların daha fazla kredi yaratması sonucu artan konut fiyatlarına bağlı balon oluşması durumunda finansal istikrarsızlık oluşabilmektedir. TCMB'nin genişletici para politikası uygulamalarında proaktif davranarak varlık fiyatlarında oluşabilecek bu balonu izlemesi ve önlemesi gerekmektedir.

**ABSTRACT**

In this study, the effects of monetary policy on housing prices are being investigated with monthly data for the period between 2010 and 2016 by using the ARDL model. The findings obtained show that expansionary monetary policy creates a pressure to increase housing prices. This result implies that increasing lending opportunities of banks of the expansionary monetary policy has a positive impact on aggregate demand. Occurrences of bubbles due to increases in housing prices, which are caused by creation of more loans by banks to increase profitability ratio (rate), may create financial instability. CBRT should monitor and prevent the potential bubbles in asset prices via proactive actions in its implementation of expansionary monetary policy.

**1. Giriş**

Para politikasının, finansal piyasalardaki gelişmelere yanıt verip vermemesi gerektiği konusunda akademisyenler ve politika yapıcılar arasındaki tartışmalar uzlaşma sağlanmaksızın uzunca süredir devam etmektedir. Bu fikir ayrılığının ardında yatan temel faktör, varlık fiyatlarındaki dalgalanmaların, özellikle üretim ve enflasyon gibi reel

ekonomik değişkenler ya da kısaca reel ekonomi üzerinde önemli etkilere sahip olmasıdır. Varlık fiyatlarının, reel ekonomik faaliyetler üzerindeki etkilerine yönelik bu tartışma, 2007 ABD Subprime krizi ve dünya finans piyasalarına yayılan olumsuz hava ile birlikte yeniden ön plana çıkmıştır.

\* Sorumlu yazar/Corresponding author.  
e-posta: bdarici@bandirma.edu.tr

2008 krizi, hem merkez bankalarının fiyat istikrarını sağlaması hem de finansal istikrar açısından para politikası-varlık fiyatları ilişkisinin dikkate alınmasını gerektirmiştir. Geleneksel merkez bankacılığı yaklaşımında, enflasyonist baskı oluşturduğu durumlarda, para politikasının varlık fiyatlarındaki değişimlere karşılık vermesi gerektiği düşünülmekteydi. Bununla birlikte varlık fiyatlarının aşırı yükselmesi ile oluşan balonların, para politikasının doğrudan hedefi olmadığına inanılmaktaydı (Bernanke ve Gertler 2000).

Ancak, son krizle birlikte bu görüş yerini müdahaleci bir yaklaşıma bırakmış görünmektedir (Issing, 2009; ECB, 2010; Gali, 2014) 1. Merkez bankalarının etkin enflasyonla mücadele politikaları sonucu, enflasyonun kontrol altına alındığı durumlarda bile, ortaya çıkabilen varlık fiyatlarındaki balonların, reel ekonominin işleyişini olumsuz etkilediği ve özellikle finansal kurumların dengelerini bozarak, finansal istikrara zarar veren risklere yol açtığı vurgulanmaktadır. 1997 Asya krizi, ABD'deki 1929 ve 2008 krizleri öncesi görülen varlık fiyatları patlaması, spekülasyon balonlarının neden olabileceği büyük finansal krizlere örnektir. Merkez bankaları böyle durumlarda, daha müdahaleci para politikaları izlemektedirler. Çünkü oluşan varlık fiyatı balonları, hane halkı tüketimini ve borçlanmayı kolaylaştırarak, reel ekonominin işleyişini tehlikeye atmaktadır.

Bu çalışmada Türkiye ekonomisi için 2010-2016 yılları arası aylık verilerle para politikasının varlık fiyatlarının en iyi temsilcilerinden olan konut fiyatları üzerindeki etkisi araştırılacaktır. Çalışmanın ilk bölümünde para politikası ile varlık fiyatları ilişkisi ortaya konulacak, ikinci bölümde ilgili literatür taramasına yer verilecek ve üçüncü bölümde ise Türkiye ekonomisine yönelik olarak para politikasının konut fiyatları üzerindeki etkisi ampirik olarak sınanacaktır. Son olarak çalışma, sonuç ve değerlendirme ile tamamlanacaktır.

## 2. Para Politikası ve Varlık Fiyatları Balonu İlişkisine Teorik Bakış

Filardo (2001), Merkez bankalarının varlık fiyat balonları ile ilgili tutumları konusunda üç temel yaklaşım olduğunu söylemektedir. Bu yaklaşımlardan birincisi; Para otoritelerinin, varlık fiyatlarının makroekonomik değişkenler üzerinde belirleyici bir role sahip olmaması durumunda, varlık fiyatlarında meydana gelen değişimlere cevap vermemesi gerektiği şeklindedir.

Varlık fiyatlarının makroekonomik rolü üzerindeki belirsizliğine vurgu yapan bu yaklaşıma göre; varlık fiyatlarındaki değişimlere merkez bankalarının cevap vermemesi gerekmektedir. Posen (2006), merkez bankalarının varlık fiyat balonlarına müdahale etmemeleri gerektiğini, para politikası yerine balonların oluşumunu önleyecek maliye politikalarının geliştirilmesi gerektiğini söylemektedir. Posen (2011), parasal olmayan araçların varlık fiyatları üzerinde daha etkili olabileceğini belirtirken para politikasının varlık fiyatlarını değiştirebilme gücünü ise eleştirmektedir. Fiyatlarda balon oluşumu durumunda bile merkez bankaları harekete geçmemelidir. Balonlar genellikle irrasyonel bir taşkınlığın sonucudur. Buna göre; parasal koşullar ve balon oluşumu arasındaki bağlantı oldukça zayıftır. Reel ekonomiyi etkileyecek olan balon konut piyasasında oluşabilecek balondur. Dolayısıyla

merkez bankalarının müdahalelerinden ziyade maliye politikaları daha önemli bir role sahip olabilmektedir. Bernanke (2002), 1927 yılında Alman Merkez Bankasının hisse senedi fiyatlarında aşırı artışlara yönelik uyguladığı para politikasının başarılı olduğunu ancak bunun yatırım oranlarını düşürdüğünü söylemektedir.

