

KONUT FİYATLARI İLE MAKROEKONOMİK VE FİNANSAL GÖSTERGELER ARASINDAKİ İLİŞKİ: BOOTSTRAP NEDENSELLİK TESTİ

THE RELATIONSHIP BETWEEN HOUSING PRICES AND MACROECONOMIC AND FINANCIAL INDICATORS: BOOTSTRAP CAUSALITY TEST

Onur ŞEYRANLIOĞLU

Giresun Üniversitesi

İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi

İşletme Bölümü

onurseyanlioglu@gmail.com

ORCID: 0000-0002-1105-4034

ÖZ

Geliş Tarihi:

07.05.2023

Kabul Tarihi:

21.07.2023

Yayın Tarihi:

25.09.2023

Anahtar Kelimeler

Konut Fiyat Endeksi,
Makroekonomik Göstergeler,
Finansal Göstergeler
Bootstrap Nedensellik Testi.

Keywords

House Price Index,
Macroeconomics Indicators,
Financial Indicators,
Bootstrap Causality Test.

Türkiye’de konut yatırımlarının, hanehalkının varlıkları içerisindeki ağırlığı dikkate alındığında konut fiyatlarının belirleyicilerinin tespiti önem arz etmektedir. Bu amaca yönelik araştırmada, konut fiyatları ile makroekonomik ve finansal göstergeler arasındaki ilişkiler incelenmiştir. Konut fiyat endeksi ile BİST-100 ve BİST-GYO pay endeksi, reel efektif döviz kuru, tüketici fiyat endeksi, konut kredi faiz oranı, sanayi üretim endeksi, M2 para arzı, tüketici güven endeksi, ekonomik güven endeksi ve altın fiyatları arasındaki nedensellik ilişkileri Granger temelli Hacker ve Hatemi J (2012) bootstrap nedensellik testi ile ortaya konulmuştur. Nedensellik sınaması öncesi serilerin durağanlık özellikleri Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Christopoulos ve León-Ledesma (2010) Fourier ADF birim kök testleri ile belirlenmiştir. Aylık frekanslı serilerin kullanıldığı araştırma 2010/01-2022/12 dönemini kapsamaktadır. Bulgularda, konut fiyatları ile tüketici fiyat endeksi, M2 para arzı, sanayi üretim endeksi ve altın fiyatları arasında çift yönlü Granger nedensellik söz konusudur. Reel efektif döviz kuru, tüketici güven endeksi ve ekonomik güven endeksinden konut fiyatlarına doğru; konut fiyatlarından konut kredi faiz oranlarına doğru tek yönlü Granger nedensellik tespit edilmiştir. Geniş bir gösterge seti kullanılarak konut fiyatlarının bazı makroekonomik göstergeleri etkilediği ve etkilendiği görülmüştür.

ABSTRACT

Considering the weight of housing investments in household assets in Turkey, it is important to identify the determinants of house prices. To this end, this study analyses the relationship between house prices and macroeconomic and financial indicators. The Granger-based Hacker and Hatemi J (2012) bootstrap causality test is used to investigate the causality between the house price index and BIST-100 and BIST-REIT equity index, real effective exchange rate, consumer price index, mortgage interest rate, industrial production index, M2 money supply, consumer confidence index, economic confidence index and gold prices. Before the causality test, the stationarity properties of the series are determined by Augmented Dickey-Fuller (ADF) and Christopoulos and León-Ledesma (2010) Fourier ADF unit root tests. The study, which uses monthly frequency series, covers the period 2010/01-2022/12. The findings indicate that there is bidirectional Granger causality between house prices and consumer price index, M2 money supply, industrial production index and gold prices. There is unidirectional Granger causality from real effective exchange rate, consumer confidence index and economic confidence index to house prices and from house prices to mortgage interest rates. Using a large set of indicators, it is observed that house prices affect and are affected by some macroeconomic indicators.

DOI: <https://doi.org/10.30783/nevsosbilen.1293731>

Atıf/Cite as: Şeyranlıoğlu, O. (2023). Konut fiyatları ile makroekonomik ve finansal göstergeler arasındaki ilişki: Bootstrap nedensellik testi. *Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi SBE Dergisi*, 13(3), 1713-1732.

