



## KONUT FİYAT ENDEKSİ BELİRLEYİCİLERİ ÜZERİNE BİR ARAŞTIRMA: ASİMETRİK EŞ BÜTÜNLEŞME ANALİZİ

Kübra AKYOL ÖZCAN\*

### Öz

Barınma yaşamın temel ihtiyaçlarının başında yer almaktadır. Bu nedenle hane halkı, yatırımcılar, politika yapıcılar ve akademisyenler tarafından konut fiyatları ve bu fiyatları etkileyen değişkenler araştırılmaktadır. Ayrıca konut fiyatlarında yaşanan ani değişimlerde kamuoyunun dikkatini bu yöne çekmiştir. Çalışmanın amacı dolar, konut kredisi faiz oranı ve TÜFE değişkenlerinin konut fiyat endeksi üzerindeki etkisini incelemektir. Çalışmada Konut Fiyat Endeksi (KFE) ile Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE), Konut Kredisi Faiz Oranı (KKFO) ve ABD Doları ilişkisi 2010:01-2019:12 arası aylık verilerle analiz edilmiştir. Değişkenler arasındaki ilişkinin analizi için ARDL ve NARDL yöntemlerinden faydalanılmıştır. Uzun dönem katsayıları incelendiğinde; KKFO pozitif şoklarının KFE üzerinde pozitif ve KKFO negatif şoklarının ise KFE üzerinde negatif yönde bir etkisi olduğu görülmektedir. Ayrıca TÜFE pozitif şoklarının konut fiyat endeksi üzerinde negatif ve TÜFE negatif şoklarının ise konut fiyat endeksi üzerinde pozitif yönde bir etkisi olduğu saptanmıştır. TÜFE negatif şoklarının KFE üzerinde pozitif yönde bir etkisi söz konusudur. ABD dolarının pozitif ve negatif şoklarının KFE üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmektedir. Kısa dönemde de KFO ve TÜFE değişkenlerinin KFE üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkisinin olduğu, ABD dolarının istatistiksel olarak anlamlı etkilerinin saptanamadığı görülmektedir. Çalışmada elde edilen analiz sonuçlarına göre ülkemizde konut yatırımı ile ilgilenenlerin TÜFE ve konut kredi faiz oranlarını takip etmeleri yatırım başarısı açısından önemlidir.

**Anahtar Kelimeler:** Konut fiyat endeksi, ARDL, NARDL.

**Jel Kodu:** E31, C10, C82

*A Study on the Determinants of the Housing Price Index: Asymmetric Co-Integration Analysis*

### Abstract

Housing is first among the essential requirements of life. This is why households, investors, policymakers, and academics have been doing study on housing prices and the factors that influence them. In addition, house price fluctuations have attracted public attention to this problem. The aim of the study is to examine the effect of the dollar, housing loan interest rate and CPI variables on the housing price index. The research examines the link between the House Price Index (HPI), the Consumer Price Index (CPI), the Mortgage Interest Rate (MIR), and the US Dollar using monthly data from 2010:01 to 2019:12. The link between variables was examined using ARDL and NARDL approaches. Positive MIR shocks have a positive influence on CPI, whereas negative MIR shocks have a negative effect on HPI, as shown by an examination of the long-run coefficients. Additionally, positive CPI shocks have a negative impact on the home price index, whereas negative CPI shocks have a positive impact. Negative CPI shocks have a favorable influence on the HPI. Positive and negative dollar shocks have no statistically significant impact on the HPI. In the short term, MIR and CPI variables have a statistically significant influence on HPI, however the US dollar has no such effect. In terms of investment success, those interested in housing investments in our country should closely monitor the CPI and housing loan interest rates, according to the study's findings.

**Keywords:** Housing price index, ARDL, NARDL.

**Jel Code:** E31, C10, C82

\* Dr. Arş. Gör., Bayburt Üniversitesi, İşletme Bölümü, Sayısal Yöntemler Anabilim Dalı, [kubraakyol@bayburt.edu.tr](mailto:kubraakyol@bayburt.edu.tr), <https://orcid.org/0000-0002-1158-7017>

## 1. Giriş

Konut, bireyler ve aileler için yaşam alanı sağlayan ve insanların barınması için temel gereksinimleri karşılayan bir yapıdır. Konut edinme ise kişinin yaşam standardını etkileyebilecek temel sosyal koşullardan birisidir. Bireyler temel ihtiyaçları için bir konut satın alıp alamayacağını belirlerken, konut fiyatını göz önünde bulundurlar. Dolayısıyla bir konutun satın alınabilirliği fiyatıyla önemli ölçüde ilişkilidir (Yii vd., 2022). Konut fiyatları her mekânsal ölçekte finansal servetin hem göstergesi hem de itici gücü olarak görüldüğünden, konut ekonomisinin kalbini oluşturmaktadır. Konut fiyat dinamiklerini anlamak etkili ekonomi yönetiminin, diğer politika hedeflerine ulaşmanın, konut piyasalarını rasyonalize etmenin ve bu piyasaların risklerini daha iyi yönetmek için yenilikler yapmanın anahtarıdır. Tüm ekonomiler için konut fiyatları, para politikasının aktarım mekanizmasının bir parçasıdır. Dolayısıyla, konut fiyatları borç vermenin temelini oluşturur, finansal varlıkları ev değerlerine bağlar, finans sektörünün sağlamlığı üzerinde bir etkiye sahiptir ve yetki alanlarının ekonomik şoklara karşı dayanıklılığını etkiler (Smith, 2011).

Diğer varlık fiyatları gibi ev fiyatları da uzun vadede gelecekteki konut getirilerinin iskonto edilmiş akışına, yani kiralara eşit olmalıdır. Kiralar ve iskonto faktörleri makroekonomik şoklardan ne kadar etkileniyorsa, bu şokların konut fiyatlarına da aynı oranda yansımaları gerekmektedir. Gayrimenkul hanehalkı için sadece bir varlık değil, aynı zamanda barınma hizmeti sağlayan dayanıklı bir tüketim ürünüdür. Bir ev genellikle hanehalkının en büyük ve en önemli varlığıdır ve bu nedenle hanehalkı servetinin büyük bir kısmını oluşturmaktadır. Ayrıca hareketsiz olduğu ve bir alacaklının erişiminden kolayca uzaklaştırılmayacağı için kredilerde teminat olarak da kullanılmaktadır. Bu durum finans sektörü varlıklarının büyük bir kısmını konut değerlerine bağlamaktadır. Bu nedenle konut fiyatlarındaki dalgalanmalar ekonomik faaliyet ve finansal sistemin sağlamlığı üzerinde önemli bir etki oluşturmaktadır. Sonuç olarak, konut fiyatlarındaki dalgalanmalar arz, talep veya para politikası şokları gibi makroekonomik şokların etkilerini önemli ölçüde artırabilir ve konut fiyatlarındaki temel olmayan hareketler veya balonlar ekonomide ve finansal sistemde dengesizliklere yol açabilir (Goodhart & Hofmann, 2006). Konut piyasasının diğer mal ve hizmet piyasalarından farklı olmasının birçok nedeni vardır ve bu piyasalar farklı özelliklere sahiptir. Bu özellikler; nispeten yüksek arz maliyeti, dayanıklılık, heterojenlik, bölgesel sabitlik, konut teminatı ile kredi sağlama olasılığı ve iyi gelişmiş bir ikincil pazarın varlığı olarak sıralanabilir. Poterba'ya (1984) göre konut piyasası iki ayrı piyasadandır. Bunlardan biri fiyatını belirleyen mevcut konut stoku, diğeri ise konutun fiyatını belirleyen yeni inşaat akışıdır (Iacoviello, 2000). Önemli bir piyasa olarak kabul edilen gayrimenkul piyasasında özellikle gayrimenkul fiyat gelişmeleri yakından takip edilmektedir. 2008'de başlayıp yakın zamandaki düşüş dönemine kadar ABD veya İspanya gibi bazı ülkelerde önemli fiyat değişimleri ve 1990'ların sonlarından bu yana ise dünya çapında birçok emlak piyasasında önemli fiyat artışları yaşanmıştır. Bu tür uzun süreli fiyat artışlarının çok sayıda sonucu olabilir.

Konut piyasası ve makroekonomi nasıl iç içe geçmiştir? Makroekonomik analiz yapılırken konut piyasasını analize dâhil etmek önemli midir veya tam tersi de geçerli midir? Makro konut araştırmasının kapsamı nedir ve ne olmalıdır? Bunlar konut piyasası ile ilgili sorulardır. Bu sorulara temel yanıt, konutun genel makroekonomi içerisinde büyük bir payı olduğudur. Konut, hanehalkı harcamalarının yanı sıra toplam servetin önemli bir bölümünü oluşturmaktadır. Yapılan çalışmaların bir kısmı konut sermayesi stok değerinin işletme sermayesinden daha büyük olduğu ve genellikle konut yatırımının yıllık piyasa değerinin işletme sermayesi yatırımından daha yüksek olduğu yönündedir. Açıkçası, konut sadece bir tüketim malı değildir. Konut fiyatındaki önemli dalgalanmalar servette önemli dalgalanmalara ve dolayısıyla hanehalkı servetinde de etkilere neden olmaktadır (Leung, 2004). Ancak uzun süreli fiyat artışlarının olduğu dönemlerde önemli bir soru, fiyat gelişmelerinin temelini ne olduğudur. Fiyatların spekülasyon veya tamamen irrasyonel faktörler tarafından yönlendirilmesi

durumunda, makroekonomi için potansiyel olarak çok zararlı etkileri olabilecek gayrimenkul fiyat balonları tehlikesi ortaya çıkacaktır. 1990'ların başında çöken ve uzun bir ekonomik durgunluk dönemine neden olan Japonya'nın varlık ve konut fiyatı balonu deneyimi ve ABD veya İspanya konut piyasalarında yaşanan gelişmeler gibi birçok konut fiyatı balonu örneği vardır. 2008 yılında tüm dünyayı etkisi altına alan son küresel mali kriz, ABD konut piyasasında özellikle gayrimenkulün aşırı değerlendirilmesine neden olmuş ve sonrasında fiyat patlamasının yaşandığı yüksek faizli mortgage kredilerinde yaşanan gelişmeler tarafından tetiklenmiştir (Belke & Keil, 2017).

Hanehalkı gideri içerisinde konut ve barınma harcamalarının önemli bir yer tutmasının yanı sıra konut piyasası toplam refahın önemli göstergeleri arasında yer almaktadır. Bu durum göz önünde bulundurulduğunda konut piyasasının yönü ve fiyatlamasının doğru yapılması sadece konut sektörü için değil tüm ekonomi için dikkate alınmalıdır. Ayrıca alt sektörleri ve istihdamı etkilemesi yönüyle de konut piyasası makroekonomik dengeler için oldukça önemlidir (Yılmazel vd., 2018). Makroekonomik faktörlerin birçoğu konut piyasasında arz ve talep üzerinde etkili olmaktadır. Birçok girdiden etkilenen konut sektörü üzerinde enflasyon oranlarında yaşanacak değişimler doğrudan etki göstermektedir. Enflasyonun yüksek olduğu ekonomilerde ve dönemlerde konut fiyatları artış gösterirken, düşük enflasyonist ortamlarda ise tam tersi etki göstermektedir. Enflasyonun yüksek seyretmesi konut arzını da olumsuz etkilemektedir (İslamoğlu & Nazlıoğlu, 2019). Faiz oranları konut sektörüne doğrudan ve dolaylı olarak iki yönden etki etmektedir. Doğrudan etkiler; faiz oranının varlıkların getirisinden fazla olması, temel faiz oranı ile konut kredisi oranı arasındaki korelasyonun yüksek olması ve tüketicilerin kullanabileceği kredilerin sınırlı olması durumunda ortaya çıkmaktadır. Dolaylı etkiler ise yüksek seviyedeki ipotek borcu ve değişken oranlı finansmana bağımlılık ve konut talebinin faiz duyarlılığını artırması gibi durumları içermektedir. Bununla birlikte, konut fiyatlarının faiz oranlarına ve aslında diğer talep şoklarına uzun vadeli tepkisi, konut arz ve talebinin fiyat esnekliklerine de kritik derecede bağlıdır. Konut fiyatları, konut zenginliği ve tüketim arasındaki bağlantının gücüne bağlı olarak bu durum, faiz oranları ile tüketim arasında daha güçlü bir dolaylı ilişki anlamına gelmektedir (Great Britain Treasury [GBT], 2003). Döviz kurları, özellikle yabancı yatırımcı çekmeyi hedefleyen ülkelerde gayrimenkul sektörünün mevcut durumunu ve gelecek projeksiyonlarını değerlendirmek için önemli bir unsurdur. Döviz kurlarındaki değişimler yabancı para cinsinden satış fiyatlarını etkilemekte ve bu durum yabancılara yapılan satış işlemlerinde artış veya azalışa yol açabilmektedir. Ayrıca ithal edilen bazı inşaat malzemelerinin ve ekipmanlarının maliyetleri nedeniyle gayrimenkul birimlerinin satış fiyatları da döviz kurlarındaki dalgalanmalardan etkilenmektedir (Sümer & Özorhon, 2020). Döviz kuru, bir ülkenin ticari ilişki içinde olduğu ülkelerin fiyatlarının yurt içi fiyatlara oranını temsil etmektedir. Bu görece fiyattaki bir artış (azalış) sonucunda talep yurt dışından ülkeye kayarak konut fiyatlarını artırabilir (azaltabilir) (Akpolat, 2022).