İkinci yaklaşım; varlık fiyatları enflasyon ve çıktı seviyesi hakkında bilgi içerse dahi para otoriteleri varlık fiyatlarında meydana gelen değişimlerin balon oluşumuna işaret edip etmediğini doğru bir şekilde ayıramayacağından dolayı bu değişimlere yönelik yürütülecek bir politikanın etkin olmayacağı yönündedir. Bernanke (2010), varlık fiyatlarında meydana gelebilecek aşırı artışlara karşı para otoritelerinin varlık fiyatlarına müdahale etmelerinin doğru olmayacağını söylemektedir. Çünkü varlık fiyatlarındaki değişimlerin balon olup olmadığının tespit edilmesi zordur. Benzer şekilde Greenspan (2002), balonları saptamanın zor olduğunu, ancak onlar patladığında balon olduklarının anlaşılabilirliğini belirtir. Gerçekte, Merkez bankaları varlık fiyatlarına müdahale etmek isteyebilir ancak varlık fiyatlarındaki değişimin balon olduğu konusundaki bilgi eksikliğinin yanında, para politikası araçları varlık fiyatlarında oluşan balonu ortadan kaldırmak için yeterli güce sahip olmayabilir. Ancak oluşan balonun büyümesini engelleyebilme ve kontrol altında tutabilme adına merkez bankaları önlemler alabilir.

Dolayısıyla bu yaklaşıma göre; merkez bankaları varlık fiyatlarındaki değişimlerin ne kadarının balon ne kadarının balon olmadığını tam olarak bilememektedir. Bunun bir tanım sorunu olduğunu söyleyen Bernanke (2002), risksiz bir patlamanın zor olduğunu belirtmektedir. Dolayısıyla para politikası araçları varlık fiyatlarına müdahalede yetersiz kalabilir. Bu aşamada daha çok yapısal maliye politikaları öne çıkmaktadır. Birinci yaklaşımla bu noktada örtüşen görüşe göre; varlık fiyatlarında balon oluşumunu saptamak zordur. Greenspan (2002), varlık fiyatlarında oluşan değişimlere merkez bankalarının müdahale etmekte istekli olabileceğini ancak olası bir balonu ortadan kaldırmak için para politikası araçlarının yetersiz olduğunu söylemektedir.

Üçüncü yaklaşım ise; Para otoritelerinin enflasyon ve çıktı seviyesi hakkında bilgi içeren varlık fiyatlarındaki değişime politika araçları ile cevap vermesi gerektiği yönündedir. Smets'de (1997) buna vurgu yaparak, varlık fiyatları içerisindeki bilgilerin para politikası için yönlendirici sinyaller verebileceğini ve varlık fiyatlarındaki aşırı artışların yaygın finansal istikrarsızlığa neden olabileceği, dolayısıyla merkez bankaları için varlık fiyat istikrarının önemli bir hedef olması gerektiğini belirtir. Dolayısıyla Merkez bankalarının varlık fiyatlarındaki değişimlere nasıl tepki vermesi gerektiği konusunda literatürden hareketle tam bir fikir birliğinin olmadığı görülmektedir. Bu durumun nedeni, finansal yenilik ile birlikte artan belirsizlik ve özellikle gelişmekte olan ekonomilerin küresel piyasalara yüksek oranda entegre olmasıdır (Kaplan, 1999). Bunun sonucu olarak merkez bankalarının para politikası aracı olarak kullandıkları faiz politikası istenilen etkiyi göstermede gecikebilmekte veya başarısız olabilmektedir.

Bu tartışmalar ekseninde varlık fiyatları değişimlerine tepki verilmesi gerektiğini savunan üçüncü yaklaşıma göre; merkez bankaları çıktı ve enflasyon üzerinde etkisi olduğu düşünülen varlık fiyatlarındaki değişimlere genel olarak, varlık fiyatlarındaki balonlara ise lokal olarak cevap vermek

isteyebilir. Roubini (2006), balonların neden olduğu ekonomideki bozulmalara yanıt olarak ılımlı bir faiz oranının etkili olabileceğini belirtmektedir. Merkez bankaları kredi ve hisse senedi fiyatları üzerinden nominal faiz oranları veya para arzında yaptığı değişiklikler ile varlık fiyatlarına etki edebilmektedir. Genişletici para politikası ile kredi miktarını artırabilir veya faiz oranlarını düşürerek tahvil getirilerini azaltıp hisse senedine olan talebi artırabilir (TCMB, 2013: 6). Bu da varlık fiyatlarında artışa neden olur. Ancak varlık fiyatlarında meydana gelen bu artışlara neden olan önemli bir faktör yatırım için güvenli bir işaret olan düşük faiz oranlarının yaratmış olduğu likidite bolluğudur.

Bankaların likidite bolluğu ile hızlı ve yüksek miktarda piyasada kredi hacmini arttırması, büyüme üzerinde ilk olarak olumlu bir görüntü çizse bile bu kredi hacminin kontrolsüz biçimde artması yüksek büyüme oranlarının sürdürülmesini zorlaştırabilir. Likidite bolluğu kontrolü azalan bir finansal yapı ortaya çıkarabilir. Yatırım projelerinin istenilen zaman ve karlılık oranları ile gerçekleşmemesi, alınan kredilerin geri ödenememesi, diğer makro şokların varlığı gibi nedenlerle ekonomi ve dolayısıyla büyüme üzerinde aşağı yönlü baskıların oluşması finansal sistemde oluşan risklerin artmasına sebep olabilmektedir (TCMB, 2014).

Merkez bankalarının varlık fiyatlarında oluşabilecek balonlara nasıl tepki vermesi gerektiği bir tartışma konusu iken, bunun yanında politika etkinliği de ayrı bir tartışma konusudur. Gölge bankacılık faaliyetinin yürütüldüğü düşük faizli bir piyasada, merkez bankaları varlık fiyatlarında oluşabilecek balonları önceden tahmin edici ve önleyici politikalar yürütmek durumundadır. Üçüncü yaklaşım bağlamında; finansal yapının reel ekonomiyle uyumlu hareket etmesinin Merkez bankaları tarafından denetlenebilirliğinin sağlanması koşuluna bağlı olduğunu belirtmek gerekir. Ekonominin istikrarı için merkez bankaları politika kararları alırken temel ekonomik göstergeler üzerinde etkili olan finansal istikrarın sürdürülmesini de dikkate almak durumundadır. Günümüzde küreselleşen piyasalara, muhtemel finansal krizleri önleme ve yönetmede bilgi aktarma ve iç finansal istikrara yönelik kaygıları azaltmada merkez bankaları önemlidir (Ferguson, 2002: 12). Özellikle Varlık fiyatlarında oluşabilecek balonları önlemede merkez bankalarının müdahalesi, balon oluşumunu önleyici ve finansal kırılganlığı azaltıcı bir rol üstlenmede de önem arz etmektedir.