Giriş

Konut, insanların ve kentlerin yaşam kalitesini ve refahını belirleyen temel sosyal koşullardandır. Konutların nerede bulunduğu, ne kadar iyi tasarlanıp inşa edildiği, toplumların çevresel, sosyal, kültürel ve ekonomik dokusuyla ne kadar iyi örüldüğü, insanların günlük yaşamlarını, sağlıklarını, güvenliklerini ve refahlarını gerçekçi boyutları ile nasıl etkilediği, fiziksel yapılar olarak uzun ömürlü olduğu göz önüne alındığında hem şimdiki hem de gelecek nesilleri etkileyen bir varlık olduğu önemli bir gerçekliktir (Golubchikov ve Badyina, 2012: 3). Konut edinilmesi yolu ile barınma gibi temel sosyal bir gereksinim karşılanırken, alternatif bir servet biriktirme aracı olarak da görülmesi ile ekonomik açıdan konutun uzun dönem net değeri ve nakit getirisi yatırımcılar için önem arz etmektedir (Dilber ve Sertkaya, 2016: 11). Özellikle konut fiyatları, konut ekonomisinin kalbi konumundadır (Smith, 2011: 236). Konut yatırımının niteliğinin ve getirisinin, temelde konut fiyatlarında yaşanan değişimler çerçevesinde açıklanması konut fiyatlarının belirleyicilerinin analizini gerektirmektedir. Konut fiyatları, reel değişkenlerin yanı sıra, beklentilere dayalı ve psikolojik unsurlara bağlı değişkenlerden de etkilenebilmektedir. Bu açıdan, bir ekonomideki iyimser ya da kötümser beklentilere göre konut değerlerinde değişimler meydana gelmesi olağandır. Nitekim, 2008 yılında ABD’de ortaya çıkarak dünyaya yayılan küresel finans krizinde, faiz politikalarının yanı sıra konut fiyatlarına ilişkin iyimser (kötümser) beklentilerde ABD’de konut fiyatlarının hızla artmasında (çökmesine) etkisi olan faktörlerdendir (Çoşkun, 2016: 207). Konut fiyatlarının seyri ve gerçekçiliği yalnız konut piyasası açısından değil, makroekonomi açısından da değerlendirilmesi elzemdir (Bin, 2004: 70). İnşaat sektörünün nihai çıktısı olarak değerlendirilen konut piyasasının, konutun inşası ile ilgili yaklaşık 200 alt sektörü ilgilendiren bir faaliyet alanı olması, sektör açısından barınma ve konut yatırımı için yapılan harcamaların tüm dünyada önemli bir yer teşkil etmesine neden olmaktadır. Dolayısıyla makroekonomik dengeler açısından sektörün ekonomik büyümeye, istihdama ve kalkınmaya yadsınamaz etkileri söz konusudur (Szeidl ve Chetty, 2004: 105; Çetin ve Doğaner, 2017: 156).

Teorik açıdan parasal değişkenler, konut fiyatları ve makroekonomi arasındaki bağlantılar çok yönlü olduğu ileri sürülmektedir (Goodhart ve Hofmann, 2008: 181). Gayri safi yurt içi hasıla, para arzı, faiz oranları, istihdam, enflasyon oranı, döviz kuru vb. makroekonomik göstergelerde meydana gelen değişimler konut fiyatlarını ve yeni konut yapımlarını etkileyebilmektedir. Ampirik araştırmalar, konut fiyatlarındaki dalgalanmaların makroekonomik değişkenlerde, özellikle hanehalkının harcanabilir gelirini ve gelir beklentileri ile nominal ve reel faiz oranlarında yaşanan değişimlerden belirgin şekilde etkilendiğini savunmaktadır (Leung, 2004: 3-4). Makroekonomik değişkenlerde yaşanan değişimler, yayılma hızına göre belirli bir gecikme ile konut fiyatlarına yansımaktadır. İmar düzenlemeleri, kredi arzı, ipotekli finansman koşullarındaki değişimler, işlem maliyetleri, idari süreçler vb. durumlar bu yayılımın hızını belirlemektedir (Adams ve Füss, 2010: 39).

Türkiye’de ise konut sektörü ile genel ekonomi ve finansal piyasalar kapsamlı etkileşim halindedir. Ekonomide ileri-geri bağlantıları güçlü bir sektör konumunda olması, büyüme/istihdam/gelir bölüşümüne yönelik piyasa dinamiklerinin ve kamusal politikaların yönlendirilmesi açısından önemlidir. Finans sektörü ile etkin bağlı bulunan sektörün özellikle bankacılık, sigortacılık ve sermaye piyasası değişkenleri üzerindeki etkisi söz konusudur. Kentleşme, nüfus artışları, iç göç, imar planı değişiklikleri, kentsel dönüşüm, doğal afet riskleri, kentsel rant, konut sahipliğine/kiracılığın yönelik harcamalar ve konut/konut finansmanı sorununun yapısallığı gibi nedenler konut sektörünün sürekli Türkiye’nin gündeminde kalmasına neden olmaktadır (Çoşkun, 2015: 7).

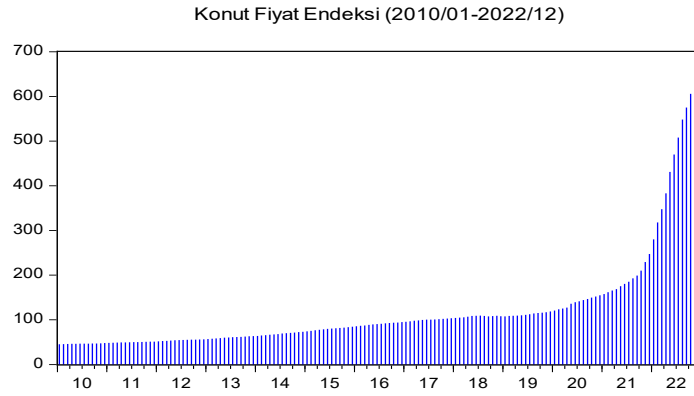
Bu bilgilerden hareketle bu araştırmada, Türkiye’deki konut fiyatları ile makroekonomik ve finansal göstergeler arasındaki ilişkilerin incelenmesi amaçlanmıştır. Konut fiyatlarını temsilen Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) tarafından 2010 yılında yayınlanmaya başlanan konut fiyat endeksi kullanılmıştır. Makroekonomik ve finansal göstergeler olarak ise, konut yatırımına alternatif bir yatırım aracı olarak Borsa İstanbul (BİST) 100 pay endeksi ve BİST Gayrimenkul Yatırım Ortaklığı (GYO) pay endeksi, döviz kurunu temsilen reel efektif döviz kuru, enflasyonu temsilen tüketici fiyat endeksi, faiz oranını temsilen konut kredisi faiz oranı, ekonomik büyümeyi temsilen sanayi üretim endeksi, para arzını temsilen M2 para arzı, ekonomideki mevcut durumu ve gelecek beklentileri yansıtan tüketici güven endeksi ve ekonomik güven endeksi, son olarak ise Türk halkının yatırım davranışında önemli bir yer tutan altın fiyatlarını temsilen külçe altın gr/TL fiyatları araştırma sürecine dahil edilmiştir.