Bu çalışma Dolar Kuru (USD), Konut Kredisi Faiz Oranı (KKFO) ve Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) değişkenlerinin Konut Fiyat Endeksi üzerindeki etkisini 2010:01-2019:12 aylık dönemde ARDL ve NARDL modellerini kullanarak incelemeyi amaçlamaktadır. Bunun için öncelikle değişkenlere birim kök testi yapılmıştır. Farklı dereceden durağan değişkenler arasındaki ilişkileri incelemeye olanak sağlayan ARDL yöntemi kullanılarak eş bütünleşme ilişkileri incelenmiş fakat ARDL modeli prosedürü çerçevesinde istatistiksel olarak önemli bir eş bütünleşme ilişkisi görülememiştir. Değişkenler arasında anlamlı bir eş bütünleşme ilişkisinin saptanamaması akla simetrik olmayan ilişkilerin olabileceğini getirmektedir. Simetrik olmayan ARDL (NARDL) eş bütünleşme testi bulgularının eş bütünleşme hipotezini kabul ettiği görülmüş ve çalışmaya asimetric ilişkilerin incelenmesi ile devam edilmiştir. Çalışmanın birinci bölümünde konut fiyatlarını etkileyen makroekonomik değişkenler ve bunların olası etkileri üzerinde durulmuştur. İkinci bölümde alan yazını tablo halinde sunulmuş, üçüncü bölümde veri seti ve metodoloji hakkında bilgilere yer verilmiş ve

dördüncü bölümde analiz sonuçları yorumlanmıştır. Son bölümde ise analiz sonuçları sunulurken çalışma tamamlanmıştır.

## 2. Literatür Taraması

Alan yazınında yer alan çalışmalar yazar(lar), veri seti, yöntem ve sonuç olmak üzere dört başlıkta özet olarak Tablo 1’de verilmiştir.

**Tablo 1. Literatür özeti**

Çalışmanın Yazar(lar)ı	Veri Seti	Yöntem	Sonuç
Öztürk & Fitöz (2009)	Türkiye’ye ait 1968-2006 arası yıllık toplam yapı kullanım izin belgesi, toplam yapı ruhsat izin belgesi, GSMH, TÜFE, ÜFE, Gini Katsayısı, faiz oranı, kentleşme hızı, M2 para arzı, vadeli ve vadesiz mevduat ve tasarrufların GSMH’ye oranı	En Küçük Kareler, Johansen ve Juselius Eşbütünleşme	Ele alınan dönem itibarıyla 1994 sonrasında konut talebindeki artış yavaşlamıştır. Milli gelir, konut fiyatı, M2 para arzı ile konut arzı arasında pozitif ilişki olduğu görülmüştür.
Adams & Füss (2010)	1975 Q1-2007 Q2 arası 15 ülkenin Uluslararası Ödemeler Bankası ev fiyatları, ekonomik aktivite (para arzı, tüketim, sanayi üretimi, GSYH ve işsizliğin matrisi), uzun dönem faiz oranları ve inşaat maliyeti verileri	Panel Eşbütünleşme Testi	Ekonomik aktivitedeki %1’lik artışa karşılık konut fiyatlarının uzun vadede %0,6 artmasının beklenebileceği, inşaat maliyetleri ve uzun vadeli faiz oranının uzun vadede sırasıyla yaklaşık %0.6 ve %0.3’lük ortalama etki göstermesinin beklendiği sonucuna ulaşılmıştır.
Katrakilidis & Trachanas (2012)	1999 Ocak-2011 Mayıs arası dönem için Yunanistan’ın Konut Fiyat Endeksi, TÜFE, Sanayi Üretim Endeksi	ARDL	TÜFE ve sanayi üretim endeksinden konut fiyatlarına doğru asimetrik uzun vadeli etki bulunmuştur. Genel olarak, Yunan konut piyasasında doğrusal simetrik bir modelin uygulanmasının yanıltıcı olabileceği ifade edilmiştir.
Dilber & Sertkaya (2016)	Türkiye’ye ait 2008-2014 arası çeyrek dönemlik KFE, TÜFE, Reel Efektif Döviz kuru, KKFO	Johansen Eşbütünleşme testi, Granger Nedensellik Testi, VAR Model	Çalışmada ele alınan değişkenler arasında eşbütünleşme tespit edilmemiştir. Konut fiyat endeksi ile enflasyon oranı ve konut kredisi faiz oranları arasında tek yönlü, reel efektif döviz kuru arasında ise iki yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. KFE’yi açıklamada en büyük etkiye reel efektif döviz kuru sahipken, bunu konut faiz oranları takip etmiştir ve sonucunda enflasyon oranları olarak bulunmuştur.
Karamelikli (2016)	Türkiye’ye ait 2010:01-2016:02 arası aylık veriler için KFE, Sanayi Üretim Endeksi, İşsizlik Oranı ve Reel Faiz Oranı	NARDL	Konut fiyat endeksine faiz oranı ve enflasyonun negatif etki ettiği ve işsizlik oranı ile konut fiyatları arasında ise pozitif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Kangallı Uyar & Kılıç (2017)	2015 yılı için nüfus artış hızı, Gini Katsayısı, Konut Fiyat Endeksi ve Türkiye’de ikamet izni olan yabancı sayısı	Mekansal Durbin Modeli	Türkiye’de mekân etkisinin bölgesel olarak konut satışlarını etkilediği, nüfus artış hızının, gelir dağılımındaki adaletsizliğin ve ikamet izninin konut satışlarını artırdığı ve son olarak konut fiyat endeksindeki yükselişin konut talebini düşürdüğü sonuçlarına ulaşılmıştır.
Tan vd., (2018)	Malezya’ya ait KFE, GSYH, TÜFE, Faiz Oranı 1980:1-1998:1 ve 1998:2-2017:1 arası iki ayrı çeyrek dönemlik	NARDL	1998 2. çeyreği öncesinde faiz oranı artışı konut fiyat endeksini artırırken, faiz oranı düşüşü ise konut fiyat endeksini düşürmüştür. Ayrıca enflasyon ve ekonomik büyümenin konut fiyat endeksini önemli ölçüde etkilediği görülmüştür. 1998 2. çeyreği sonrasında ise Malezya’daki konut fiyat endeksi kademeli olarak artarak, faiz oranı artış ve düşüşünün konut fiyat endeksini etkilemede anlamsız olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Uzuner & Adewale (2019)	İsveç’e ait 1976-2015 arası yıllık verilerle Reel Konut Fiyat Endeksi, Ekonomik Politika Belirsizlik Endeksi ve Tarıma Elverişli Alan	NARDL	Tarım arazilerinde negatif bir şok olduğunda, konut fiyatı ile tarım arazisi arasında kısa ve uzun vadeli anlamlı ve pozitif bir ilişki olduğu görülmüştür. EPU’da negatif bir şok olduğunda

Gebeşoğlu (2019)	Türkiye'ye ait 2010:01-2018:08 arası aylık verilerle KFE, GSYİH, Faiz Oranı, BIST 100 Getirisi, Döviz Kuru ve TÜFE	ARDL, VECM	ise konut fiyatı üzerindeki etkisinin hem kısa vadede hem de uzun vadede önemli ve negatif olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Konut fiyatlarının direnç etkisini veren VECM modeli, BIST 100 endeksi getirilerinin artmasının konut fiyatının düşmesine neden olduğu sonucunu vermiştir. Ayrıca, döviz kurlarının konut fiyatları üzerindeki gecikmeli etkisinin makroekonomik dalgalanmalara yol açması nedeniyle, döviz kuru değişimlerini dengelemeye yönelik tedbirlerin konut fiyat dengesizliklerini ortadan kaldırmaya yardımcı olduğu sonucuna varılmıştır.
Korkmaz (2019)	2010:01-2019:01 arası dönem için TÜFE ve Konut Fiyat Endeksi verileri	Panel Konya Nedensellik Testi	Türkiye'de 26 bölgede enflasyon oranları ile konut fiyatları arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmada elde edilen bulguların sadece sekiz bölge için önemli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Canbay & Mercan (2020)	Türkiye'ye ait 2010 Q1-2019 Q2 arası çeyrek dönemlik kısa vadeli faiz, KFE, hanehalkı toplam kredi hacmi, GSYH ve TÜFE	VAR/VECM, Granger Nedensellik	Faiz oranlarından kredi hacmine, kredi hacminden konut ve tüketici fiyatlarına nedensellik tespit edilmiştir. Büyümeden konut fiyatlarına doğru nedensellik bulunmuştur.
Sağlam & Abdioğlu (2020)	Türkiye'de bölgesel 2010:01-2018:02 arası çeyrek dönem için Hedonik Konut fiyat endeksi ve TÜFE	Panel Kao, Pedroni ve Westerlund Eşbütünleşme	Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir.
Eryüzlü & Ekici (2020)	Türkiye'ye ait KFE, Yeni Konut Fiyat Endeksi ve Reel Efektif Döviz Kuru 2010:01-2019:09 arası dönem için aylık veriler	Lütkepohl Nedensellik Testi	Kısa dönemde döviz kurunun konut fiyatlarının belirlenmesinde önemli bir değişken olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Karadaş & Salihoglu (2020)	Türkiye'ye ait 2012:12-2018:07 arası aylık verilerle Hedonik Konut Fiyat Endeksi, Konut Kredi Faiz Oranı, Tüketici Konut Kredisi Miktarı, Sanayi Üretim Endeksi, Reel Döviz Kuru, İnşaat Malzemeleri Toptan Eşya Fiyat Endeksi ve TÜFE	ARDL	Konut fiyatlarını konut kredisi faiz oranları, konut kredisi tutarı, reel kur ve tüketici fiyat endeksinin olumsuz, sanayi üretim endeksinin ise olumlu yönde etkilediği tespit edilmiştir.
Çetin (2021)	Türkiye'ye ait 2012:12-2020:08 arası aylık veriler için Aylık KFE, Konut Kredileri Toplamı, TÜFE Reel Efektif Döviz Kuru, Konut Kredisi Ağırlıklı Ortalama Faiz Oranı, Sanayi Üretim Endeksi, İnşaat Malzemeleri Toptan Eşya Fiyat Endeksi, TÜFE ve Reel Kira Endeksi	ARDL, Granger Nedensellik	TÜFE ve sanayi üretim endekslerinin gayrimenkul fiyatlarını olumsuz, konut kredisi faiz oranları ve inşaat malzemeleri toptan eşya fiyat endekslerinin ise olumlu etkilediği gözlemlenmiştir. Ayrıca inşaat malzemeleri toptan eşya fiyat endeksi ile TÜF'den konut fiyat endeksine doğru tek yönlü, sanayi üretim endeksinden ise iki yönlü Granger nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Akpolat (2022)	Türkiye'ye ait 2010:01-2021:10 arası aylık veriler için KFE, Efektif Döviz Kuru, KKF, m2, İnşaat Maliyet Endeksi ve Konut Satışları	NARDL	Konut fiyatları üzerinde döviz kurunun pozitif ve simetrik bir etkiye sahip olduğu ve para arzındaki negatif değişimlerin etkisinin pozitif değişimlerden fazla olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca, inşaat maliyetindeki ve satış rakamlarındaki negatif değişimler artırıcı etki gösterirken, kredi faiz oranındaki artış veya azalışlar fiyatlarda azaltıcı bir etki göstermiştir.

### 3. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmanın bu bölümünde araştırma modeli, çalışmada kullanılan değişkenler ve ekonometrik analiz yöntemleri tanıtılmaktadır. Çalışmada ekonometrik analizler için EViews11 paket programı kullanılmıştır. Araştırma kapsamında çözümlenmesi amaçlanan ilişkileri gösteren ekonometrik model denklem 1'deki gibidir.

$$LNKFE_t = \alpha + \beta_1 LNKKFO_t + \beta_2 LNTÜFE_t + \beta_3 LNUSD_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Denklem 1’de yer alan  $\alpha$  denklem sabit terimlerini,  $\varepsilon$  denklem hata terimlerini göstermektedir.  $\beta_i$  ( $i=1, 2, 3$ ) bağımsız değişkenlerin bağımlı değişken üzerindeki tahmin edilecek etkisini, LN ön ekleri ise değişkenlerin logaritmik olduğunu göstermektedir. Aşağıda tablo 2’de modelde kullanılan iktisadi değişkenlere ait tanımlar yer almaktadır.

**Tablo 2. Değişken tanımları**

Değişken	Simge	Kaynak
Logaritmik Konut Fiyat Endeksi	LNKFE	T.C.M. B.
Logaritmik Konut Kredileri Faiz Oranları	LNKKFO	T.C.M. B.
Logaritmik Tüketici Fiyat Endeksi	LNTÜFE	T.C.M. B.
Logaritmik Dolar Kuru	LNUSD	T.C.M. B.

Tablo 1’de yer alan değişkenlere ait tüm gözlemler T.C.M. B dan 2010 1.ay ile 2019 12.ay arasında aylık olarak toplanarak 120 aylık gözlemlen oluşan bir zaman serisi veri seti elde edilmiştir. Araştırmanın yapıldığı dönem olan 2022 11.ay itibari ile 2022 8.aya kadar gözlemler mevcut olup 2019 12.ay ile 2022 8.ay arasında Konut Fiyat Endeksi değişkeninde gözlemlenen olağan dışı artış sebebiyle serinin patlayan seri özelliği gösterdiği tespit edilmiştir. Patlayan seri özelliği gösteren ve 2.devresel farklarında dahi durağan olmayan zaman serileri ile başarılı zaman serisi çözümlenmeleri mümkün olmadığından söz konusu olağan dışı artışın yaşandığı dönem araştırma dışında bırakılmıştır (Patterson, 2000).

Araştırma kapsamında toplanan verilerin frekanslı zaman serisi verileri olması sebebiyle ilk aşamada sahte regresyondan kaçınmak amacıyla değişkenlerin mevsimsellik yapıları incelenmiş ve mevsimsellik gösteren değişkenler X-12 Census yöntemi ile mevsimselliklerinden arındırılmıştır (Phillips & Wang, 2016). Seriler mevsimsellik testlerine düzey halleri ile sokulmuş daha sonra mevsimsellik saptanan değişkenler mevsimselliklerden arındırılarak serilerin logaritmaları alınıp analizlere devam edilmiştir (Yamak & Erdem, 2017).