Varlık fiyat balonlarının oluşmasının doğurduğu risk kadar balonun patlamasından sonra oluşacak ortam da önemlidir. İçinde balon ihtiva eden bir varlık fiyat artışından sonraki düşüş, tüketim üzerinden servet etkisi ve yatırım üzerinden dış finansman koşullarında değişiklik ile reel ekonomiyi olumsuz etkileyebilmektedir (Okina ve Shiratsuka, 2002: 36). Finansal krizlerin hızlı yayılma gücü düşünüldüğünde varlık fiyatlarında balon sonrası ani bir çöküşün yaratabileceği kriz ortamı, hem borçlanan hem de borç veren kişi ve kurumları likidite krizine sokabilir. Bu sıkışıklık sistemin tıkanan noktasından başlayarak diğer hücrelerini saran bir krize dönüşebilir. Bunun nedeni; reel ekonomiyle toplam kredi dalgalanmaları ve servet etkisi ile finansal hızlandırıcılar arasında yakın bir ilişkinin olmasıdır (Ariccia, Igan, Laeven ve Tong, 2012: 4). Dolayısıyla merkez bankaları varlık fiyatlarının seyrini yakından izlemek ve

diğer ekonomik göstergelerle birlikte hareket edip etmediklerini tespit etmek durumundadır.

### 3. Literatür Taraması

Bir varlığın olması gereken fiyatının çok üzerinde değerlendirilmesi anlamına gelen varlık fiyatlarında balon oluşumu ve para politikası konusu farklı görüşler ışığında, para politikasının varlık fiyatlarında balon oluşturduğu veya oluşturabileceği şeklinde tartışmalara konu olmaya devam etmektedir.

Özellikle 2008 finansal krizine kadar, oluşan fiyat balonlarında para politikasının rolü konusu hararetle bir şekilde tartışılmıştır. Özetle, para politikasının bir balonun varlığı için gerekli şartların oluşmasında etkisiz olduğunu ileri sürenlerin yanında fiyat balonlarına karşı güçlü faiz oranı yanıtının varlık fiyatları oynaklığını ve balonlarını artırabileceği yönünde görüşlerde mevcuttur (Gali 2013). Yine de varlık fiyatları ve para politikası üzerine yapılan son araştırmalar, bu konuda net bir rehberlik sağlamamaktadır.

Para politikasının varlık fiyatları üzerinde ve varlık fiyatları kanalıyla da toplam talep üzerinde etkili olduğunu ileri süren çalışmalar incelendiğinde Bernanke ve Gertler (2001), Detken ve Smets (2004), Sa, Towbin ve Wieladek (2011) ve Gali (2013) merkez bankalarının varlık fiyatları üzerinde etkili olduğunu, varlık fiyatlarında oluşması muhtemel balonların faiz kanalıyla önlenebileceğini ve varlık fiyatları kanalıyla da reel ekonomide istikrarın sürdürülebileceğini vurgulamaktadırlar. Örneğin; Bernanke ve Gertler (2001), para politikasının düşük enflasyon ve istikrarlı büyüme ile birlikte makroekonomik hedeflere odaklanması gerektiğini söylerken, varlık fiyatlarının toplam talebi, servet etkisi ile tüketimi artırarak ve sermaye etkisiyle yatırımı artırarak dolaylı olarak etkilediğini ifade etmektedirler.

Detken ve Smets (2004), 18 OECD ülkesi için 1970'lerden itibaren yaşanan 38 adet fiyat patlamasının nedenlerini araştırdığı çalışmada gevşek para politikası uygulanan dönemlerde fiyat balonlarının arttığı, bunun aksine para politikasının reel ekonomiye paralel seyrettiği dönemlerde ise fiyatların normal seviyelerinde olduğunu vurgulamıştır.

Akay ve Nargeleçkenler (2009), 1997:01 – 2008:07 dönemi Türkiye için para politikası şokları ve hisse senedi piyasası ilişkisini VAR modeli ile araştırmışlardır. Para politikası şoku faiz oranı üzerinde ilk beş dönemde oldukça etkili iken ilerleyen dönemlerde azalarak devam etmektedir. Çalışmada daraltıcı para politikasının hisse senedi fiyatlarını giderek azalan bir etkiyle azalttığı ve faizleri yükseltmede de etkili olduğu ortaya konmuştur.

Şahin (2011), Türkiye için yaptığı 2005-2010 yıllarını kapsayan çalışmada para politikası kararlarının hisse senedi piyasası üzerindeki etkilerini araştırmıştır. İMKB-100 endeksiyle yapılan vaka çalışması sonucunda; para politikası sürprizlerinin hisse senedi fiyatlarına negatif ve anlamlı bir etki yarattığı sonucuna varmıştır. TCMB 100 baz puanlık artış şeklindeki politika sürprizinin İMKB-100 endeksinde ortalama %2,7 oranında düşüşe neden olduğunu gözlemlemiştir. Çalışmada para politikasının beklenen ve sürpriz olarak ayrılması durumunda ise hisse senedi fiyatlarının para politikasının beklenen kısmına duyarısız olduğu sonucuna varmıştır.

Sa vd. (2011), 18 OECD ülkesi için genişlemeci para politikası, finansal yenilik ve sermaye akımları gibi üç farklı faktörün bu ülkelerde konut piyasasını nasıl etkilediğini incelemişlerdir. 1984 – 2007 dönemi için; finansal hızlandırıcılık bakımından para politikası şoklarının konut fiyatları üzerinde önemli etkilere sahip olduğu belirlenmiştir.