Hanehalkının toplam serveti içerisinde önemli bir yer tutan konut yatırımında fiyatlar, ekonomik dinamikleri ciddi şekilde etkileyebilmektedir. Özellikle ülkelerin kredi stokunun önemli bir kısmının konut kredilerinden oluşması bu durumu daha belirgin hale getirmektedir. 2008 küresel finans krizi Türkiye’nin de aralarında olduğu ülke ekonomilerini farklı seviyelerde etkilemiştir. Doğal bir sonuç olarak kriz sonrası konut piyasasına ilişkin

akademik arařtırmalar yoğunlařmıřtır. Konut piyasasındaki fiyatların takip edilmesi amacı ile TCMB tarafından tabakalanmıř ortanca fiyat yönteminin kullanıldıđı 2010 yılından itibaren konut fiyat endeksi yayınlanmaya bařlanmıřtır (Kayral, 2017: 66; Hülügü vd., 2016: 2). Endeks, Türkiye’de konut piyasasındaki fiyat deđiřimlerini takip edilmesini sađlamaktadır. Bireysel konut kredisi veren ticari bankalara gelen bařvurular için düzenlenen deđerleme raporlarındaki konut deđerleri kullanılmaktadır. Konut satıřının gerekleřmesi řartı aranmamakta olup, deđerlemesi yapılan tüm konutlar endekse konu olmaktadır (TCMB, 2023: 1).

2008 küresel finans krizi sonrası geliřmiř lke faiz oranlarının düřmesi ile Türkiye ve benzeri geliřmekte olan lkelere yabancı sermaye hareketleri yoğunlařmıř ve bu durum likidite bolluđuna neden olmuřtur. Faiz oranlarındaki bu düřüř, i talebi körüklemiř ve geliřmekte olan lkelerde konut talebi geniřlemiřtir. Türkiye’de konut arzının önemli bileřenlerinden olan inřaat maliyetleri de faizlerde meydana gelen düřüřten olumlu etkilenmiř ve yeni konutların inřası hızlanmıřtır. Bu süreçte, Türkiye’de konut inřası için gerekli olan yapı malzemeleri ve emek maliyetlerinde artıřlar söz konusu olsa da konut fiyatlarının bu duruma tepkisi artıř yönünde olmuřtur (Uysal ve Yiđit, 2016: 187-190; İslamođlu ve Buluř, 2018: 456).

Türkiye’de yatırım perspektifi aısından bir deđerlendirme yapıldıđında, sermaye piyasasının karmařıklıđı, risklere duyarlılık, finansal aracılıkta yařanan sorunlar, konut yatırımının güvenli kabul edilmesi, geleneksel konut talebinin mevcudiyeti, konut yatırımının hanehalkı servetindeki payı ve fon akımlarındaki yeri, enflasyona karřı koruma görevi konusundaki algı ve reel bir getiri sađladıđına yönelik görüř (ořkun, 2016: 207-2014), Türk halkını konut yatırımı yapma konusunda özendirilmektedir. řekil 1’de 2010/01-2022/12 döneminde ve bu arařtırmanın dönemini de kapsayan 156 ayda konut fiyat endeksinin düzey deđerlerini kapsayan grafiđi görülmektedir. 2010-2020 yılları arasında ufak ritimlerle yükseliř kaydeden endeksin, 2020 yılı sonrası yükseliř trendini balon oluřumu olarak da tabir edilebilecek boyutlara yükseldiđi görülmektedir. 2010/01-2019/12 döneminde on yıllık süreçte konut fiyatlarındaki artıř %161,67 iken, 2020/01 ile 2022/12 yılları arasındaki üç yıllık süreçte yükseliř %448,13 olarak kaydedilmiřtir.