Normal dağılım testleri modellerde yer aldığı gibi logaritmik değişkenlere uygulanmıştır. Mevsimsellik testlerinde her ay için toplam gözlem sayısının 30’un altında olduğu durumlarda küçük örneklem özellikleri F Testinden daha iyi olduğu bilinen Kruskal Wallis H testi dikkate alınmıştır. Araştırmada yer alan değişkenlere ait betimsel istatistikler tablo 3’te verilmiştir.

**Tablo 3. Değişken betimsel istatistikleri**

İstatistik	KFE	KKFO	TÜFE	USD
Ortalama	77.0675	13.1444	267.4470	2.8928
Medyan	73.6500	12.2120	249.6350	2.3080
Maksimum	118.800	28.9475	440.5000	6.3669
Minimum	45.4000	8.2975	174.0700	1.4185
S.S	23.4927	3.8996	74.7847	1.3867
S	0.1886	1.3688	0.7659	1.0076
K	1.5538	8.9638	2.5654	2.8388
Jarque-Bera	$\chi^2(02)=10.9543^{***}$ p=0.004	$\chi^2(02)=59.923^{***}$ p=0.000	$\chi^2(02)=6.9079^{**}$ p=0.032	$\chi^2(02)=9.4849^{***}$ p=0.009
Kruskal Wallis H Mevsimsellik Testi	$\chi^2(11)=90.187^{***}$ p=0.000	$\chi^2(11)=37.266^{***}$ p=0.010	$\chi^2(11)=64.428^{***}$ p=0.000	$\chi^2(11)=23.871$ p=0.329
Gözlem Sayısı	120	120	120	120

\*\*\* (%1), \*\* (%5), \* (%10) anlamlılık düzeylerinde  $H_0$  hipotezinin reddedildiğini ifade eder, Jarque-Bera Normal dağılım testi için  $H_0$ : Değişken normal dağılmaktadır. Mevsimsellik sınaması Kruskal Wallis H testi için  $H_0$ : Mevsim ortalamaları arasında fark yoktur (Mevsimsel etki yoktur). S.S: Standart Sapma, S: Çarpıklık, K: Basıklık,  $\chi^2$ :Ki-Kare test istatistiği ve (): Parantez içi test serbestlik derecesini içerir.

KFE değişkeni minimum 45.4000 ile maksimum 118.800 değerleri arasında 77.0675 ortalama etrafında 23.4927 standart sapma değeri ile normale yakın dağılırken ( $\chi^2(02)=10.9543$ ,  $p<0.01$ ,  $|S|<1.5$ ), değişkenin mevsimsel etkiye sahip olduğu görülmektedir ( $\chi^2(11)=90.187$ ,  $p<0.01$ ).

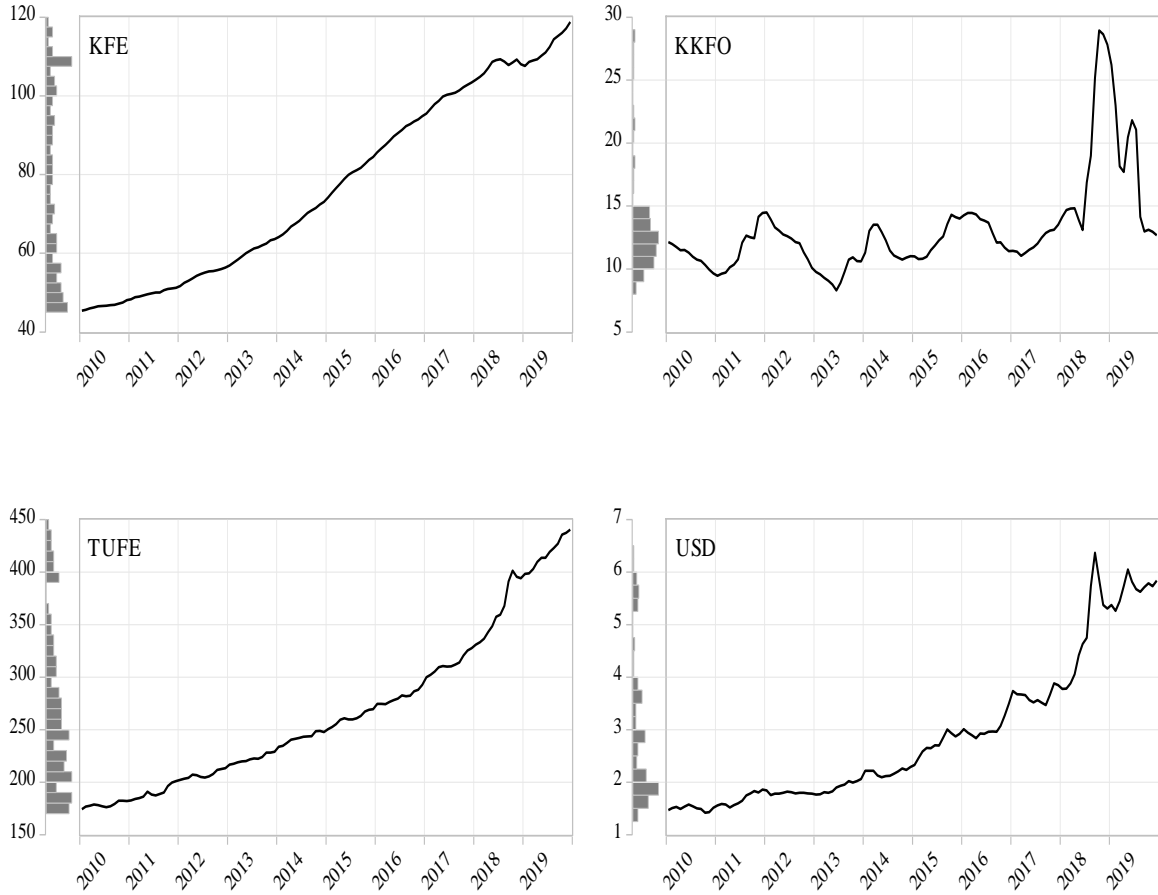
KKFO değişkeni minimum 8.2975 ile maksimum 28.9475 değerleri arasında 13.1444 ortalama etrafında 3.8996 standart sapma değeri ile normale yakın dağılırken ( $\chi^2(02)=59.923$ ,  $p<0.01$ ,  $|S|<1.5$ ), değişkenin mevsimsel etkiye sahip olduğu görülmektedir ( $\chi^2(11)=37.266$ ,  $p<0.01$ ).

TÜFE değişkeni minimum 174.0700 ile maksimum 440.5000 değerleri arasında 267.4470 ortalama etrafında 74.7847 standart sapma değeri ile normale yakın dağılırken ( $\chi^2(02)=6.9079$ ,  $p<0.05$ ,  $|S|<1.5$ ), değişkenin mevsimsel etkiye sahip olduğu görülmektedir ( $\chi^2(11)=64.428$ ,  $p<0.01$ ).

USD değişkeni minimum 1.4185 ile maksimum 6.3669 değerleri arasında 2.8928 ortalama etrafında 1.3867 standart sapma değeri ile normale yakın dağılırken ( $\chi^2(02)=9.4849$ ,  $p<0.01$ ,  $|S|<1.5$ ), değişkenin mevsimsel etkiye sahip olmadığı görülmektedir ( $\chi^2(11)=23.871$ ,  $p<0.01$ ).

Değişkenlere ait mevsimsellik grafikleri EK 1’de verilmiştir.

Mevsimsel etki içeren KFE, KKFO ve TÜFE değişkenleri X-12 Census yöntemi ile mevsimsellikten arındırılarak tüm değişkenlerin logaritmaları alındığında değişkenlerin zaman seyirleri grafik 1’deki gibi görselleştirilebilir.

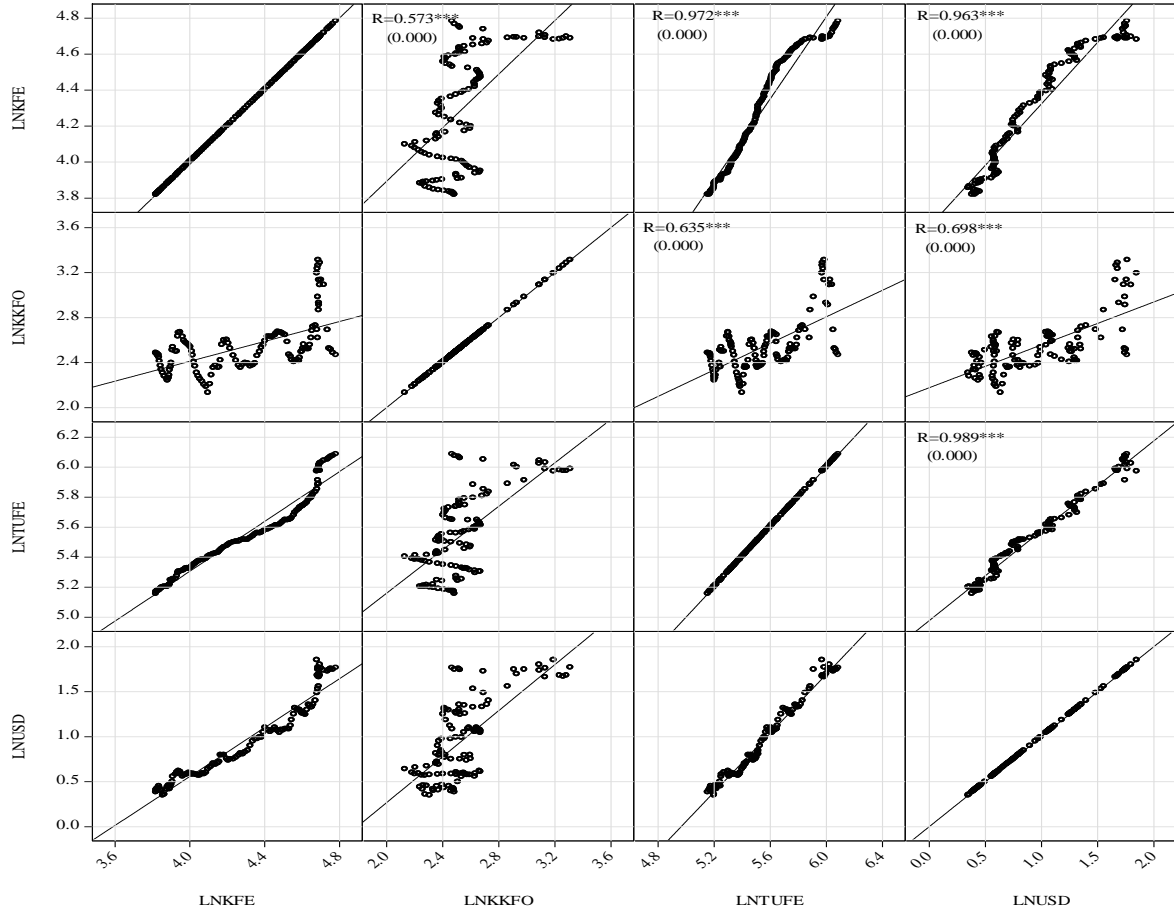


**Grafik 1.** Değişken zaman yolu grafikleri

Grafikler incelendiğinde KKFE, TÜFE ve USD değişkenlerinin yukarı yönlü zaman trendine sahip oldukları, KKFO değişkeninin ise belirgin bir trende sahip olmadığı görülmektedir. KKFO değişkeninde uç değer içeren yapısal kırılma görülürken, diğer değişkenlerde yapısal kırılma görülmemektedir.

Değişkenler arasındaki serpilme diyagramları ile korelasyon katsayıları grafik 2’deki gibi görselleştirilmiştir. Saçılım diyagramlarındaki ilişkiler durağanlıkların dikkate alınmadığı korelasyon

ilişkileri olup, ileri analizlerdeki uzun ve kısa dönem ilişkileri ile tutarlı olmak durumunda değildir (Mert & Çağlar, 2019).



**Grafik 2.** Değişkenler arası serpilme diyagramları ve korelasyon katsayıları

Grafikler incelendiğinde bağımlı değişken ile bağımsız değişkenlerden LNKKFO arasında asimetrik, LNTÜFE ve LNUSD arasında ise nispeten daha simetrik ilişkilere dair kanıtlar görülmektedir. Diğer yandan bağımsız değişkenler arasındaki korelasyon ilişkilerinin de yüksek olduğu görülürken, bağımsız değişkenlerin ve gecikmeli değerlerinin birlikte anlamlılığı üzerine kurulu ARDL ve NARDL prosedürleri için tama yakın çoklu doğrusal bağıntı durumunun sorun teşkil etmeyeceği bilindiğinden değişkenleri farklı modellerde tanımlamanın gereksiz olduğu düşünülmüştür.<sup>1</sup>

Zaman serileri analizlerinde durağanlık koşulu bulunmaktadır. Durağan olmayan zaman serileri arasında saptanan ilişkilerin ise sahte olma tehlikesi bulunmaktadır. Tahmin edilen modellerin sahte regresyon içermesi durumunda genellikle sonuçlar iyi çıkmaktadır. Bununla birlikte,  $R^2$ 'nin yüksek ve parametrelerin istatistiksel olarak anlamlı olmasına rağmen tahmin edilen parametreler genellikle anlamsızdır. Bu durum değişkenler arasında bir ilişki olduğu için değil, değişkenlerin durağan olmadıkları halde tesadüfen aynı yönde hareket ettiği için ortaya çıkmaktadır (Sevüktekin & Çınar, 2017).