Gali (2013), merkez bankasının reel faiz kanalıyla varlık fiyatlarını etkileyebileceği (balonlar da dahil) ve nominal değerlerin para politikasına duyarsız olmadığını söylemektedir. Bunun sonucunda hem refahın hem de tüketimin bu durumdan etkileneneceği sonucuna ulaşmıştır. Gali'ye (2013) göre; faiz kanalı fiyat balonları karşısında politika belirleyici unsurdur. Optimal politika ile mevcut toplam talep arasında istikrarlı bir denge olmalıdır. İstikrar için oluşan balonun faiz oranına olumlu tepki vermesi gerekir (Gali, 2013).

Konuyla ilgili farklı yaklaşımlara değinmek gerekirse; Vital (2004), Fawley ve Juvenal (2010), varlık fiyatları balonunun belirsizliğine vurgu yaparak, varlık fiyatlarına yönelik merkez bankalarının para politikalarının yeterince etkili olmayacağını öne sürmektedirler. Vital (2004), 1997 Asya Krizinin ardından Filipinlerde fiyat dalgalanmalarını gözlemlemiş ve enflasyonun varlık fiyatları ile büyük ölçüde paralellik gösterdiğini söylemiştir. Vital'e (2004) göre; Varlık fiyatlarındaki seviyenin ne kadarının balon olduğunu hesaplamak ve balonun patlaması için faiz oranının yüksekliğinin ne kadar olduğunu kestirmek zordur. Bu nedenle para politikasının patlama döneminde önleyici olması gerekmektedir.

Fawley ve Juvenal (2010), ise merkez bankasının güçlü bir varsayım sahibi olmadığını ileri sürmekte ve fiyat balonunun varlığını değerlendirmek için balonun gerçekten var olduğunun tespit edilmesi gerektiğini vurgulamışlardır. Bean (2004), Gali ve Gambetti (2013), Zare vd. (2013) Para politikasının finansal piyasalarda etkili olduğunu, varlık fiyat balonlarının bu piyasalarda oluştuğunu öne çıkarmaktadırlar.

Gali ve Gambetti (2013), para politikası şoklarının hisse senedi fiyatlarını nasıl etkilediğini inceledikleri çalışmanın sonucunda para politikasının sıkılaştırılmasının hisse senedi fiyatlarında kısa süreli bir düşüşün ardından sürekli bir artışa neden olduğunu tespit etmişlerdir. Bu sonuç ayrıca para politikası şoklarının fiyat köpüklerine neden olduğunu söyleyen geleneksel yaklaşım ile çelişmektedir. Piyasanın tepkisi, olası para politikası şoklarına karşı hisse senedi fiyatlarının içsel bir tepkisi olarak açıklanmaktadır.

Zare vd. (2013), Malezya, Endonezya, Filipinler, Tayland ve Singapur için 1991:1-2011:12 dönemi aylık kısa vadeli faiz oranlarını kullanarak bu ülkelerin para politikalarının hisse senedi piyasasındaki asimetric tepkilerini ölçtükleri çalışmalarında, para politikasının boğa ve ayı borsasında yaşanan oynaklıklar üzerinde negatif ve güçlü bir etkiye sahip olduğunu belirtmişlerdir.

Greenspan (2002) ise bahsedilen çalışmalardan farklı olarak varlık fiyat balonlarının genellikle verimlilik içerisinde olan gerçek iyileştirme algıları ile ortaya çıktığını ve nedeninin kurumsal ekonominin karlılığı altında yattığını söylemektedir.

Varlık fiyatı balonları hakkında bir teorinin halen geliştirilememiş olması, merkez bankalarının fiyat

balonlarına yönelik net bir para politikalarının olmaması, uluslararası fon piyasasının karmaşık yapısı ve varlık fiyatlarının spekülasyona açık olması, fiyat balonları karşısında optimal para politikasının ne olması gerektiği konusunda fikir ayrılığına neden olmaktadır.<sup>1</sup>

#### 4. Ampirik Analiz

##### 4.1. Model ve Veri Seti

Türkiye Ekonomisinde 2010:1-2016:9 aylık verileri ile para politikasının (varlık fiyatları) konut fiyatları üzerindeki etkisinin araştırıldığı çalışmada konut fiyatlarını etkileyen değişkenler olarak M2 Para arzı, TÜFE Beklentisi ve Reel Döviz Kuru verileri kullanılmıştır. Konut fiyatlarının hareketi açısından önemli olmaları yanında para politikası tarafından güçlü olarak etkilenmeleri nedeniyle bu değişkenlere yer verilmiştir. Bu amaçla çalışmada kullanılan model aşağıdaki gibidir:

$$KFE_t = \alpha_0 + \alpha_1 M2_t + \alpha_2 TB_t + \alpha_3 RDK_t + \mu_t \quad (1)$$

Analizde kullanılan veriler TCMB elektronik veri dağıtım sisteminden (EVDS) temin edilmiş olup Tablo 1'de sıralanmıştır.

**Tablo 1.** Analizde Kullanılacak Değişkenler Tanımları

Değişkenlere Ait Simgeler	Değişkenin Açıklaması	Kaynak
KFE	Konut Fiyatları Endeksi	TCMB/EVDS
M2	Para Arzı	TCMB/EVDS
TB	TÜFE beklentisi	TCMB/EVDS
RDK	Reel Döviz Kuru	TCMB/EVDS

##### 4.2. Yöntem ve Bulgular

Modeldeki değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığının incelenmesi, zaman serileri analizinin temel inceleme alanıdır. Ancak bazen değişkenler arasında sahte ilişkiler olabilmektedir. Bir regresyonda ilişkinin sahte olup olmaması değişkenlerin birim kök taşıyıp taşıyamaması ile bağlantılı bir durumdur. Bu bağlamda analizde ilk olarak serilerin durağanlık dereceleri araştırılmış ve literatürde yaygın biçimde kullanılan Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi ile Phillips-Perron (PP) birim kök testlerine yer verilmiştir. Analizde gecikme uzunlukları da AIC (Akaike Information Criterion) kriteri ile belirlenmeye çalışılmıştır.

Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) için sıfır hipotezi birim kök varlığını yani serilerin durağan olmadığını, alternatif hipotez ise birim kök olmadığını, yani serilerin durağan olduğunu ifade etmektedir. Testler sonucunda sıfır hipotezi reddedilemiyorsa, serinin durağan olmadığına karar verilmekte ve serinin farkı alınarak birim kök incelemesine devam edilmektedir. Tablo 2'de birim kök testlerinin sonuçları yer almaktadır.

Tablo 2'deki bulgular, Genişletilmiş Dickey Fuller birim kök testi sonuçlarından hareketle modelde kullanılan tüm değişkenlerin düzey değerlerinde birim kök içerdiklerini, fark değerlerinde ise durağan olduklarını göstermektedir. Phillips-Perron birim kök testi sonuçları ise konut fiyatları endeksi, reel döviz kuru ve para arzı değişkenlerinin fark değerlerinin durağan olduğunu, TÜFE beklentisi

değişkeninin ise düzey değerinde durağan olduğunu göstermektedir.

**Tablo 2.** Birim Kök Testi Sonuçları

		ADF		PP	
		Sabitli	Sabitli Trendli	Sabitli	Sabitli Trendli
KFE	Düzyey	2.08	-1.99	3.26	-2.36
	Birinci Fark	-4.87*	-5.49*	-4.87*	-5.49*
M2	Düzyey	-0.66	-2.24	-0.66	-2.43
	Birinci Fark	-9.19*	-9.15*	-9.19*	-9.15*
TB	Düzyey	-1.42	-1.40	-6.44*	-6.34*
	Birinci Fark	-5.27*	-5.21*		
RDK	Düzyey	-1.64	-2.87	-1.64	-2.47
	Birinci Fark	-7.18*	-7.15*	-7.13*	-7.09*

\* %1' de, \*\* %5' de ve \*\*\* %10' da anlamlılığı gösterir.

Tablo 2'deki test bulgularından hareketle, analizde kullanılan değişkenlerin farklı düzeylerde birim kök içermeleri nedeniyle serilerin aralarındaki olası uzun dönemli ilişkilerin varlığı Pesaran, Shin ve Smith'nin (1996) farklı dereceden bütünleşik değişkenler arasındaki ilişkinin sınanmasına olanak tanıyan ARDL yaklaşımı ile araştırılmıştır.

ARDL modelinin temel avantajı, değişkenler durağan veya birim kök süreci izliyor olsa da eşbütünleşme testinin yapılabilmesine olanak tanıyarak anlamlı sonuçlar elde edilebilmesidir (Pesaran ve Pesaran, 1997; Esen vd., 2012: 257). Ancak ARDL modeli, değişkenlerin 2. dereceden ve daha büyük dereceden bütünleşik olduğu durumlarda uygulanamamaktadır (Çağlayan, 2006: 427). Modelin bir diğer önemli avantajı da küçük örneklemelere de uygulanabilir olmasıdır.

ARDL eşbütünleşme metodunda izlenecek sınır testi denklemi şu şekildedir:

$$\Delta Y_T = \varphi_0 + \sum_{i=1}^m \varphi_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \varphi_{2i} \Delta X_{1t-i} + \dots + \sum_{i=0}^m \varphi_{ki} \Delta X_{kt-i} + \varepsilon_1 Y_{t-1} + \varepsilon_2 X_{1t-1} + \dots + \varepsilon_k X_{kt-1} + u_t \quad (2)$$

Denklemden  $\varphi_0$ ; sabit terimi,  $\Delta$ ; fark terimini,  $u_t$ ; hata terimini temsil etmektedir. Modelde, bağımlı değişken olarak incelenen serinin farkı kullanılır. Açıklayıcı değişkenler ise iki grupta toplanabilir. İlk grupta bağımlı değişkeni de içeren açıklayıcı değişkenlerin farkları ve bu farkların gecikmeleri bulunur. Bu grup içinde sadece bağımlı değişkenin farkı birinci gecikmeden başlar, diğerleri ise sıfır dereceli gecikmeden başlar (Esen vd., 2012: 257).

Modelde eşbütünleşmenin sorgulanabilmesi için öncelikle uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Gecikme uzunlukları Akaike ve Schwarz kriteri ile belirlendikten sonra model En Küçük Kareler yöntemi ile tahmin edilebilir. ARDL modelinde eşbütünleşme ilişkisinin varlığı aşağıdaki hipotezler ile sorgulanmaktadır.

$H_0: \varepsilon_1 = \varepsilon_2 = \dots = \varepsilon_k = 0 \rightarrow$  Eşbütünleşme yoktur.

$H_1: \varepsilon_1 \neq \varepsilon_2 \neq \dots \neq \varepsilon_k \neq 0 \rightarrow$  Eşbütünleşme vardır.

Hipotez testlerinin sınanması için F testleri asimptotik kritik değerleri ile karşılaştırılır. Alt ve üst sınırlar belirlenerek yapılan değerlendirmede, ( $ALT DEĞER > F$ ) ise

eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı boş hipotezi kabul edilmekte ve değişkenler arası eşbütünleşme ilişkisi olmadığı anlaşılmaktadır. ( $ÜST DEĞER < F$ ) ise boş hipotezi reddedilerek değişkenler arası eşbütünleşme ilişkisinin varlığı anlaşılmaktadır. ( $ALT DEĞER > F > ÜST DEĞER$ ) olarak hesaplanırsa; kararsızlık bölgesinde kalınarak eşbütünleşme ilişkisinin varlığı hakkında yargıya varılamayacaktır. Bu hipotezler altında uzun dönemli ve kısa dönemli ARDL modeli aşağıdaki gibi oluşturulmaktadır (Esen vd. 2012: 258).