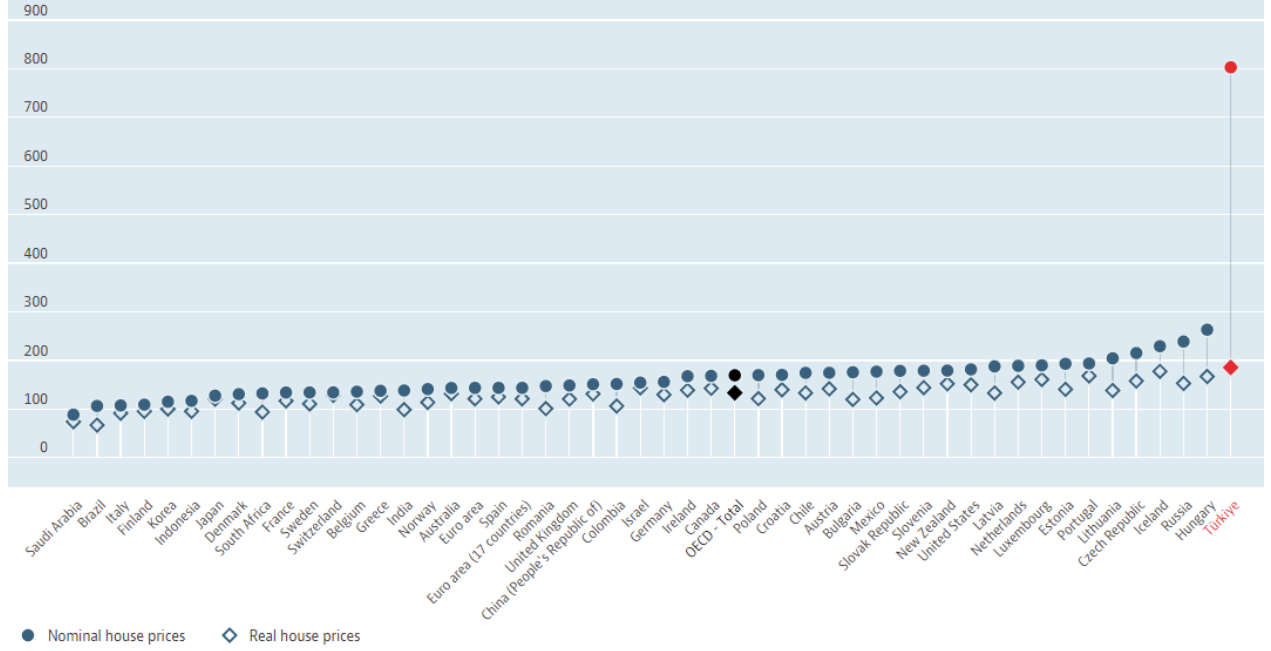
řekil 1. Türkiye Konut Fiyat Endeksi

Not: řekil 1’de dikey eksen TCMB Türkiye Konut Fiyat Endeksi deđerini, yatay eksen yılları göstermektedir.

Kaynak: (TCMB EVDS, 2023)

2020 yılı itibari ile tüm dünyayı saran COVID-19 pandemisi, tüm endüstrileri etkilediđi gibi konut piyasasını da etkilemiřtir. İnsanların eve kapanması ve evden alıřma alışkanlıđının edinilmesi daha büyük konutlara talebi arttırmıřtır. Pandemi etkisiyle tedarik zincirlerinde yařanan zorluklar, enerji maliyetlerindeki yükseliřler, iř ve üretim kayıplarının yarattıđı durgunluklar maliyet ve enflasyon artıřlarına sebebiyet vermiřtir. 2022 yılının bařında Rusya-Ukrayna savařının patlak vermesi, tedarik zinciri ve enerji maliyetleri üzerindeki enflasyonist etkiyi katlamıřtır. Tüm bu faktörlerin katkısı ile 2020 yılı sonrası inřaat maliyetlerindeki yükseliřler konut arzını daraltmıř ve konut talebi ile fiyatlar yükseliře gemiřtir. Belirtilen bu küresel etkiler yanında, Türkiye’ye özgü faktörler dikkate alındıđında, yükselen döviz kurları, yüksek enflasyon, yabancılara konut satıřının yaygınlařması ve faiz oranları üzerindeki baskının artması konut fiyatlarının yükseliřinde rol oynamıřtır (etin, 2022: 1365). Türkiye’nin konut fiyat endeksindeki 2020 yılı sonrası yükseliřte küresel etkilerin yanı sıra, yerel etkilerin payı da sorgulanabilir. řekil 2’de bazı lkelerin nominal ve reel konut fiyat endeksi deđerleri gösterilmektedir. Belirtilen

ülkeler arasında nominal konut fiyatları en yüksek ülkenin Türkiye olduğu görülmektedir. Türkiye, reel konut fiyatları sıralamasında ise yedinci sıradadır. Nominal konut fiyatları ile reel konut fiyatları arasındaki fark ise ülkedeki enflasyonist etkinin gücünü yansıtmaktadır.



Şekil 2. Ülkelerin Konut Fiyat Endeksleri, 2023 İlk Çeyrek

Not: Şekil 2'de dikey eksen ülkelerin konut fiyat endeksi değerini, yatay eksen ülkeleri göstermektedir.

Kaynak: (OECD, 2023)

Türkiye'de konut fiyatlarının 2020 yılı sonrası anormal boyutlarda yükselişi, fiyatların hangi makroekonomik ve finansal faktörlerden etkilendiğinin incelenmesini gerekli kılmaktadır. Bu bağlamda, araştırmada Türkiye'nin konut fiyat endeksinin makroekonomik ve finansal faktörler ile olan nedensellik ilişkileri araştırılmıştır. Nedenselliklerin tespit edilebilmesi amacıyla Granger nedensellik analizi temelli Hacker ve Hatemi J (2012) bootstrap nedensellik testi kullanılmıştır. Araştırma, serilerin değişim oranları üzerinden kurgulanmış, nedensellik sınaması öncesi durağanlık özellikleri geleneksel ve fourier yaklaşımlı birim kök testleri ile sınanmıştır. Araştırma dönemi olarak Türkiye'nin konut fiyat endeksinin yayınlanmaya başladığı 2010 ile 2022 yılları arasındaki aylık frekanslı veri seti tercih edilmiştir. Araştırma giriş ve sonuç bölümleri dahil beş bölüm olarak kurgulanmıştır. İkinci aşamada konut fiyatlarının makroekonomik ve finansal faktörler ile ilişkisini konu edinen ulusal ve uluslararası araştırmalar özetlenmiştir. Üçüncü bölümde, veri setine ilişkin bilgiler verilmiş, araştırmada kullanılan yöntemler detaylandırılmıştır. Dördüncü bölümde ise araştırmanın ampirik bulguları ortaya konulmuştur. Son bölümde, sonuçlar özetlenmiş ve genel bir değerlendirme yapılarak araştırma tamamlanmıştır.