Bu çalışmada değişkenlerin durağanlıkları Augmented Dickey–Fuller (ADF) ve Phillips–Perron (PP) birim kök testleri ile sınanmıştır (Dickey & Fuller, 1979) (Phillips & Perron, 1988). ADF testi için

<sup>1</sup> Tama yakın çoklu doğrusal bağıntı katsayıların tekil anlamlılıklarına dair t testi için sorun teşkil ederken, toplu anlamlılıklara dair Wald testi için sorun teşkil etmemektedir (Gujarati & Porter, 2009).



gerekli optimal gecikme uzunluğunun seçimi Akaike Bilgi Kriterine göre belirlenirken, PP birim kök testi için gerekli optimal bant genişliğinin seçimi ise Newey-West yönteminden kriter olarak alınmıştır (Sevüktekin & Çınar, 2017).

Yapılan birim kök testlerinde değişkenlerin düzeyde durağan olmayan fakat birinci devresel farkında durağanlaşan değişkenler oldukları görülmüştür. Düzeyde durağan olmayan fakat birinci devresel farkında durağanlaşan değişkenler için geleneksel ekonometride değişkenlerin farklarının alınarak kullanılması yaygın bir uygulamadır. Öte yandan, Granger ve Newbold, durağan olmayan değişkenlerin bu şekilde kullanılmasının, uzun dönemli ilişki hakkındaki tüm bilgileri ortadan kaldırdığı için uygun olmadığını belirtmişlerdir (Granger & Newbold, 1977).

Eşbütünleşme yaklaşımı, durağan olmayan değişkenler arasındaki korelasyonları incelemek için çağdaş ekonometride savunulmaktadır. Engle-Granger, eşbütünleşme kavramını literatüre kazandırmıştır. Eş bütünleşmenin ekonomik yorumuna göre, iki veya daha fazla değişken uzun dönemli bir denge denklemi oluşturacak şekilde ilişkili olduğunda, skolastik trend (durağan olmayan) içerseler bile zaman içinde birbirleri ile benzer hareket gösterirler ve aralarındaki fark durağandır yani istikrarlıdır. Bu durumda eşbütünleşme kavramı, ekonomik sistemin zaman içinde yakınsaması ve uzun dönemli bir denge ilişkisinin olması anlamına gelmektedir (Harris & Sollis, 2003).

Araştırma kapsamında durağan olmadıkları tespit edilen değişkenler arasındaki ilişkilerin ARDL eş bütünleşme yaklaşımı ile incelenmesi amaçlanmaktadır. ARDL sınır testi yaklaşımı iki aşamadan oluşmaktadır. Birinci aşamada değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisinin varlığı test edilmektedir. İkinci aşamada ise eş bütünleşik oldukları tespit edilen değişkenlerin kısa ve uzun dönem katsayıları hesaplanmaktadır. İki değişkenli bir araştırma modelinde sınır testi yaklaşımının uzun dönemli ilişki sınaması aşağıdaki denklem ile tahmin edilir (Pesaran & Shin, 2001):

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=0}^q \lambda_i \Delta X_{t-i} + \mu_t \quad (2)$$

Eşitlikteki p, bağımlı değişkendeki optimal gecikme sayısını; q, bağımsız değişkendeki optimal gecikme sayısını,  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\delta_i$  ve  $\lambda_i$  katsayıları ve son olarak  $\Delta$  ise değişkenin farkını ifade etmektedir.

Değişkenler arasındaki eş bütünleşme ilişkisi için sıfır hipotezi aşağıdaki gibidir:

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$$

Hesaplanan test istatistiği belirlenen alt sınırdan küçükse, eşbütünleşme yoktur ve sıfır hipotezi reddedilemez. Ancak üst sınırdan büyük olması halinde eş bütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilerek eş bütünleşmenin olduğuna karar verilir. Test istatistiği alt ve üst sınırlar arasında yer alıyorsa eşbütünleşme tespiti mümkün değildir. ARDL(p,q) modeli değişkenler arasında uzun dönem ilişki belirlendikten sonra tahmin edilir. Denklem 3'te ARDL(p,q) modeli ve denklem 4'te ise bağımsız değişken için uzun dönem katsayıları gösterilmiştir.

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \lambda_i X_{t-i} + \mu_t \quad (3)$$

$$\theta_i = \frac{\lambda_0 + \lambda_p + \dots + \lambda_q}{1 - \delta_1 + \delta_2 + \dots + \delta_q} \quad (4)$$

Uzun dönem katsayıların tahmininden sonra hata düzeltme modeli kurularak kısa dönem katsayıları elde edilir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \lambda_i \Delta X_{t-i} + \mu_t \quad (5)$$

Denklemdaki EC, hata düzeltme terimini temsil eder. Bağımsız ve bağımlı değişkenler arasında nedensel bir ilişkinin varlığını test etmek için, hata düzeltme terimi anlamlı olmalı ve 0 ile -2 arasında olmalıdır.

Simetrik bir uzun dönem ilişkisinin incelenmesi sırasında değişkenlerin eş bütünleşik olmamaları durumunda değişkenler arasındaki ilişkilerin simetrik olmaması göz önünde bulundurulmalıdır. Zira bir değişkendeki artışın diğer değişkende artışa, azalışın ise azalışa neden olacağı gibi pozitif yönlü veya bir değişkendeki azalışın diğer değişkende artışa, artışın ise azalışa neden olacağı gibi negatif yönlü simetrik ilişkiler iktisat teorisinde her zaman onaylanmamaktadır. Bazı durumlarda bağımsız değişkenin pozitif ve negatif değişimleri bağımlı değişkende simetrik olmayan etkiler ortaya koyabilmektedir. Örneğin bağımsız değişkendeki pozitif değişimlerin etkisi pozitif/negatif/yok iken, negatif değişimlerin etkisi pozitif/negatif/yok olabilir. Dahası etkiler aynı yönde iken bile asimetri etki büyüklüğü bakımından oluşabilir (Mert & Çağlar, 2019).

Asimetrik ilişkilerin incelenmesine olanak tanıyan ARDL türü bir analiz olan NARDL modeli bağımsız değişkenlerin pozitif ve negatif şoklarından elde edilen değişkenler ile ARDL prosedürünün uygulanmasını içermektedir (Shin vd. 2014).  $y_t$  bağımlı ve  $x_t$  bağımsız değişken olmak üzere asimetrik uzun dönem modeli denklem 5'teki gibi gösterilebilir.

$$y_t = \gamma^+ x_t^+ + \gamma^- x_t^- + \mu_t \quad (5)$$

Burada  $\gamma^+$  ve  $\gamma^-$  uzun dönem parametrelerini,  $x_t^+$  ve  $x_t^-$  bağımsız değişken  $x_t$ 'nin pozitif ve negatif değişmelerinin kısmi toplamlarını göstermektedir. Bağımsız değişkenin pozitif ve negatif kısmi toplamları sırasıyla denklem 6 ve 7'de verilmiştir:

$$x_t^+ = \sum_{k=1}^t \Delta x_k^+ = \sum_{k=1}^t \max(\Delta x_k, 0) \quad (6)$$

$$x_t^- = \sum_{k=1}^t \Delta x_k^- = \sum_{k=1}^t \min(\Delta x_k, 0) \quad (7)$$

Denklem 6 ve 7'den hareketle ARDL modeli için verilen koşullu hata düzeltme denklemi, otoregresif denklemi ve koşulsuz hata düzeltme denklemi NARDL için denklem 8, 9 ve 10'daki gibi revize edilebilir.

$$\Delta Y_t = \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \gamma^+ x_{t-1}^+ + \gamma^- x_{t-1}^- + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{k=1}^q \pi_k^+ x_{t-k}^+ + \sum_{l=1}^q \pi_l^- x_{t-l}^- + \mu_t \quad (8)$$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \phi_i^+ x_{t-i}^+ + \sum_{i=1}^p \phi_i^- x_{t-i}^- + \mu_t \quad (9)$$

$$\Delta Y_t = ECM_{t-1} + \beta_0 + \beta_1 Y_{t-1} + \gamma^+ x_{t-1}^+ + \gamma^- x_{t-1}^- + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{k=1}^q \pi_k^+ x_{t-k}^+ + \sum_{l=1}^q \pi_l^- x_{t-l}^- + \mu_t \quad (10)$$

F sınır testi, gecikme uzunluğu ve benzeri prosedürler ARDL prosedürü ile aynıdır. Diğer yandan uzun dönem asimetrinin olup olmadığını incelemek üzere uzun ve kısa dönem asimetri testleri

yapılmalıdır. Uzun dönem asimetri testi için uzun dönem pozitif ve negatif katsayıların eşit olduğunu öne süren sıfır hipotezine sahip Wald testi hipotezleri,

$$H_0: \gamma^+ = \gamma^-$$

$$H_1: \gamma^+ \neq \gamma^-$$

şeklinde ifade edilir. Kısa dönem asimetri testi için kısa dönem pozitif ve negatif katsayıların eşit olduğunu öne süren sıfır hipotezine sahip Wald testi hipotezleri ise

$$\text{Tüm } k\text{'ler için } H_0: \pi_k^+ = \pi_k^-$$

$$\text{Tüm } k\text{'ler için } H_0: \pi_k^+ \neq \pi_k^-$$

şeklinde ifade edilir.

Gerek kısa gerekse uzun dönem asimetrisinde sıfır hipotezlerinin kabul edilmesi durumunda uzun ve/veya kısa dönem asimetrisinden söz edilemez, aksi durumda ise uzun ve/veya kısa dönem asimetrisi söz konusudur.

### Araştırma Etiği

Bu çalışmada verilerin derlenmesi, düzenlenmesi ve analizi aşamalarında araştırma ve yayın etiğine uygun hareket edilmiştir. Araştırmanın kaynakçası bilimsel atıf kurallarına göre düzenlenmiş ve eksiksiz olarak verilmiştir. Çalışma da kullanılan veriler TCMB EVDS sisteminden temin edilmiştir. Söz konusu verilerin umuma açık olması sebebiyle etik kurul raporu gerekmemektedir.

### 3. Bulgular

Araştırmanın bu kısmında yapılan analizler neticesinde elde edilen bulgulara yer almaktadır. Değişkenlere ait birim kök testleri tablo 4'te verilmiştir.

**Tablo 4.** Birim kök testi bulguları (ADF ve PP)

Değişken	ADF		PP		Sonuç
	Sabit	Sabit Ve Trend	Sabit	Sabit Ve Trend	
LNKFE	0.295 <sup>[3]</sup> (0.921)	-2.158 <sup>[4]</sup> (0.508)	-0.016 <sup>[8]</sup> (0.955)	-1.532 <sup>[8]</sup> (0.813)	I(1)
$\Delta$ LNKFE	-4.752 <sup>[1]***</sup> (0.000)	-4.728 <sup>[1]***</sup> (0.001)	-6.154 <sup>[7]***</sup> (0.000)	-6.133 <sup>[7]***</sup> (0.000)	
LNKKFO	-2.703 <sup>[1]*</sup> (0.077)	-3.322 <sup>[1]*</sup> (0.068)	-2.062 <sup>[2]</sup> (0.261)	-2.428 <sup>[2]</sup> (0.363)	I(1)
$\Delta$ LNKKFO	-6.483 <sup>[0]***</sup> (0.000)	-6.459 <sup>[0]***</sup> (0.000)	-6.008 <sup>[14]***</sup> (0.000)	-5.983 <sup>[14]***</sup> (0.000)	
LNTÜFE	2.714 <sup>[2]</sup> (1.000)	-0.559 <sup>[2]</sup> (0.979)	2.531 <sup>[3]</sup> (1.000)	-0.589 <sup>[2]</sup> (0.978)	I(1)
$\Delta$ LNTÜFE	-7.898 <sup>[0]***</sup> (0.000)	-8.403 <sup>[1]***</sup> (0.000)	-7.898 <sup>[0]***</sup> (0.000)	-8.289 <sup>[5]***</sup> (0.000)	
LNUSD	0.511 <sup>[2]</sup> (0.986)	-2.492 <sup>[2]</sup> (0.331)	0.393 <sup>[5]</sup> (0.982)	-2.449 <sup>[3]</sup> (0.353)	I(1)
$\Delta$ LNUSD	-8.199 <sup>[1]***</sup> (0.000)	-8.276 <sup>[1]***</sup> (0.000)	-7.223 <sup>[7]***</sup> (0.000)	-7.219 <sup>[8]***</sup> (0.000)	
LNKKFO <sup>+</sup>	0.538 <sup>[1]</sup> (0.987)	-1.895 <sup>[1]</sup> (0.651)	1.003 <sup>[2]</sup> (0.997)	-1.534 <sup>[3]</sup> (0.812)	I(1)
$\Delta$ LNKKFO <sup>+</sup>	-6.818 <sup>[0]***</sup> (0.000)	-6.892 <sup>[0]***</sup> (0.000)	-6.681 <sup>[6]***</sup> (0.000)	-6.717 <sup>[6]***</sup> (0.000)	
LNKKFO <sup>-</sup>	1.479 <sup>[5]</sup> (0.999)	-1.188 <sup>[5]</sup> (0.908)	1.752 <sup>[2]</sup> (0.999)	0.236 <sup>[4]</sup> (0.998)	I(1)
$\Delta$ LNKKFO <sup>-</sup>	-6.922 <sup>[1]***</sup> (0.000)	-7.163 <sup>[1]***</sup> (0.000)	-7.076 <sup>[12]***</sup> (0.000)	-7.098 <sup>[15]***</sup> (0.000)	
LNTÜFE <sup>+</sup>	2.223 <sup>[1]</sup> (0.999)	-0.834 <sup>[1]</sup> (0.958)	3.188 <sup>[0]</sup> (1.000)	-0.517 <sup>[1]</sup> (0.982)	I(1)
$\Delta$ LNTÜFE <sup>+</sup>	-7.617 <sup>[0]***</sup> (0.000)	-8.132 <sup>[1]***</sup> (0.000)	-7.663 <sup>[1]***</sup> (0.000)	-8.032 <sup>[1]***</sup> (0.000)	