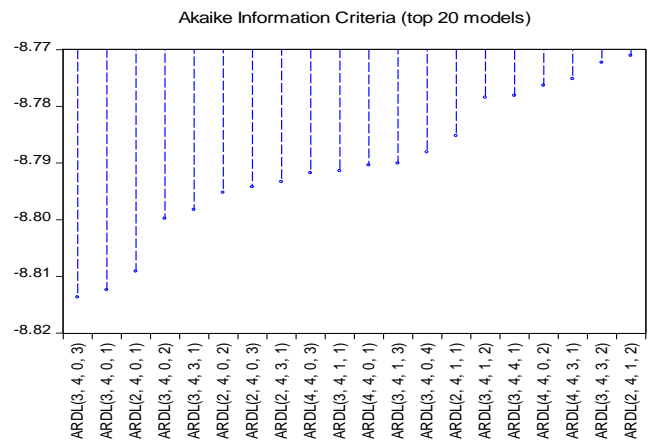
$$Y_T = \varphi_0 + \sum_{i=1}^m \varphi_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{2i} \Delta X_{1t-i} + \dots + \sum_{i=0}^r \varphi_{ki} \Delta X_{kt-i} + u_t \quad (3)$$

$$\Delta Y_T = \varphi_0 + \sum_{i=1}^m \varphi_{1i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^n \varphi_{2i} \Delta X_{1t-i} + \dots + \sum_{i=0}^r \varphi_{ki} \Delta X_{kt-i} + \beta ec_{m_{t-1}} + u_t \quad (4)$$

Kısa dönem modeline uzun dönem ilişkinin elde edildiği modelin kalıntılarının (ECM) bir gecikmeli değeri eklenmiştir. Bu terim, kısa dönemde meydana gelen bir dengesizliğin ne kadarının uzun dönemde giderilebileceğini ortaya koymaktadır. Ayrıca bu hata düzeltme katsayısının anlamlı ve negatif işaretli olması beklenmektedir.

Değişkenlerin farklı düzeylerde durağan olmaları durumunda uygun gecikme uzunlukları belirlendikten sonra kurulan ARDL modeli, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerini ortaya koymaktadır. Bu bağlamda AIC kriteri dikkate alınarak yapılan model seçimine ilişkin bilgiler Grafik 1'de yer almaktadır.

**Grafik 1.** Modelin Gecikme Uzunluğu



Grafik 1 incelendiğinde AIC kriteri çerçevesinde en küçük değeri veren ARDL (3,4,0,3) modeli uygun bulunmuştur. AIC bilgi kriteri çerçevesinde uygun gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiş ve bu gecikme uzunluğu ile modelde otokorelasyon sorununa rastlanmamıştır. Modelde değişkenler arası uzun dönem ilişkinin ortaya konulabilmesi için uygulanan sınır testi sonuçları ise Tablo 3'de yer almaktadır.

**Tablo 3.** Sınır Testi Sonuçları

<i>AIC Gecikme Uzunluğu</i>		(3,4,0,3)		
<i>F İstatistik Değeri</i>		7.20		
<i>Tablo Kritik Değerleri</i>				
Önem Düzeyleri	%1	%5	%10	
Alt Kritik Değer I(0)	3.65	2.79	2.37	
Üst Kritik Değer I(1)	4.66	3.67	3.20	
<i>Tamamsal Testler</i>				
<i>BreuschPeganGoldfrey Testi</i>	1.45			
<i>LM testi</i>	1.56			
<i>Jaqure Bera Testi</i>	1.11			
<i>RamseyReset</i>	0.42			

Uygulanan sınır testi sonuçları değerlendirilirken alt ve üst kritik değerler dikkate alınmaktadır. Hesaplanan F istatistik değerinin üst kritik değerden büyük olması durumunda değişkenler arası uzun dönemli ilişkinin varlığından söz edilebilmektedir. Tablo 3'de gösterildiği gibi hesaplanan F istatistik değeri 7.20 olarak belirlenmiştir. Bu değer üst kritik değerlerden üç anlamlılık düzeyinde de büyük olması modelde kullanılan değişkenler arası uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Aynı zamanda modelin tamamsal test sonuçları incelendiğinde, çoklu doğrusal bağıntı, otokorelasyon, normal dağılım ve model kuma hatalarının olmadığı da Tablo 3 aracılığıyla görülmektedir. Bu bağlamda modelde tahmin hatasının olmadığı bilgisinden hareketle tahmin edilen uzun dönem katsayılar Tablo 4'de yer almaktadır.

**Tablo 4.** Uzun Dönem Model Sonuçları

<i>Değişkenler</i>	<i>Katsayı</i>	<i>t istatistik Değeri</i>
TB	0.108132	1.914104***
LOGM2	1.060147	20.783346*
LOGRDK	0.556545	3.268228*
C	-19.381771	-11.044112*

\*%1' de, \*\*%5' de ve \*\*\* %10' da anlamlılığı gösterir.

Uzun dönem katsayılar incelendiğinde TÜFE beklentisi, para arzı ve reel döviz kuru değişkenlerinin konut fiyatları endeksi ile istatistiki olarak anlamlı ilişkileri olduğu tespit edilmektedir. Bu bağlamda varlık piyasalarının temsilen kullanılan konut fiyatları endeksinin uzun dönemde fiyat beklentileri, reel döviz kuru hareketleri ve para arzı değişimlerinden etkilendiği sonucuna ulaşılmaktadır. Bağımsız değişkenlerin işaretleri değerlendirildiğinde ise, TÜFE beklentisi, reel döviz kuru ve para arzı değişkenleri ile konut fiyatları endeksi değişkeni arasında pozitif bir ilişki olduğu görülmektedir.

Özellikle para arzı ile konut fiyatları arasındaki pozitif ilişki, para arzı artışının piyasada yarattığı genişleme etkisinin faiz oranlarını düşürerek toplam talebi artırdığı ve bu yolla konut fiyatlarının da artması yönünde baskı uyguladığı şeklinde yorumlanabilir. Fiyatlar genel düzeyindeki artış beklentisi ile konut fiyatları arasındaki pozitif yönlü ilişki de fiyatların ileriki dönemlerde artacağı beklentisi, gelecekteki tüketimin bugüne aktarılmasına yol açarak konut fiyatlarını artırabileceği yönünde yorumlanabilir. Son olarak, reel olarak ulusal para değerinde bir artış, satın alma gücünde bir artış olarak değerlendirildiği durumda konut piyasalarında konut fiyatlarının yükselişe geçmesi şeklinde yansiyabilecektir.

Son olarak model çerçevesinde kısa dönem ilişkilerin tespit edilmesi için kurulan hata düzeltme modeli sonuçları ise Tablo 5'de yer almaktadır.