Literatür İncelemesi

Bu kısımda konut fiyatlarının makroekonomik ve finansal faktörler ile ilişkisini inceleyen ulusal ve uluslararası araştırmalar özetlenmiştir.

Sutton (2002), konut fiyatları ile ekonomik büyüme ilişkisini İrlanda örnekleme ile ele almıştır. Bulgular, ekonomik büyümedeki %1'lik artışın konut fiyatlarında üç yıl sonra %1-4 aralığında pozitif bir etki yarattığı yönündedir. Jud ve Winkler (2002), konut fiyatlarının artışında nüfusun artışı, hane halkı gelirinde yaşanan değişimler, faiz oranları ve yapılaşma maliyetlerinin etkisinin olduğunu ortaya koymuşlardır. Zhu (2006), Güneydoğu Asya ülkelerinde yapmış olduğu araştırmada ekonomik büyüme ile konut fiyatları arasında güçlü ilişkileri tespit etmiştir. Case ve Quigley (2008), ABD konut piyasasını inceledikleri araştırmalarında büyüme

hızının yavaşlaması konut piyasasında durgunluğa neden olduğunu tespit etmişlerdir. McQuinn ve O'Reilly (2008), İrlanda konut piyasasını inceledikleri araştırmalarında konut fiyatları ile borçlanma miktarının uzun dönem ilişkili olduklarını tespit etmişlerdir. Goodhart ve Hofmann (2008), 1970-2006 yılları arasında 17 ülkede yapılan araştırmada konut fiyatları ile ekonomik büyüme, kredi hacmi, enflasyon oranı ve faiz oranları arasında çift yönlü nedenselliği tespit etmişlerdir. Huang ve Ge (2009), Çin pay senedi piyasası ile konut piyasası arasında güçlü korelasyonların olduğunu, konut piyasasının pay piyasasından daha az dalgalandığı tespit edilmiştir. Son olarak, pay senedi piyasası konut piyasasına yaklaşık üç ay kadar öncülük ettiği görülmüştür. Valadez (2010), ABD'de 2005-2009 yılları arasında konut fiyatları ve ekonomik büyüme arasında pozitif ilişki tespit edilmiştir. Adams ve Füss (2010), 1975-2007 yılları çeyrek dönemlik veriler ile 15 ülkenin Uluslararası Ödemeler Bankası konut fiyatları ile makroekonomik göstergeler ilişkisini panel eşbütünleşme testi ile incelemişlerdir. Bulgulara, ekonomik aktivitedeki artışların konut fiyatlarını uzun vadede arttırdığı görülmüştür. Gimeno ve Martinez-Carrascal (2010) araştırmalarında İspanya'da uzun dönemde konut fiyatları ile konut kredileri arasında çift yönlü nedenselliği ortaya koymuşlardır. Meidani vd. (2011), İran'da 1990-2008 döneminde konut fiyatları, enflasyon ve ekonomik büyüme ilişkisini incelemişlerdir. Ekonomi büyüme ve enflasyon oranından konut fiyatlarına doğru tek yönlü Granger nedensellik tespit edilmiştir. Katrakilidis ve Trachanas (2012), Yunanistan'da 1999-2011 yılları arasında aylık verilerle konut fiyat endeksi, enflasyon oranı, sanayi üreyim endeksi ilişkisi doğrusal olmayan ARDL (NARDL) testi ile incelenmiştir. Enflasyon ve sanayi üretiminden konut fiyatlarına uzun dönemde asimetric etki tespit edilmiştir. Bjornland ve Jacobsen (2010), İngiltere, İsviçre ve Norveç'te reel konut fiyatları, enflasyon, ekonomik büyüme, faiz oranları, reel döviz kuru ilişkilerini Vektör Otoregresif Model (VAR) yardımı ile incelemişlerdir. Belirgin bulgular, para politikasındaki değişiklikler karşısında konut fiyatlarının ani tepkiler yarattığı yönündedir. Beltratti ve Morana (2010), 1980-2007 döneminde G7 ülkeleri baz alınarak genel makroekonomik koşullar ile konut piyasası arasındaki bağlantılar incelenmiştir. Reel konut fiyatları ile makroekonomik gelişmeler arasındaki bağlantının çift yönlü olduğu şeklindedir. Ibrahim (2010), Tayland'daki konut fiyatları ile pay senedi fiyatları arasındaki ilişkinin incelendiği araştırma bulgularında, pay senedi fiyatlarından konut fiyatlarında tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Agnello ve Schuknecht (2011), 18 gelişmiş ülkede 1980-2007 dönemini baz alarak konut piyasalarında balon oluşumlarının nedeninin kredi miktarı ve faiz oranları kaynaklı olduğunu ortaya koymuşlardır. Çankaya (2013), 1995-2012 yılları verileri ile Türkiye'nin de arasında olduğu 75 ülkenin konut fiyatları ile makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkiyi panel veri analizi ile ortaya koymuştur. Bulgulara, konut fiyatları ile kredi faiz oranı, kişisel harcanabilir gelir ve ekonomik büyüme arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif; istihdam oranı ve nüfus ile negatif ilişki tespit edilmiştir. Batayneh ve Al-Malki (2015), pay senedi borsasının ve ekonomik büyümenin konut piyasasına etkisinin Suudi Arabistan örnekleme ile incelenmiştir. Bulgular, borsa ve ekonomik büyümedeki volatilitenin konut piyasasını etkilediği yönündedir. Fang vd. (2017), Singapur, Çin, Güney Kore ve Tayvan'da konut fiyatları ile pay senedi fiyatları arasındaki ilişkide asimetric eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Pay senedi fiyatlarının konut fiyatlarının nedeni olduğu bulgusu, Güney Kore dışındaki diğer ülkeler için doğrulanmıştır. Bahmani-Oskooee ve Ghodsi (2018), ABD'de S&P 500 pay endeksi ile farklı eyaletlerdeki konut fiyatları arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkiler simetric ve asimetric ARDL sınır testi ile ortaya konmuştur. Farklı eyaletler için pay senet fiyatlarından konut fiyatlarına ya da konut fiyatlarından pay senedi fiyatlarına doğru nedenselliklerin olduğu görülmüştür. Ayrıca, temel bulgu ise 41 eyaletin 39'unda konut fiyatlarındaki azalmanın pay senedi fiyatlarında bir azalmaya neden olduğu yönündedir. Bahmani-Oskooee ve Wu (2018), konut fiyatları ve reel efektif döviz kurları arasındaki nedensellik ilişkilerini 18 OECD ülkesini baz alarak bootstrap çok değişkenli panel Granger nedensellik testi ile uygulamışlardır. Bulgulara, örneklemedeki ülkelerin yarısında konut fiyatlarının döviz kuru değişikliklerine neden olduğunu ve diğer yarısında da döviz kurlarının konut fiyat değişikliklerine neden olduğunu görülmüştür. Tan vd. (2018), Malezya'da faiz oranlarının konut fiyatlarına etkisini doğrusal olmayan ARDL (NARDL) yöntemi ile araştırmışlardır. Bulgular, faiz oranlarındaki değişimlerin konut fiyatlarını etkilemede etkisiz olduğu yönündedir. Jiang vd. (2018), 2003-2015 döneminde Çin'de 35 şehirde yapmış oldukları araştırmada, konut fiyatlarının uzun vadede birçok bölge için kredi arzı değişikliklerine neden olduğunu ve kredi politikasının konut fiyat değişikliklerine yanıt vermede genellikle geciktirici olduğunu tespit etmiştir.