	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
LNTÜFE <sup>-</sup>	-0.559 <sup>(0)</sup>	-1.998 <sup>(0)</sup>	-0.581 <sup>(2)</sup>	-2.071 <sup>(1)</sup>	
	(0.874)	(0.596)	(0.869)	(0.000)	
$\Delta$ LNTÜFE <sup>-</sup>	-10.458 <sup>(0)***</sup>	-10.427 <sup>(0)***</sup>	-10.452 <sup>(4)***</sup>	-10.420 <sup>(4)***</sup>	I(1)
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
LNUSD <sup>+</sup>	0.941 <sup>(1)</sup>	-1.664 <sup>(1)</sup>	1.395 <sup>(2)</sup>	-1.287 <sup>(2)</sup>	
	(0.996)	(0.769)	(0.999)	(0.886)	
$\Delta$ LNUSD <sup>+</sup>	-7.163 <sup>(0)***</sup>	-7.297 <sup>(0)***</sup>	-7.076 <sup>(3)***</sup>	-7.157 <sup>(4)***</sup>	I(1)
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	
LNUSD <sup>-</sup>	0.707 <sup>(2)</sup>	-1.033 <sup>(2)</sup>	0.488 <sup>(3)</sup>	-0.822 <sup>(0)</sup>	
	(0.992)	(0.935)	(0.986)	(0.960)	
$\Delta$ LNUSD <sup>-</sup>	-7.735 <sup>(1)***</sup>	-7.792 <sup>(1)***</sup>	-7.803 <sup>(4)***</sup>	-7.712 <sup>(4)***</sup>	I(1)
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	

\*\*\* (%1), \*\* (%5), \* (%10) anlamlılık düzeyinde  $H_0$  hipotezlerinin reddini ifade eder. Birim kök testleri için  $H_0$ : Seri birim kök içermektedir (Seri durağan değildir).  $\Delta$ : Değişkenin birinci devresel farkını ifade eder. () : Parantez içi test anlamlılık değerini (p) içerir, []: Köşeli parantez içindeki değerler ADF regresyonu için optimal gecikme (Lag) değerlerini içermekte olup maksimum 4 gecikmeye kadar olan gecikmeler arasından Schwarz Bilgi Kriteri doğrultusunda belirlenmiştir. {} : Küme parantezi içerisindeki değerler PP Testi için optimal bant genişliğini içermekte olup Newey-West kriteri doğrultusunda belirlenmiştir. Ayrıştırılmış değişkenlerin üzerindeki (+) pozitif şok değişkenini, (-) ise negatif şok değişkenini ifade etmektedir.

Tablo incelendiğinde araştırma modeli ile birlikte modelde yer alan değişkenlere ait pozitif ve negatif ayrıştırmalar sonucu elde edilen LNKKFO<sup>+</sup>, LNKKFO<sup>-</sup>, LNTÜFE<sup>+</sup>, LNTÜFE<sup>-</sup>, LNUSD<sup>+</sup>, LNUSD<sup>-</sup> simgeleri ile ifade edilen şok değişkenlerine de birim kök testlerinin uygulandığı görülmektedir.

ADF ve PP birim kök testi bulguları incelendiğinde tüm değişkenler için ortak bir bulgunun söz konusu olduğu görülmektedir. Değişkenler gerek ADF gerekse PP birim kök testi bulgularına göre sabit ile sabit ve trendli spesifikasyonlar için düzeyde durağan olmayan fakat birinci devresel farkında durağanlaşan değişkenlerdir (~I (1)). Diğer yandan yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testleri incelendiğinde LNKKFO dışındaki değişkenlerin düzeyde durağan, LNKKFO değişkeninin ise düzeyde durağan olmayan fakat birinci devresel farkında durağanlaşan bir değişken olduğu görülmüştür. (EK 2) Fakat çalışmada ARDL ve NARDL modellerinin kullanılacak olması sebebiyle değişkenin I (2) olmaması yeterli koşul olduğundan söz konusu bulgu yöntemde bir değişikliğe neden olmamıştır.

Araştırmada yer alan değişkenlerden LNKKFO dışındakilerin düzeyde durağan olmayan fakat birinci devresel farkında durağanlaşan değişkenler olması, LNKKFO değişkeninin ise düzeyde durağan olması sebebiyle farklı dereceden durağan değişkenler arasındaki ilişkileri incelemeye olanak sağlayan ARDL yöntemi kullanılarak eş bütünleşme ilişkileri incelenmiş fakat ARDL modeli prosedürü çerçevesinde istatistiksel olarak önemli bir eş bütünleşme ilişkisi görülemedi. Değişkenler arasında anlamlı bir eş bütünleşme ilişkisinin saptanamaması akla simetrik olmayan ilişkilerin olabileceğini getirmektedir. Simetrik olmayan ARDL (NARDL) eş bütünleşme testi bulgularının eş bütünleşme hipotezini kabul ettiği görülmüş ve çalışmaya asimetric ilişkilerin incelenmesi ile devam edilmiştir.

ARDL ve NARDL süreçleri çerçevesinde otokorelasyonsuzluk, sabit varyans, fonksiyonel formun doğruluğu ve hata terimlerinin normal dağılıma koşulları otoregresif denklemlerde sırasıyla Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi, Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedastisite Testi, Ramsey Reset Fonksiyonel Form Testi ve Jarque-Bera Normal Dağılım Testi ile incelenmiştir. ARDL modelinde tespit edilen değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarının neden olacağı etkinlik kayıplarını önlemek için HAC (NEWAY-WEST) standart hatalardan faydalanılmıştır. NARDL modelinde ise herhangi bir varsayım sapması görülmemiştir. Hem ARDL hem de NARDL için uzun dönem istikrar koşulları CUSUM ve CUSUMQ testleri ile incelenmiş önemli bir istikrarsızlık görülmemiştir.

Tablo 5'te ARDL ve NARDL modeli eş bütünleşme testi bulguları verilmiştir.

**Tablo 5. ARDL ve NARDL eş bütünleşme testi bulguları**

f(LNKFE LNKKFO, LNTÜFE, LNUSD)					
Model	Deterministikler	F= 3.063 k=3	F Sınır Testi		
			Anlamlılık	I(0)	I(1)
ARDL(4, 2, 2, 1)	Sabit ve Trend		%1	5.620	6.908
			%5	4.203	5.320
			%10	3.588	4.605

f(LNKFE LNKKFO <sup>+</sup> , LNKKFO <sup>-</sup> , LNTÜFE <sup>+</sup> , LNTÜFE <sup>-</sup> , LNUSD <sup>+</sup> , LNUSD <sup>-</sup> )					
Model	Deterministikler	F=6.794*** k=6	Eş Bütünleşme		
			Anlamlılık	I(0)	I(1)
NARDL(2, 2, 2, 2, 2, 0, 2)	Sabit ve Trend		%1	4.000	5.397
			%5	3.077	4.284
			%10	2.657	3.776

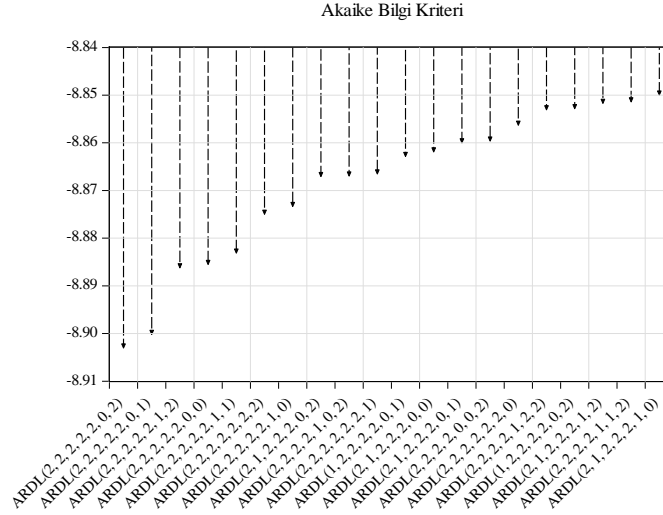
\*\*\* (%1), \*\* (%5), \* (%10) anlamlılık düzeyinde  $H_0$  hipotezlerinin reddini ifade eder. Eş bütünleşme testi için  $H_0$ : Eş bütünleşme yoktur.  $k$ : Değişken sayısını ifade eder.

Tablo 5 incelendiğinde ARDL modeline ait eş bütünleşme testi bulguları görülmektedir. Diğer yandan ARDL modeline ait optimal gecikme için Akaike Bilgi Kriteri karşılaştırmaları, otoregresif model tahmini ve söz konusu model üzerinde varsayım sınamaları istikrar koşulu için CUSUM ve CUSUMQ testleri yapılarak ARDL modelinin uygun bir model olduğuna karar verilmiş ve söz konusu bulgular eklerde sunulmuştur (EK 3-4-5).

ARDL(4, 2, 2, 1) modeli için hesaplanan F sınır testi istatistiği Pesaran vd. (2001) kritik değerleri ile karşılaştırıldığında, %10 anlamlılık düzeyinde dahi eş bütünleşmenin olmadığı yönündeki sıfır hipotezinin reddedilemediğini göstermektedir ( $F=3.063 < F_{(0.10, I(1))}=4.605$ ). Daha açık bir ifade ile ARDL modeli prosedürlerine göre değişkenler uzun dönemde doğrusal bir denge ilişkisine sahip değildir.

NARDL(2, 2, 2, 2, 2, 0, 2) modeli için hesaplanan F sınır testi istatistiği Pesaran vd. (2001) kritik değerleri ile karşılaştırıldığında, %1 anlamlılık düzeyinde eş bütünleşmenin olmadığı yönündeki sıfır hipotezinin reddedildiğini göstermektedir ( $F=6.794 > F_{(0.01, I(1))}=5.397$ ). Başka bir ifade ile ARDL modeli ile saptanamayan uzun dönem denge ilişkisi NARDL model ile saptanmıştır. Bu durumda NARDL modelinin çözümlenip bulgularının incelenmesinin faydalı olacağı düşünülmektedir.

NARDL modeli için uygun gecikmelerin seçilmesi amacıyla yapılan Akaike Bilgi Kriteri karşılaştırmaları grafik 3'te gösterilmiştir.



**Grafik 3.** NARDL model optimal gecikme için Akaike bilgi kriteri karşılaştırmaları

Grafik incelendiğinde en iyi (en küçük) Akaike bilgi kriteri değerinin NARDL (2, 2, 2, 2, 0, 2) için hesaplandığı görülmektedir. Söz konusu gecikmeler tüm değişkenler için pozitif (+) ve negatif (-) değişimlere göre model 1'deki sıraya göre oluşturulmuştur. Optimal modele dair çözümler tablo 6'da verilmiştir.

**Tablo 6.** NARDL(2, 2, 2, 2, 0, 2) model bulguları

Tahmin ve Kısa Dönem Bulguları				
Değişken	Katsayı	S.H	t	p
LNKFE <sub>t-1</sub>	-0.0692***	0.0255	-2.7114	0.0079
LNKKFO <sub>t-1</sub> <sup>+</sup>	0.0143***	0.0038	3.7206	0.0003
LNKKFO <sub>t-1</sub> <sup>-</sup>	-0.0110***	0.0028	-3.8875	0.0002
LNTUFE <sub>t-1</sub> <sup>+</sup>	-0.0955***	0.0283	-3.3708	0.0011
LNTUFE <sub>t-1</sub> <sup>-</sup>	0.4688**	0.2169	2.1617	0.0331
LNUSD <sub>t</sub> <sup>+</sup>	0.0011	0.0077	0.1472	0.8833
LNUSD <sub>t</sub> <sup>-</sup>	0.0092	0.0155	0.5930	0.5546
ΔLNKFE <sub>t-1</sub>	0.2283**	0.0879	2.5987	0.0108
ΔLNKKFO <sub>t</sub> <sup>+</sup>	-0.0157*	0.0081	-1.9433	0.0549
ΔLNKKFO <sub>t-1</sub> <sup>+</sup>	-0.0202**	0.0088	-2.2995	0.0236
ΔLNKKFO <sub>t</sub> <sup>-</sup>	-0.0209***	0.0072	-2.9173	0.0044
ΔLNKKFO <sub>t-1</sub> <sup>-</sup>	0.0274***	0.0067	4.0796	0.0001
ΔLNTUFE <sub>t</sub> <sup>+</sup>	-0.1615***	0.0558	-2.8916	0.0047
ΔLNTUFE <sub>t-1</sub> <sup>+</sup>	0.1226***	0.0461	2.6570	0.0092
ΔLNTUFE <sub>t</sub> <sup>-</sup>	0.2425	0.2475	0.9798	0.3296
ΔLNTUFE <sub>t-1</sub> <sup>-</sup>	0.5334**	0.2317	2.3018	0.0235
ΔLNUSD <sub>t</sub> <sup>-</sup>	-0.0320	0.0239	-1.3379	0.1840
ΔLNUSD <sub>t-1</sub> <sup>-</sup>	0.0335	0.0239	1.3980	0.1653
Sabit Terim	0.2649***	0.0964	2.7482	0.0071
TREND	0.0010***	0.0003	2.9845	0.0036
ECM <sub>t-1</sub>	-0.0692***	0.0097	-7.1065	0.0000
Uzun Dönem Katsayıları				
Değişken	Katsayı	S.H	t	p
LNKKFO <sup>+</sup>	0.2061**	0.0833	2.4751	0.0151
LNKKFO <sup>-</sup>	-0.1584**	0.0651	-2.4316	0.0169
LNTUFE <sup>+</sup>	-1.3801***	0.4240	-3.2550	0.0016

LNTUFE <sup>-</sup>	6.7722***	2.2690	2.9847	0.0036
LNUSD <sup>+</sup>	0.0163	0.1069	0.1525	0.8791
LNUSD <sup>-</sup>	0.1326	0.1959	0.6765	0.5003
<b>Asimetri Testleri</b>	<b>Kısa Dönem Asimetri</b>		<b>Uzun Dönem Asimetri</b>	
LNKFFO	F(3, 97)=9.912***	p=0.000	F(1, 97)=26.528***	p=0.000
LNTÜFE	F(3, 97)=7.019***	p=0.001	F(1, 97)=5.961**	p=0.0164
LNUSD	F(1, 97)=3.197*	p=0.078	F(1, 97)=0.353	p=0.554
<b>Tamsal İstatistikler</b>				
<b>Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedastisite Testi</b>			F(19, 97)=1.181	p=0.291
<b>Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi</b>			F(2, 95)=1.614	p=0.205
<b>Ramsey Reset Fonksiyonel Form Testi</b>			F(1, 97)=1.161	p=0.284
<b>Jarque-Bera Normal Dağılım Testi</b>			$\chi^2(02)=0.605$	p=0.738

\*\*\* (%1), \*\* (%5), \* (%10) anlamlılık düzeyinde  $H_0$  hipotezlerinin reddini ifade eder. Uzun dönem asimetri testi için  $H_0: \gamma^+ = \gamma^-$ , kısa dönem asimetri testi için  $H_0: \pi_k^+ = \pi_k^-$ , Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedastisite Testi için  $H_0$ : Hata terimleri sabit varyanslıdır. Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi için  $H_0$ : Hata terimleri otokorelasyonsuzdur. Ramsey Reset Fonksiyonel Form Testi için  $H_0$ : Model fonksiyonel formu doğrudur. Jarque-Bera Normal Dağılım Testi  $H_0: \varepsilon \sim N(\mu, \sigma^2)$ , F: f test istatistiği,  $\chi^2$ : Ki-Kare test istatistiği, () : Parantez içleri test serbestlik derecelerini içerir F(S.D1, S.D2),  $\chi^2(S.D)$ .