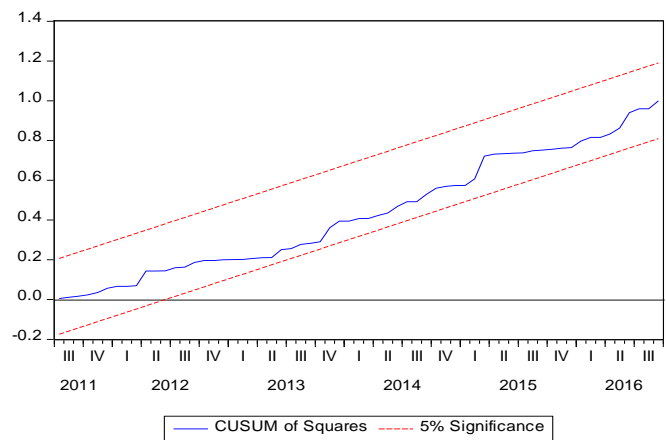
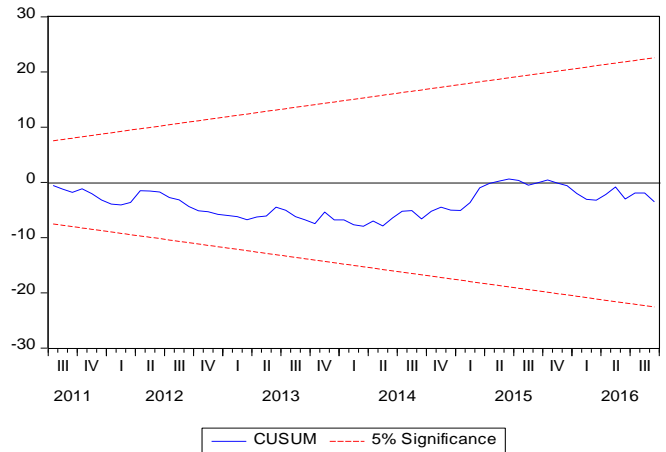
**Tablo 5.** Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

<i>Değişkenler</i>	<i>Katsayı</i>	<i>t istatistik Değeri</i>
D(TB)	0.000419	0.478619
D(TB(-1))	-0.005369	-4.409466*
D(TB(-2))	-0.002667	-2.845708*
D(TB(-3))	-0.003532	-3.693224*
D(LOGM2)	0.047683	1.452103
D(LOGRDK)	0.076990	4.409883*
D(LOGRDK(-1))	-0.013518	-0.880155
D(LOGRDK(-2))	-0.025652	-1.702818***
CointEq(-1)	-0.056151	-6.107161*

\*%1' de, \*\*%5' de ve \*\*\* %10' da anlamlılığı gösterir

Burada, hata düzeltme modelinde, katsayıların genellikle anlamlı olduğu görülmektedir. Hata düzeltme terimi katsayısı ise beklendiği gibi negatif işaretli ve anlamlıdır. Yani, meydana gelecek bir şokun etkileri uzun dönemde kaybolacaktır. Hata düzeltme teriminin katsayısının -0.056 olması, meydana gelecek bir şokun etkisinin %5,6 gibi bir hızla dengeye geleceğini gösterir.

Tahmin edilen modelin kararlılığının, yani yapısal değişme olup olmadığının sınaması için CUSUM ve CUSUM<sup>2</sup> testleri yapılmıştır. Elde edilen ARDL modeline ait görsel sınamaya sonuçları Grafik 2'de sunulmuştur.

**Grafik 2.** CUSUM ve CUSUM<sup>2</sup> Test Sonuçları

Grafik 2'de sunulan CUSUM test sonuçlarına göre, elde edilen ARDL modelin tahmin döneminde kararlı olduğu yani herhangi bir yapısal kırılmanın olmadığı görülmektedir.

## 5. Sonuç ve Değerlendirme

2010-2016 yılları arasındaki Türkiye’de konut piyasasına yönelik değişim incelendiğinde, kişi başına gelir sabit artarken, özellikle son iki yılda (2015-2016) 2. el konut fiyatlarının ve kiralara daha fazla arttığı görülmektedir. Son 5 yıl içinde gelir %67 artarken, 2. el konutlar %105 ve kiralara %84 artmıştır. Öte yandan yeni konut fiyatları %58 artarak gelir artışının altında kalmıştır.

IMF’nin raporuna göre ise, 2015 yılsonu itibarıyla yıllık bazda en fazla konut fiyat artışı görülen ülkeler sıralamasında Türkiye 6. sırada yer almaktadır. En fazla fiyat artışı Katar, Yeni Zelanda, Hong Kong’da görülürken, Rusya, Birleşik Arap Emirlikleri ve Ukrayna’da ise %13-33 oranlarında düşüşler görülmüştür. Aynı çalışmada Türkiye, kredi pazarının gelişimi açısından da ilk sırada yer alsa da, son beş yılda konut kredi pazarı neredeyse üç katı büyüklüğe ulaşmış ancak kredilerin GSYİH içinde payı sadece %6 civarında kalmıştır. Gelişmiş ülkeler ile karşılaştırıldığında bu oran çok düşük olup, konut kredisi faizlerinin hala çok yüksek olması da konut pazarının gelişimi açısından sınırlayıcı bir etken olarak görülmektedir.

Türkiye ekonomisi için ekonomik büyüme sürecinde lokomotif bir sektör olarak kabul gören konut sektöründe 2010-2016 dönemi konut fiyatlarının, para arzı, TÜFE beklentisi, reel döviz kuru değişkenleri ile arasındaki uzun dönemli ilişkilerin araştırıldığı çalışmada kullanılan ARDL modeli tahmin sonuçları, genel olarak değişkenler arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Bu ampirik sonuç, genişletici para politikası sonucu bankaların rezervleri ve mevduatlarının artması sonucu verebilecekleri kredi miktarının yükselmesi, firmaların yatırım harcamalarının artmasına yol açarak da toplam talep üzerinde genişletici bir etki yapacağı şeklinde yorumlanabilir. Çünkü konut piyasası için, artan fiyatlar müşterileri için daha fazla kredi, finans şirketleri için ise daha fazla ipotek anlamına gelmektedir. Böylece borç alınan ve piyasaya borç olarak verilen kredi miktarı artmaktadır. Burada daha fazla kar amacıyla hareket eden finans şirketleri bu davranışlarıyla finansal istikrarsızlık yaratma eğilimine girmiş bulunmaktadır. Bu şekilde bankaların bankası olma rolü ile Merkez Bankaları sistemin içine proaktif politikalarla dâhil olmalı ve varlık fiyatlarında oluşabilecek balonları önleyici politikalar yürütmelidir.