Tablo 1. Ulusal Literatür Özeti

Araştırma	Veri Dönemi	Değişkenler	Yöntem	Bulgu
Öner Badurlar (2008)	1990-2006 çeyrek dönemlik veriler	KFE, GSYİH, M2, FO, DÖVİZ	Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testi	KFE ile diğer değişkenler arasında uzun dönemli ilişki vardır. KFE'nin FO ve DÖVİZ ile çift yönlü; GSYİH ve M2'den KFE'ye tek yönlü nedensellik vardır.
Paksoy vd. (2014)	2010/01-2014/01	KFE ve TÜFE	Hacker ve Hatemi J (2006) nedensellik testi	TÜFE'den KFE'ye tek yönlü nedensellik mevcuttur.
Akkaş ve Sayılğan (2015)	2010/01-2015/04	KFE ve KKFO	Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi	KKFO'dan KFE'ye tek yönlü nedensellik söz konusudur.
Dilber ve Sertkaya (2016)	2008-2014	KFE, TÜFE, REDK ve KKFO	Johansen eşbütünleşme ve Granger nedensellik testleri	Değişkenler uzun dönemde ilişkili değildir. KFE, REDK ile çift yönlü nedensellik varken; KFE'den KKFO ve TÜFE'ye doğru tek yönlü nedensellik mevcuttur.
Çetin ve Doğaner (2017)	2011/01-2017/03	KFE ve İSGE	Granger nedensellik testi	İSGE'den KFE'ye doğru tek yönlü Granger nedensellik mevcuttur.
Kayral (2017)	2010/01-2016/08	HKFE, BİST-100, DÖVİZ, ALTIN, KKDO	Doğrusal Regresyon	Makroekonomik faktörlerin İzmir ve Ankara'daki konut fiyatlar üzerinde etkisi yoktur. İstanbul'daki fiyatlar ise borsa getirileri ve tüketici fiyatlarından etkilenmektedir.
Akkaya (2018)	2010/01-2017/03	HKFE, ALTIN, BİST-G, SKKO, İŞSİZLİK, REDK, SUE, BÖG, TGE, TÜFE VE USD/TL DÖVİZ	ARDL sınır ve Granger nedensellik testleri	HKFE ile değişkenler arasında uzun dönemli ilişki mevcuttur. ALTIN, BİST-G, İŞSİZLİK ve REDK serilerinden HKFE'ye; HKFE'den SUE'ye doğru tek yönlü nedensellik söz konusudur. Ayrıca, HKFE ile TGE arasında çift yönlü nedensellik mevcuttur.
Darıcı (2018)	2010/01-2016/09	KFE, M2, TÜFE ve REDK	ARDL sınır testi	KFE ile diğer değişkenler uzun dönemli ilişkilidir. Değişkenler KFE'yi istatistiksel anlamlı ve pozitif yönlü etkilemektedir.
Adana Karaağaç ve Altınırnak (2018)	2010/01-2017/12	KFE, SUE, TÜFE, TGE, DÖVİZ, İSTİHDAM ve İŞSİZLİK	Granger nedensellik testi	Genel KFE ile TGE arasında çift yönlü; genel KFE'den İSTİHDAM ve SUE değişkenlerine doğru tek yönlü; TÜFE'den genel KFE'ye tek yönlü nedensellik mevcuttur.
Gebeşoğlu (2019)	2010/01-2018/08	KFE, GSYİH, DÖVİZ, FO ve BİST-100	ARDL sınır testi	KFE ile değişkenler arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir.
Eryüzlü ve Ekici (2020)	2010/01-2019/09	KFE, YKFE ve REDK	Dolado Lütkepohl nedensellik testi	Döviz kuru konut fiyatlarını etkilemektedir.
Münyas (2020)	2010/01-2018/12-	HKFE ve RKGE	Maki eşbütünleşme, FMOLS tahmincisi ve Granger nedensellik testleri	RKGE'nin artışı HKFE'yi negatif etkilemektedir. RKGE, HKFE'nin Granger nedenidir.
Varlık (2020)	2010/01-2019/04	KFE ve SUE	NARDL testi	SUE ile KFE aynı yönlü hareket etmektedir.
Sağlam ve Abdioğlu (2020)	2010/01-2018/02	HKFE ve TÜFE	Panel veri analizi	HKFE ile TÜFE değişkenleri uzun dönem ilişkilidir. Kısa ve uzun dönemde TÜFE, HKFE'yi etkilemektedir.