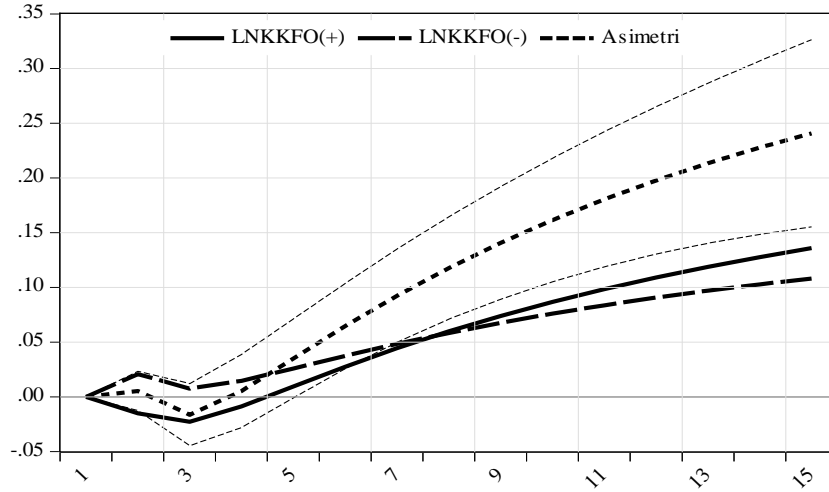
Tablo 6'da gösterildiği üzere NARDL (2, 2, 2, 2, 0, 2) modeli üzerinde değişkenler arasında uzun dönem asimetrik eş bütünleşme ilişkisi saptanmıştır. Söz konusu eş bütünleşme bulguları doğrultusunda herhangi bir varsayım sapması bulunmayan model üzerinden değişkenlerin uzun ve kısa dönem katsayıları ve asimetrieleri incelenebilir (F (19, 97) =1.181, F (2, 95) =1.614, F (1, 97) =1.161,  $\chi^2(02) =0.605$ , p>0.10).

LNKFO için uzun (F(1, 97)=26.528, p<0.01) ve kısa (F(3, 97)=9.912, p<0.01) dönemler için ayrı ayrı yapılan asimetri testi bulguları incelendiğinde gerek uzun gerekse kısa dönem için katsayıların asimetrik olduğu yönündeki alternatif hipotezlerin %1 anlamlılık düzeyinde kabul edildiği görülmektedir. Daha açık bir ifade ile LNKKFO değişkeni LNKFE değişkeni üzerinde asimetrik bir etkiye sahiptir ve değişkenin pozitif değişimleri (LNKKFO<sup>+</sup>) ile negatif değişimlerinin (LNKKFO<sup>-</sup>) kısa ve uzun dönem etkileri farklılaşmaktadır.

Uzun dönem katsayıları incelendiğinde; LNKFO<sup>+</sup> değişkeninin LNKFE değişkeni üzerinde pozitif ve %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olduğu görülmektedir. Daha açık bir ifade ile konut kredi faiz oranı pozitif şoklarının konut fiyat endeksi üzerinde pozitif yönde bir etkisi söz konusudur.

LNKFO<sup>-</sup> değişkeninin LNKFE değişkeni üzerinde negatif ve %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olduğu görülmektedir. Daha açık bir ifade ile konut kredi faiz oranı negatif şoklarının konut fiyat endeksi üzerinde negatif yönde bir etkisi söz konusudur. LNKKFO pozitif ve negatif şok etkileri birlikte incelendiğinde katsayı işareti bakımından bir asimetrinin olmadığı fakat asimetrinin katsayı büyüklüğü bakımından ortaya çıktığı görülmektedir. Başka bir ifadeyle LNKFO pozitif değişimlerinin LNKFE üzerinde LNKFO negatif değişimlerinden daha büyük bir etkiye sahip olduğu söylenebilir.

Kısa dönem katsayıları incelendiğinde; LNKFO<sup>+</sup> değişkeninin 1 ve 2 gecikmeli değerlerinin cari LNKFE değişkeni üzerinde %10 ve %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif etkilerinin olduğu görülmektedir. LNKFO<sup>-</sup> değişkeninin 1 ve 2 gecikmeli değerlerinin cari LNKFE değişkeni üzerinde %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı negatif ve pozitif etkilerinin olduğu görülmektedir. LNKFO pozitif ve negatif şokları ile LNKFE uzun dönem ilişkisine dair kümülatif etkileri grafik 4'te gösterilmiştir.



**Grafik 4.** LNKFO kümülatif etki grafiği

Grafik incelendiğinde pozitif şokların negatif şoklardan daha yüksek etkiye sahip olduğu görülürken, asimetrinin 15 dönem (15 ay) boyunca sönümlenmeden devam ettiği görülmektedir. Asimetri kısa dönemde (2.döneme kadar) katsayı işaretlerinde, uzun dönemde ise katsayı büyüklüklerinde ortaya çıkmaktadır.

LNTÜFE için uzun ( $F(1, 97)=5.961, p<0.01$ ) ve kısa ( $F(3, 97)=7.019, p<0.01$ ) dönemler için ayrı ayrı yapılan asimetri testi bulguları incelendiğinde gerek uzun gerekse kısa dönem için katsayıların asimetrik olduğu yönündeki alternatif hipotezlerin %1 anlamlılık düzeyinde kabul edildiği görülmektedir. Daha açık bir ifade ile LNTÜFE değişkeni LNKFE değişkeni üzerinde asimetrik bir etkiye sahiptir ve değişkenin pozitif değişimleri ile negatif değişimlerinin kısa ve uzun dönem etkileri farklılaşmaktadır.

Uzun dönem katsayıları incelendiğinde;

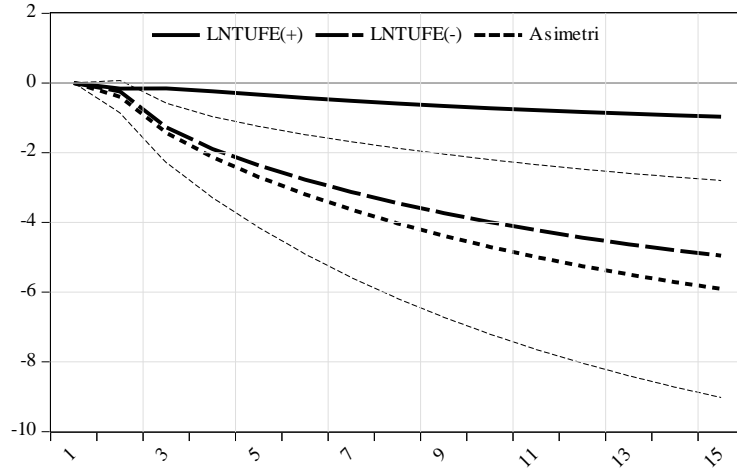
LNTÜFE<sup>+</sup> değişkeninin LNKFE değişkeni üzerinde negatif ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olduğu görülmektedir. Daha açık bir ifade ile tüketici fiyat endeksi pozitif şoklarının konut fiyat endeksi üzerinde negatif yönde bir etkisi olduğu saptanmıştır.

LNTÜFE<sup>-</sup> değişkeninin LNKFE değişkeni üzerinde pozitif ve %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olduğu görülmektedir. Daha açık bir ifade ile tüketici fiyat endeksi negatif şoklarının konut fiyat endeksi üzerinde pozitif yönde bir etkisi söz konusudur.

LNTÜFE pozitif ve negatif şok etkileri birlikte incelendiğinde katsayı işareti bakımından bir asimetrinin olmadığı fakat asimetrinin katsayı büyüklüğü bakımından ortaya çıktığı görülmektedir. Başka bir ifade ile LNTÜFE negatif şoklarının LNKFE üzerinde LNTÜFE pozitif şoklarından daha büyük bir etkiye sahip olduğu söylenebilir.

Kısa dönem katsayıları incelendiğinde; LNTÜFE<sup>+</sup> değişkeninin 1 ve 2 gecikmeli değerlerinin cari LNKFE değişkeni üzerinde %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı negatif ve pozitif etkilerinin olduğu görülmektedir. LNTÜFE<sup>-</sup> değişkeninin 1 ve 2 gecikmeli değerlerinin cari LNKFE değişkeni üzerinde sırasıyla %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamsız ve %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı ve pozitif etkilerinin olduğu görülmektedir. LNTÜFE pozitif ve negatif şokları ile LNKFE uzun dönem ilişkisine dair kümülatif etkileri grafik 5'te gösterilmiştir.



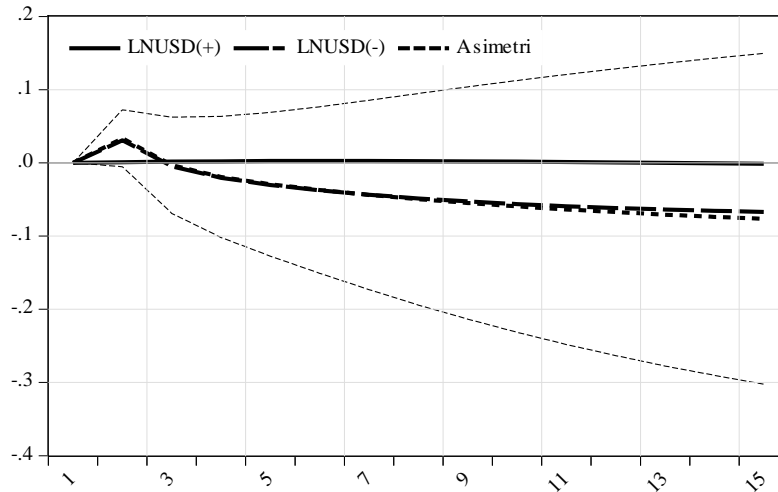


**Grafik 5.** LNTÜFE kümülatif etki grafiği

Grafik incelendiğinde negatif şokların pozitif şoklardan daha yüksek etkiye sahip olduğu görülürken, asimetrinin 15 dönem (15 ay) boyunca sönümlenmeden devam ettiği görülmektedir. Asimetri ilk dönemden itibaren katsayı büyüklüklerinde ortaya çıkmaktadır. LNUSD için uzun ( $F(1, 97)=0.353$ ,  $p>0.10$ ) dönemde asimetri görülmez iken, kısa dönemde %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir asimetri söz konusudur ( $F(3, 97)=3.197$ ,  $p<0.10$ ).

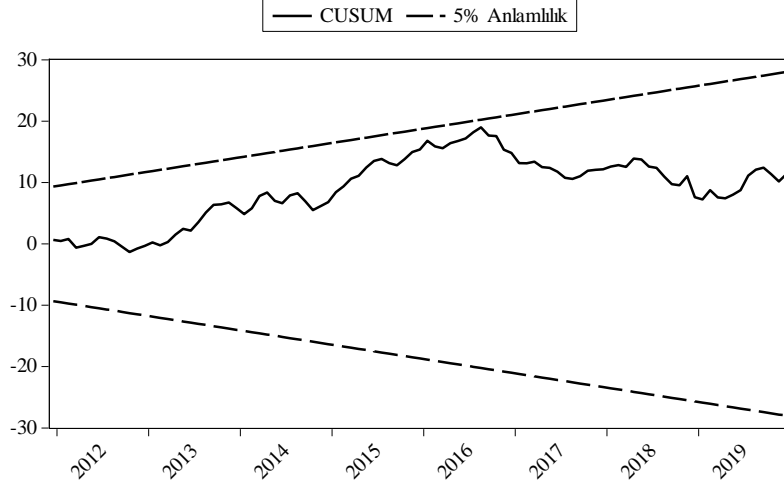
Uzun dönem katsayıları incelendiğinde;

LNUSD<sup>+</sup> ve LNUSD<sup>-</sup> değişkenlerinin LNKFE değişkeni üzerinde %10 anlamlılık düzeyinde dahi istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmektedir. Kısa dönem katsayıları incelendiğinde ise LNUSD<sup>+</sup> ve LNUSD<sup>-</sup> değişkenlerinin 1 gecikmeli değerlerinin cari LNKFE değişkeni üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkilerinin saptanamadığı görülmektedir. LNUSD pozitif ve negatif şokları ile LNKFE uzun dönem ilişkisine dair kümülatif etkileri grafik 6'da gösterilmiştir.