## Notlar

<sup>1</sup> Ayrıca 2008 krizi öncesinde varlık fiyatı balonlarının finansal istikrarı bozucu etkileri ve para politikasının müdahalesini öngören çalışmalar için bkz. Kent ve Lowe (1997) ve Cecchetti vd. (2000).

## Kaynakça

- Akay, H. K., & Nargeleçekenler, M. (2009). Para politikası şokları hisse senedi fiyatlarını etkiler mi? Türkiye örneği. *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 129-152.
- Bean, C. (2004). Asset Prices, Monetary Policy and Financial Stability: A Central Banker’s View. *AEA Conference*.
- Bernanke, B. S. (2002). *Asset Price Bubble and Monetary Policy*. New York: The Federal Reserve Board.

- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (2000). *Monetary Policy and Asset Price Volatility*. Retrieved December, NBER Working Paper 23.
- Bernanke, B. S., & Gertler, M. (2001). Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?. *American Economic Review*, 91(2), 253-257.
- Bernanke, B. S. (2010). Monetary Policy and Housing Bubble. *Board of Governors of the Federal Reserve System at the Annual Meeting of the American Economic Association*.
- Cecchetti, S., Genberg, H. G., John, L., & Sushil, W. (2000). *Asset Prices and Central Bank Policy*. Geneva Reports on the World Economy 2, Vol. 2. London: Centre for Economic Policy Research.
- Çağlayan, E. (2006). Enflasyon, Faiz Oranı ve Büyümenin Yurtiçi Tasarruflar Üzerindeki Etkileri. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 21(2), 423-438.
- Dell’Ariccia, G., Deniz, I., Luc L., & Hui, T. (2012). Policies for Macro Financial Stability: How to Deal with Credit Booms. *International Monetary Fund*, 1-41.
- Detken, C., & Smets, F. (2004). *Asset Price Booms and Monetary Policy*. Working Paper Series, 364, 4 -59.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 49, 427-431.
- Esen, E., Yıldırım, S., & Kostakoğlu, F. (2012). Felstein - Horioka Hipotezinin Türkiye Ekonomisi için Sınanması: ARDL Modeli Uygulaması. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 7(1), 251-267.
- European Central Bank (2010). *Asset Price Bubbles and Monetary Policy Revisited*, 71-83.
- Fawley, B., & Juvenal, L. (2010). Monetary Policy and Asset Prices. *Economic Synopses*, 11, 1-2.
- Filardo, A. J. (2001). *Should Monetary Policy Respond to Asset Price Bubbles? Some Experimental Results*. Research Division Federal Reserve Bank of Kansas City, RWP 01-04.
- Gali, J. (2013). Monetary Policy and Rational Asset Price Bubbles. *NBER Working Paper Series*, 18806, 44-52.
- Gali, J. (2014). Monetary Policy and Rational Asset Price Bubbles. *American Economic Review*, 104(3), 721-752.
- Gali, J., & Gambetti, L. (2013). The Effects of Monetary Policy on Stock Market Bubbles: Some Evidence. *National Bureau of Economic Research*, 1-38.
- Greenspan, A. (2002). *Opening Remarks*. Kansas: The Federal Reserve Bank of Kansas City.
- Issing, O. (2009). Asset Prices and Monetary Policy. *Cato Journal*, 29 (1), 45-51.
- Kaplan, C. (1999). *Finansal Yenilikler ve Piyasalar Üzerine Etkileri: Türkiye Örneği*. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Araştırma Genel Müdürlüğü Tartışma Tebliği 9910.

- Kent, C., & Lowe, P. (1997). Asset-Price Bubbles and Monetary Policy. *Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper* 9709.
- Okina, K., & Shiratsuka, S. (2002). Asset Price Bubbles, Price Stability, and Monetary Policy: Japan's Experience. *Monetary and Economic Studies*, 20(3), 35-76.
- Pesaran, M. H., Shin Y., & Richard, J. S. (1996). Testing for the Existence of a Long Run Relationship. *DAE Working Paper*, 9622.
- Pesaran, M. H., & Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive Econometric Analysis*. Oxford: Oxford University Press.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Posen, A. S. (2006). Why Central Banks Should Not Burst Bubbles?. *Working Paper Series*, 06-1.
- Posen, A. S. (2011). Monetary Policy, Bubbles and the Knowledge Problem. *Catojournal*, 31(3), 461-471.
- Roubini, N. (2006). Why Central Banks Should Burst Bubbles?. *Stern School of Business, NYU*.
- Sa, F., Towbin, P., & Wieladek, T. (2011). Low Interest Rates and Housing Booms: The Role of Capital Inflows, Monetary Policy and Financial Innovation. *Bank of England Working Paper*, 411.
- Şahin, B. B. (2011). *Para Politikası Kararlarının Hisse Senedi Piyasası Üzerine Etkisi: Türkiye Uygulaması*. Uzmanlık Yeterlilik Tezi. Ankara: Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası İletişim ve Dış İlişkiler Genel Müdürlüğü.
- TCMB (2013). *Parasal Aktarım Mekanizması*. Ankara: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası.
- TCMB (2014). Finansal İstikrar Raporu. *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası*, 19, 1-120
- TCMB (2018). *Elektronik Veri Dağıtım Sistemi*. Ankara: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. (Erişim: 10/02/2018), <http://evds.tcmb.gov.tr>
- Vital, O. A., & Laquindanum, L. C. (2004). Asset Prices Bubbles: Implications on and Approaches to Monetary Policy and Financial Stability. *Bangko Sentra Review*, 6(2), 13-24.
- Zare, R., Azali, M., & Habibullah, M. S. (2013). Monetary Policy and Stock Market Volatility in the Asean5: Asymmetries over Bull and Bear Markets. *Science Direct Procedia Economics and Finance*, 7, 18-27.