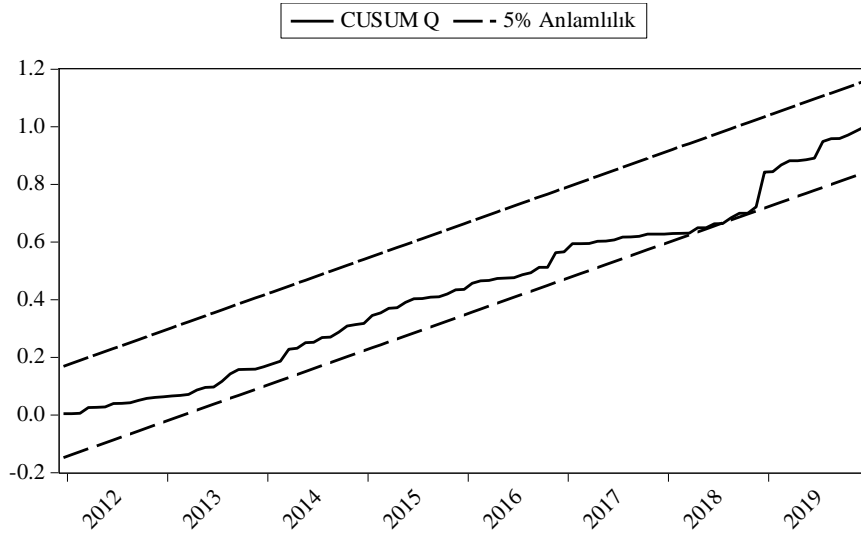
**Grafik 6.** LNUSD kümülatif etki grafiği

Grafik incelendiğinde kısa ve uzun dönem etkilerinin birlikte seyrettiği ve asimetrinin görülmediği söylenebilir. CUSUM ve CUSUMQ testi bulguları grafik 7 'de ve grafik 8'de gösterilmiştir.



**Grafik 7.** CUSUM testi bulguları

Grafik incelendiğinde tüm dönemler boyunca CUSUM test istatistiğinin %5 anlamlılık bandı içerisinde yer aldığı görülmektedir. Başka bir ifade ile model için CUSUM test istatistiğine göre %5 anlamlılık düzeyinde istikrarlı katsayıların hesaplandığı söylenebilir.



**Grafik 8.** CUSUMQ testi bulguları

Grafik incelendiğinde tüm dönemler boyunca CUSUMQ test istatistiğinin %5 anlamlılık bandı içerisinde yer aldığı görülmektedir. Başka bir ifade ile model için CUSUMQ test istatistiğine göre %5 anlamlılık düzeyinde istikrarlı katsayıların hesaplandığı söylenebilir.

#### 4. Sonuç, Tartışma ve Öneriler

Konut fiyatlarını etkileyen çok sayıda değişken vardır. Arzı sınırlı olan tüm mallar ile enflasyon arasında bağ olduğu gibi konut fiyatları ile enflasyon arasında da bir bağ vardır. Bir başka değişken ise faiz oranlarıdır. Faiz oranları konut fiyatlarındaki artışa katkıda bulunan bir diğer önemli unsurdur. Konut kredisi faiz oranları düşük olduğunda, ev satın almak daha kolay olabilir ve mülklere olan talep

hızla artabilir. Konut arzı değişmez ve talep artarsa, sonuç olarak konut fiyatları da yükselir. Döviz de yaşanacak değişimin iki yönlü olarak fiyatları artırıcı etkisinden söz etmek mümkündür. Ülke para biriminin devalüasyonunun enflasyonist etkileri emlak sektörüne etki ederek konut fiyatlarını artırabilir. Bir diğer etki ise yabancı ülke vatandaşlarının konut alarak, konut talebini artırmaları sonucunu konut fiyatlarının artışına neden olmalarıdır.

Çalışmada ABD doları, KKFO ve TÜFE değişkenlerinin KFE üzerindeki etkisini 2010:01-2019:12 aylık dönemde ARDL ve NARDL modelleri kullanılarak incelenmiştir. Bunun için öncelikle değişkenlere birim kök testi yapılmıştır. Farklı dereceden durağan değişkenler arasındaki ilişkileri incelemeye olanak sağlayan ARDL yöntemi kullanılarak eş bütünleşme ilişkileri incelenmiş fakat ARDL modeli prosedürü çerçevesinde istatistiksel olarak önemli bir eş bütünleşme ilişkisi görülememiştir. Değişkenler arasında anlamlı bir eş bütünleşme ilişkisinin saptanamaması akla simetrik olmayan ilişkilerin olabileceğini getirmektedir. Simetrik olmayan ARDL (NARDL) eş bütünleşme testi bulgularının eş bütünleşme hipotezini kabul ettiği görülmüş ve çalışmaya asimetric ilişkilerin incelenmesi ile devam edilmiştir.

LNKKFO değişkeni LNKFE değişkeni üzerinde asimetric bir etkiye sahiptir ve değişkenin pozitif değişimleri (LNKKFO<sup>+</sup>) ile negatif değişimlerinin (LNKKFO<sup>-</sup>) kısa ve uzun dönem etkileri farklılaşmaktadır. Uzun dönem katsayıları incelendiğinde; konut kredi faiz oranı pozitif şoklarının konut fiyat endeksi üzerinde pozitif yönde ve konut kredi faiz oranı negatif şoklarının ise konut fiyat endeksi üzerinde negatif yönde bir etkisi olduğu görülmektedir. Ayrıca LNKKFO pozitif değişimlerinin LNKFE üzerinde LNKKFO negatif değişimlerinden daha büyük bir etkiye sahip olduğu söylenebilir. Kısa dönem katsayıları incelendiğinde; LNKKFO<sup>+</sup> değişkeninin 1 ve 2 gecikmeli değerlerinin cari LNKFE değişkeni üzerinde %10 ve %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve negatif etkilerinin olduğu görülmektedir. LNKKFO<sup>-</sup> değişkeninin 1 ve 2 gecikmeli değerlerinin ise cari LNKFE değişkeni üzerinde %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı negatif ve pozitif etkilerinin olduğu görülmektedir.

LNTÜFE değişkeni LNKFE değişkeni üzerinde asimetric bir etkiye sahiptir ve değişkenin pozitif değişimleri ile negatif değişimlerinin kısa ve uzun dönem etkileri farklılaşmaktadır. Uzun dönem katsayıları incelendiğinde; tüketici fiyat endeksi pozitif şoklarının konut fiyat endeksi üzerinde negatif yönde ve tüketici fiyat endeksi negatif şoklarının ise konut fiyat endeksi üzerinde pozitif yönde bir etkisi olduğu saptanmıştır. Tüketici fiyat endeksi negatif şoklarının konut fiyat endeksi üzerinde pozitif yönde bir etkisi söz konusudur. LNTÜFE pozitif ve negatif şok etkileri birlikte incelendiğinde; LNTÜFE negatif şoklarının LNKFE üzerinde LNTÜFE pozitif şoklarından daha büyük bir etkiye sahip olduğu söylenebilir. Kısa dönem katsayıları incelendiğinde; LNTÜFE<sup>+</sup> değişkeninin 1 ve 2 gecikmeli değerlerinin cari LNKFE değişkeni üzerinde %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı negatif ve pozitif etkilerinin olduğu görülmektedir. LNTÜFE<sup>-</sup> değişkeninin 1 ve 2 gecikmeli değerlerinin ise cari LNKFE değişkeni üzerinde sırasıyla %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamsız ve %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı ve pozitif etkilerinin olduğu görülmektedir.

LNUSD için uzun dönemde asimetric görülmez iken, kısa dönemde %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir asimetric söz konusudur. Uzun dönem katsayıları incelendiğinde; LNUSD<sup>+</sup> ve LNUSD<sup>-</sup> değişkenlerinin LNKFE değişkeni üzerinde %10 anlamlılık düzeyinde dahi istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin olmadığı görülmektedir. Kısa dönem katsayıları incelendiğinde ise LNUSD<sup>+</sup> ve LNUSD<sup>-</sup> değişkenlerinin 1 gecikmeli değerlerinin cari LNKFE değişkeni üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkilerinin saptanamadığı görülmektedir.

TÜFE ve konut fiyat endeksi ilişkisine dair elde edilen analiz sonuçları konut fiyat endeksi üzerinde TÜFE'nin asimetric bir etkiye sahip olduğu yönündedir. Bu sonuç, Katrakilidis & Trachanas (2012) ve Tan vd., (2018) tarafından yapılan çalışmalarla benzerlik göstermektedir. Aynı şekilde, kredi

faiz oranı ile konut fiyat endeksi arasında bulunan asimetrik ilişki Karamelikli (2016)'nin çalışması ile benzerlik göstermektedir. ABD doları ile konut fiyat endeksi ilişkisine ait analiz sonuçları literatürdeki çalışmalardan farklı olarak uzun dönemde asimetrik bir ilişki olmadığını göstermektedir. Bu sonuçlar birlikte ele alındığında, konut fiyat endeksi ile TÜFE ve konut kredisi faiz oranı ilişkisine ait yapılan analizlerin daha önceki çalışmalarla benzer sonuçlara sahip olduğu ancak ABD doları ile ilgili analizlerin daha önceki çalışmalardan farklılık gösterdiği görülmüştür.

Çalışma sonucunda elde edilen bulgulara göre Türkiye'de konut yatırımı yapacak olan kişilerin TÜFE ve konut kredisi faiz oranlarındaki değişimleri izlemesi yatırım kararlarının doğruluğu açısından oldukça önemlidir. Politika yapıcılar açısından konut fiyatları üzerinde enflasyon ve kredi faiz oranlarının uzun dönem etkilerinin göz önünde bulundurularak kararlar alması, ayrıca gayrimenkul sektörü ve ülke ekonomisine etkilerin de dikkate alınması gerekmektedir. Gayrimenkul sektöründe faaliyet gösteren işletmelerin enflasyon ve konut kredi faiz oranlarındaki değişimi takip etmeleri işletmelerinin sürdürülebilirliğine ve kârlılığına olumlu katkıda bulunacaktır. Bundan sonra yapılacak çalışmalarda ABD-Türkiye kıyaslamasının ele alınması, özellikle 2008 öncesi dönemde konut fiyatlarında yaşanan yüksek fiyat hareketlerinin önce ABD ekonomisini sonra tüm Dünyayı krize sürüklemesi nedeniyle önemlidir. Türkiye'deki konut fiyat hareketlerinin ABD'de 2008 öncesi döneme benzer olup olmadığının incelenmesi önem arz etmektedir.

## 5. Kaynakça

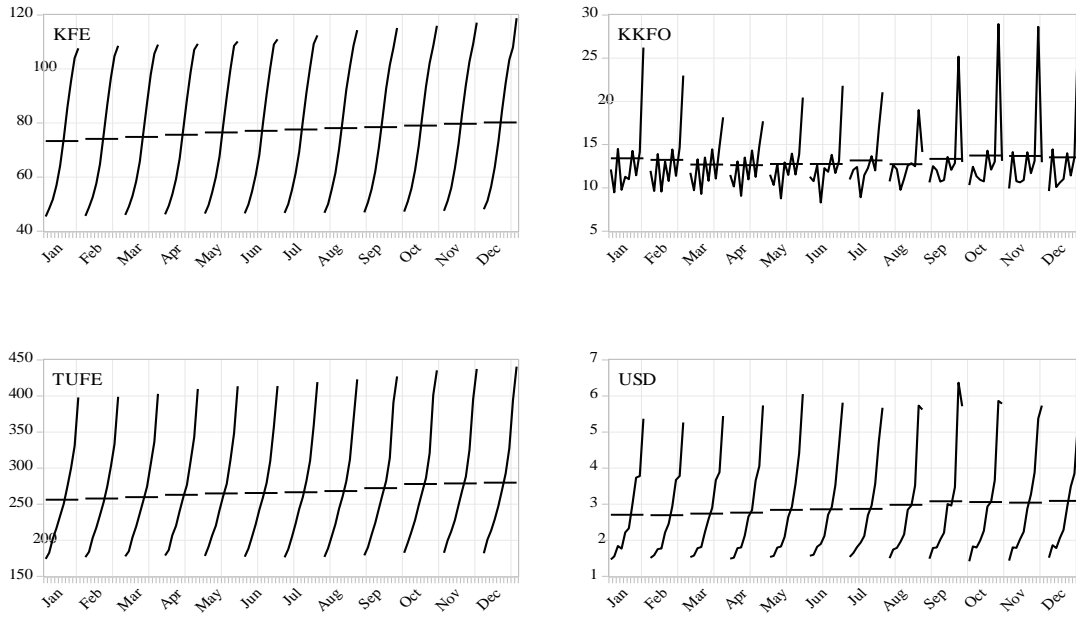
- Adams, Z., & Füß, R. (2010). Macroeconomic determinants of international housing markets. *Journal of Housing Economics*, 19 (1), 38-50. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2009.10.005>
- Akpolat, A. G. (2022). The asymmetric effects of real variables on real housing prices: a nonlinear ARDL analysis for Turkey. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, ahead-of-print (ahead-of-print). <https://doi.org/10.1108/IJHMA-09-2022-0143>
- Belke, A., & Keil, J., (2017). Fundamental determinants of real estate prices: A panel study of German regions, *Ruhr Economic Papers* 731.
- Canbay, Ş., & Mercan, D. (2020). Türkiye'de konut fiyatları, büyüme ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin ekonometrik analizi. *Journal of Management and Economics Research*, 18 (1), 176-200.
- Çetin, A. C. (2021). Türkiye'de konut fiyatlarına etki eden faktörlerin analizi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Uygulamalı Bilimler Dergisi*, 5 (1), 1-30.
- Dickey D., & W.A.Fuller. (1979). Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366) 427-431.
- Dilber, İ., & Sertkaya, Y. (2016). 2008 Finansal krizi sonrası Türkiye'de konut fiyatlarının belirleyicilerine yönelik analiz. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 4 (1), 11-29.
- Eryüzlü, H., & Ekici, S. (2020). Konut fiyat endeksi ve reel döviz kuru ilişkisi: Türkiye örneği. *İktisadi İdari ve Siyasal Araştırmalar Dergisi*, 5 (12), 97-105.
- GBT, G. B. T. (2003). *Housing, consumption and EMU*. Stationery Office.
- Gebeşoğlu, P. F. (2019). Housing price index dynamics in Turkey. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 14, 100-107.
- Goodhart, C., & Hofmann, B. (2006). House prices and the macroeconomy: implications for banking and price stability. *Oxford Review of Economic Policy*, 24 (1), 180-205

- Granger, C., & P.Newbold. (1977). *Forecasting economic time series*. Academic Press.
- Gujarati, D., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (5th ed.). McGraw-Hill Education.
- Harris, R., & Sollis, R. (2003). *Applied time series*. John Wiley & Sons.
- Iacoviello, M. (2000). House prices and the macroeconomy in Europe: Results from a structural var analysis: European Central Bank. <http://hdl.handle.net/10419/152452>
- İslamoğlu, B., & Nazlıoğlu, Ş. (2019). Enflasyon ve konut fiyatları: İstanbul, Ankara ve İzmir için panel veri analizi. *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 7 (1), 93-99.
- Kangallı Uyar, S.G. & Kılıç, E. (2017), Yabancıların konut talebinin Türkiye’deki bölgesel konut talebi üzerine etkisi: mekânsal ekonometrik analiz. *Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 4(4), 292-306.
- Karadaş, H. A., & Salihoğlu, E. (2020). Seçili makroekonomik değişkenlerin konut fiyatlarına etkisi: Türkiye örneği. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 16 (1), 63-80.
- Karamelikli, H. (2016). Linear and nonlinear dynamics of housing price in Turkey. *Ekonomia. Rynek, gospodarka, społeczeństwo*, (46), 81-98.
- Katrakilidis, C., & Trachanas, E. (2012). What drives housing price dynamics in Greece: new evidence from asymmetric ARDL cointegration. *Economic Modelling*, 29 (4), 1064-1069. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.03.029>
- Korkmaz, O. (2020), The relationship between housing prices and inflation rate in Turkey: evidence from panel konya causality test. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 13(3), 427-452.
- Leung, C. (2004). Macroeconomics and housing: a review of the literature. *Journal of Housing Economics*, 13 (4), 249-267. <https://doi.org/10.1016/j.jhe.2004.09.002>
- Loayza, N., & Ranciere, R. (2006). Financial development, financial fragility, and growth. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38 (4), 1051-1076.
- Mert, M., & Çağlar, A. E. (2019). *Eviews ve Gaus uygulamalı zaman serileri analizi*. Detay Yayıncılık.
- Öztürk, N. & Fitöz, E. (2009), Türkiye’de Konut piyasasının belirleyicileri: Ampirik bir Uygulama. *ZKU Sosyal Bilimler Dergisi*, 5(10), 21-46.
- Patterson, K. (2000). *An introduction to applied econometrics: a time series approach*. Palgrave.
- Pesaran, M., & Y.Shin. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Econometrica*, 16 (3), 289-326.
- Phillips, K. R., & Wang, J. (2016). Seasonal Adjustment of hybrid time series: an application to US regional jobs data. *Journal of Economic and Social Measurement*, (2), 191-202.
- Phillips, P. B., & P.Perron. (1988). Testing for unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- Sağlam, C., & Abdioğlu, Z. (2020). Türkiye’de tüketici fiyatları ile hedonik konut fiyatları arasındaki ilişki: panel veri analizi. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 15 (57), 117-128.
- Sevütekin, M., & Çınar, M. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*. Dora.

- Shin, Y., Yu, B., & Greenwood Nimmo, M. (2014, 1 23). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. Festschrift in Honor of Peter Schmidt, W.C. Horrace and R.C. Sickles, eds., Forthcoming, ss. 281-314.
- Smith, S. J. (2011). Home price dynamics: a behavioural economy?. *Housing, Theory and Society*, 28 (3), 236-261.
- Sümer, L., & Özorhon, B. (2020). The exchange rate effect on housing price index and REIT index return rates. *Finansal Arařtırmalar ve alıřmalar Dergisi*, 12 (22), 249-266.
- Tan, C.-T., Lee, C.-Y., Tan, Y.-T., & Keh, C.-G. (2018). A nonlinear ARDL analysis on the relation between housing price and interest rate: the case of Malaysia. *Journal of Islamic, Social, Economics and Development*, 3 (14), 109-121.
- Uzuner, G., & Adewale, A. A. (2019). Does asymmetric nexus exist between agricultural land and the housing market? Evidence from non-linear ARDL approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 26 (8), 7677-7687.
- Yamak, R., & Erdem, H. F. (2017). *Uygulamalı Zaman Serisi Analizi*. Celepler.
- Yii, K.-J., Tan, C.-T., Ho, W.-K., Kwan, X.-H., Nerissa, F.-T. S., Tan, Y.-Y., & Wong, K.-H. (2022). Land availability and housing price in China: Empirical evidence from nonlinear autoregressive distributed lag (NARDL). *Land Use Policy*, 113, 105888. <https://doi.org/10.1016/j.landusepol.2021.105888>
- Yılmazel, Ö., Afřar, A., & Yılmazel, S. (2018). Konut fiyat tahmininde yapay sinir ađları yönteminin kullanılması. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, (20), 285-300.

## 6. Ekler

**Ek 1. Değişken mevsimsellik grafikleri**



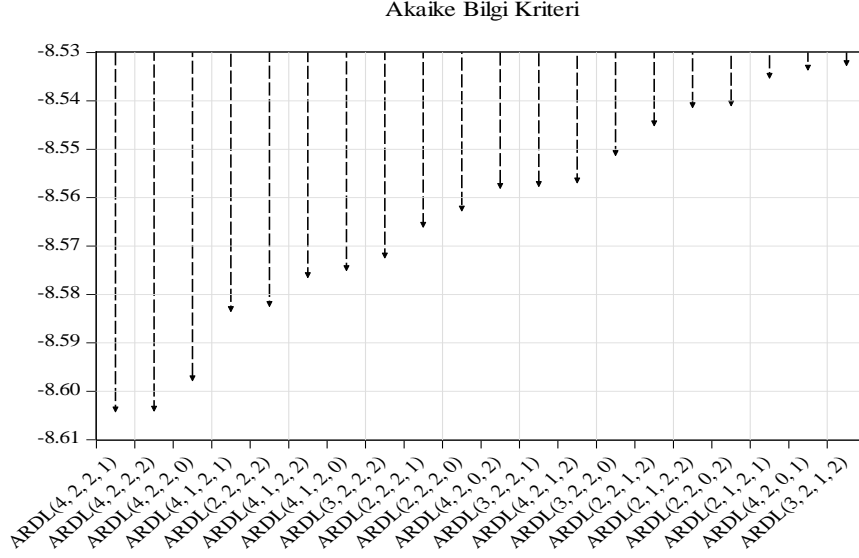
**Ek 2. Yapısal kırılmalı Zivot-Andrews birim kök testi bulguları**

Değişken	Zivot-Andrew Birim Kök Testi			Sonuç
	Sabit	Trend	Sabit Ve Trend	
LNKFE	-3.717 <sup>[4]</sup> *** (0.001)	-2.996 <sup>[4]</sup> *** (0.003)	-3.151 <sup>[4]</sup> * (0.056)	I(0)
LNKKFO	-3.883 <sup>[1]</sup> * (0.078)	-3.425 <sup>[1]</sup> (0.214)	-4.641 <sup>[1]</sup> *** (0.000)	I(1)
Δ LNKKFO	-6.850 <sup>[1]</sup> * (0.089)	-7.129 <sup>[1]</sup> ** (0.021)	-7.467 <sup>[1]</sup> * (0.071)	I(1)
LNTUFE	-4.291 <sup>[4]</sup> *** (0.000)	-4.138 <sup>[4]</sup> *** (0.000)	-4.169 <sup>[4]</sup> * (0.078)	I(0)
LNUSD	-4.217 <sup>[2]</sup> *** (0.001)	-3.647 <sup>[2]</sup> * (0.057)	-3.868 <sup>[2]</sup> *** (0.000)	I(0)
LNKKFO <sup>+</sup>	-4.621 <sup>[1]</sup> *** (0.000)	-3.799 <sup>[1]</sup> *** (0.000)	-3.882 <sup>[1]</sup> ** (0.047)	I(0)
LNKKFO <sup>-</sup>	-0.442 <sup>[2]</sup> * (0.089)	-2.008 <sup>[2]</sup> *** (0.000)	-2.525 <sup>[2]</sup> * (0.075)	I(0)
LNTUFE <sup>+</sup>	-4.611 <sup>[3]</sup> *** (0.000)	-4.582 <sup>[3]</sup> *** (0.000)	-4.479 <sup>[3]</sup> *** (0.000)	I(0)
LNTUFE <sup>-</sup>	-2.919 <sup>[0]</sup> *** (0.001)	-3.198 <sup>[0]</sup> *** (0.000)	-3.129 <sup>[0]</sup> *** (0.001)	I(0)
LNUSD <sup>+</sup>	-4.397 <sup>[2]</sup> *** (0.000)	-3.146 <sup>[2]</sup> ** (0.025)	-4.146 <sup>[2]</sup> *** (0.003)	I(0)
LNUSD <sup>-</sup>	-2.787 <sup>[2]</sup> *** (0.007)	-4.043 <sup>[2]</sup> *** (0.000)	-3.945 <sup>[2]</sup> *** (0.005)	I(0)

\*\*\* (%1), \*\* (%5), \* (%10) Anlamlılık Düzeyinde  $H_0$  Hipotezlerinin Reddedildiğini İfade Etmektedir. Birim Kök Testleri İçin  $H_0$  : Seri Birim Kök İçermektedir. (Seri durağan değildir.) Δ : Değişkenin Birinci Devresel Farkını İfade Eder, (Parantez İçi Test Anlamlılık Değerini (p) İçerir), [Köşeli Parantez İçindeki Değerler Birim Kök Regresyonu İçin Optimal Gecikme (Lag)]

Değerlerini İçermekte Olup Maksimum 4 Gecikmeye Kadar Olan Gecikmeler Arasından Schwarz Bilgi Kriteri Doğrultusunda Belirlenmiştir. Ayrıştırılmış değişkenlerin üzerindeki (+) pozitif şok değişkenini, (-) ise negatif şok değişkenini ifade etmektedir.

### Ek 3. ARDL model optimal gecikme seçimi için Akaike bilgi kriteri karşılaştırmaları



### Ek 4. ARDL modeli tahmin bulguları

Otoregresif Model				
Değişken	Katsayı	S.H <sup>Robust</sup>	t	p
LNKFE <sub>t-1</sub>	1.286026	0.082455	15.59680***	0.0000
LNKFE <sub>t-2</sub>	-0.320954	0.153464	-2.091399**	0.0390
LNKFE <sub>t-3</sub>	0.225134	0.229028	0.983001	0.3279
LNKFE <sub>t-4</sub>	-0.225445	0.123464	-1.826000*	0.0708
LNKKFO <sub>t</sub>	-0.024192	0.004803	-5.036495***	0.0000
LNKKFO <sub>t-1</sub>	0.031499	0.007756	4.061052***	0.0001
LNKKFO <sub>t-2</sub>	-0.010882	0.006068	-1.793343*	0.0759
LNTÜFE <sub>t</sub>	-0.082228	0.035669	-2.305334**	0.0232
LNTÜFE <sub>t-1</sub>	0.198058	0.067210	2.946854***	0.0040
LNTÜFE <sub>t-2</sub>	-0.147392	0.060470	-2.437437**	0.0165
LNUSD <sub>t</sub>	-0.017031	0.008958	-1.901118*	0.0601
LNUSD <sub>t-1</sub>	0.017906	0.013070	1.370063	0.1737
Sabit Terim	0.304535	0.229090	1.329326	0.1867
TREND	0.000559	0.000302	1.847018*	0.0676
Hata Düzeltme Modeli				
Değişken	Katsayı	S.H <sup>Robust</sup>	t	p
Sabit Terim	0.304535	0.085206	3.574111***	0.0005
TREND	0.000559	0.000159	3.512607***	0.0007
ΔLNKFE <sub>t-1</sub>	0.321265	0.088903	3.613672***	0.0005
ΔLNKFE <sub>t-2</sub>	0.000310	0.095778	0.003241	0.9974
ΔLNKFE <sub>t-3</sub>	0.225445	0.083854	2.688541***	0.0084
ΔLNKKFO <sub>t</sub>	-0.024192	0.005230	-4.625703***	0.0000
ΔLNKKFO <sub>t-1</sub>	0.010882	0.004948	2.199137**	0.0301
ΔLNTÜFE <sub>t</sub>	-0.082228	0.045743	-1.797598*	0.0752
ΔLNTÜFE <sub>t-1</sub>	0.147392	0.042451	3.472044***	0.0008



$\Delta \text{LNUSD}_t$	-0.017031	0.009719	-1.752257*	0.0827
$\text{ECM}_{t-1}$	-0.035238	0.009922	-3.551610***	0.0006
<b>Tamsal İstatistikler</b>				
<b>White Heteroskedastisite Testi</b>	F(66, 49)=1.956***			p=0.000
<b>Breusch-Godfrey Otokorelasyon Testi</b>	F(2, 100)=5.789***			p=0.004
<b>Ramsey Reset Fonksiyonel Form Testi</b>	F(1, 97)=0.282			p=0.596
<b>Jarque-Bera Normal Dağılım Testi</b>	$\chi^2(02)=3.800$			p=0.149

**Ek 5. ARDL modeli istikrar testleri**