Karadař ve Salihođlu (2020)	2012/12-2018/07	HKFE, KKFO, KKH, REDK, SUE, İMTEFE ve TÜFE	ARDL sınır testi	KFE ile KKFO, KKH, REDK, TÜFE negatif; SUE ile pozitif ilişkilidir.
Canbay ve Mercan (2020)	2010Q1-2019Q2	GSYİH, KFE, FO, HKH	Maki eşbütünleşme ve Granger nedensellik testi	Ekonomik büyümeden konut fiyatlarına kısa ve uzun dönemde nedensellikler söz konusudur.
Uđur ve Tosun (2021)	2012/02-2020/05	KFE ve TGE	Hacker ve Hatemi J (2006), Hatemi J (2012) nedensellik testleri	Deđişkenler arasında çift yönlü nedensellik söz konusudur.
Yıldırım vd. (2021)	2010/01-2019/05	KFE, KKFO, M2, TÜFE, SUE ve REDK	Maki eşbütünleşme, ARDL sınır ve Hacker ve Hatemi J (2008) nedensellik testi	KFE ile diđer deđişkenler arasında uzun dönemli ilişki vardır. KFE ile KKFO, SUE, TÜFE ve M2 arasında çift yönlü; KFE'den REDK'ya ise tek yönlü nedensellik vardır.
Çetin (2021)	2012/12-2020/08	KFE, KKFO, KKH, REDK, SUE, İMTETE, TÜFE, RKE	ARDL sınır ve Granger nedensellik testleri	İMTETE ile TÜFE deđişkenlerinden KFE'ye dođru tek yönlü, SUE ile KFE arasında çift yönlü nedensellik mevcuttur.
Karakuş ve Öksüz (2021)	2010/01-2020/12	BİST-GYO, KFE, TÜFE ve KKFO	ARDL sınır testi	BİST-GYO ile diđer deđişkenler arasında uzun dönemli ilişki vardır. Uzun dönemde konut fiyatlarındaki artış borsa endeksini arttırmaktadır.
Yılmaz (2022)	2013/03-2022/01	KFE, USD/TL DÖVİZ, BİST-100 ve BİST-İNŞAAT	Granger nedensellik testi	KFE ile diđer tüm deđişkenler arasında çift yönlü nedensellik mevcuttur.
Çalışkan vd. (2022)	2010/01-2020/11	KFE, YKFE ve KKFO	Hacker ve Hatemi-J (2006) ile Hatemi-J (2012) nedensellik testleri	Bulgularda, sadece KKFO'nun negatif şoklarından KFE'nin negatif şoklarına dođru tek yönlü nedensellik söz konusudur.
Özçim (2022)	2013/01-2021/09	Konut satışları, KFE ve TCMB politika faizi	ARDL sınır testi	KFE arttıkça konut satışları artmaktadır. Politika faizindeki artışlar ise konut satışlarını azaltmaktadır.
Çipe ve Aslan (2022)	2010/01-2019/06	KFE ve BİST-100	Johansen eşbütünleşme testi ve Markov rejim deđişikliği modeli	Deđişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki yoktur. Ayrıca deđişkenlerde rejimler arası geçiş olasılığı düşük iken aynı rejimde kalma olasılığı oldukça yüksektir.
Akyol Özcan (2023)	2010/01-2019/12	KFE, TÜFE, KKFO, USD/TL DÖVİZ	ARDL ve NARDL testleri	Kısa dönemde KKFO ile TÜFE deđişkenlerinin KFE üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkisi vardır.

Not: KFE, konut fiyat endeksi; SUE, sanayi üretim endeksi; TÜFE, tüketici bazlı enflasyon oranı; DÖVİZ, döviz kuru; İSTİHDAM, istihdam oranı; İŞSİZLİK, işsizlik oranı; HKFE, hedonik konu fiyat endeksi; BİST-100, BİST-100 pay endeksi fiyatı; KKDO, konut kredi hacmi deđişim oranı; TGE, tüketici güven endeksi; ALTIN, altın fiyatlarını; BİST-G, BİST 100 pay endeksi getirisi; SKKO, sanayi kapasite kullanım oranı; REDK, reel efektif döviz kuru; BÖG, birleşik öncü gösterge; KKFO, konut kredisi faiz oranı; GSYİH, gayri safi yurt içi hasıla; YKFE, yeni konut fiyat endeksi; RKGE, reel kesim güven endeksi; İSGE, inşaat sektörü güven endeksi; M2, M2 para arzı; BİST GYO, BİST Gayrimenkul Yatırım Ortaklığı pay endeksi; KBM, konut birim maliyeti; KKH, konut kredi hacmi; İMTEFE, İnşaat Malzemeleri Toptan Eşya Fiyat Endeksi; RKE, reel kira endeksi; FO, kısa vadeli faiz oranı; HKH, hanehalkı kredi hacmini; BİST-İNŞAAT, BİST İnşaat pay endeksini ifade etmektedir.

Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Araştırmada konut fiyatları ile makroekonomik ve finansal göstergeler arasındaki nedensellik ilişkilerinin tespit edilmesi amaçlanmıştır. Nedensellik ilişkileri Hacker ve Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilmiş bootstrap nedensellik testi ile ortaya konulmuştur. Araştırma kullanılan veriler TCMB Elektronik Veri Dağıtım Platformu (EVDS), Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) ve investing.com veri tabanlarından temin edilmiştir. Aylık frekanslı verilerin kullanıldığı araştırma, 2010/01-2022/12 dönemini kapsamakta ve her bir seri için 156 gözlem sayısı

mevcuttur. İlgili dönemin seçiminde konut fiyat endeksinin TCMB tarafından 2010/01 itibari ile yayınlanmaya başlanması kaynaklıdır. Araştırmada serilerin değişim oranları kullanılmıştır. Analizler için E-views, Gauss ve WinRATS programlarından yararlanılmıştır. Aşağıda sunulan Tablo 2’de araştırmada kullanılan değişkenler ve bu değişkenlere ilişkin özet bilgilere yer verilmiştir. Bu değişkenlerin seçiminde ulusal ve uluslararası literatür incelemesi bölümündeki araştırmalardan yararlanılmıştır.

Tablo 2. Değişkenlerin Özet Bilgileri

Değişken	Değişkenin kısa kodu	Değişkenin kaynağı	Dönem
Konut Fiyat Endeksi	KFE	TCMB EVDS	
BİST 100 Pay Endeksi	XU100	TCMB EVDS	
BİST Gayrimenkul Yatırım Ortaklığı Pay Endeksi	XGMYO	investing.com	
Reel Efektif Döviz Kuru	REDK	TCMB EVDS	2010/01-2022/12
Tüketici Fiyat Endeksi	TÜFE	TCMB EVDS	156 aylık gözlem sayısı
Konut Kredi Faiz Oranı	KKFO	TCMB EVDS	
Sanayi Üretim Endeksi	SUE	TCMB EVDS	
Para Arzı	M2	TCMB EVDS	
Tüketici Güven Endeksi	TGE	TÜİK	
Ekonomik Güven Endeksi	EGE	TÜİK	
Külçe Altın Fiyatı-Gr/TL	ALTIN	TCMB EVDS	

Araştırmadaki değişkenlerin frekans değerleri Tablo 3’te raporlanmıştır. Serilerin değişim oranlarının ortalamadan sapmasının en yüksek olduğu seri sanayi üretim endeksi olurken, en düşük ise enflasyon oranı olduğu görülmektedir. Normal dağılımın göstergesi Jarqua Bera test istatistiği olasılık değeri incelendiğinde sanayi üretim endeksi ve tüketici güven endeksi serilerinin normal dağılım gösterdiği görülmektedir.

Tablo 3. Değişkenlerin Frekans Değerleri

	KFE	XU100	XGMYO	REDK	TÜFE	KKFO	SUE	M2	TGE	EGE	ALTIN
Ortalama	1.773	1.771	1.574	-0.443	1.228	0.583	1.331	1.859	-0.026	0.124	2.104
Medyan	1.000	1.370	1.106	-0.400	0.860	-0.200	0.950	1.590	0.000	0.200	1.490
Maksimum	13.610	25.120	27.901	12.050	13.580	32.580	35.670	13.970	10.600	20.600	28.930
Minimum	-1.100	-15.430	-17.333	-14.670	-1.440	-32.800	-31.420	-4.710	-8.520	-42.200	-7.940
Std. sapma	2.505	7.384	8.348	3.311	1.790	7.315	11.357	2.345	3.103	4.810	5.329
Çarpıklık	2.904	0.451	0.432	-0.227	3.746	0.766	-0.094	1.524	0.123	-3.348	1.697
Basıklık	11.554	3.405	3.626	6.332	22.768	9.888	3.078	9.146	3.792	43.894	8.477
JB ist.	690.608	6.338	7.366	73.080	2886.531	321.678	0.270	304.050	4.444	11090.29	268.156
JB p.	0.000	0.042	0.025	0.000	0.000	0.000	0.873	0.000	0.108	0.000	0.000

Not: Std. sapma, standart sapma; JB ist., Jarqua-Bera test istatistiği; JB p., Jarqua Bera test istatistiği olasılık değerini ifade etmektedir.

Araştırmada kurulan modellerde nedensellik etkileşimleri, Granger nedensellik temelli Hacker ve Hatemi-J (2012) tarafından geliştirilmiş bootstrap nedensellik testi ile ortaya konulmuştur. Araştırma süreci öncesinde serilerin durağanlık seviyesinin tespit edilmesi gerekmektedir. Durağanlık özellikleri Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Christopoluos ve Leon-Ledesma (2010) Fourier ADF birim kök testleri ile sınanmıştır. Daha sonra kurulan modellere Hacker ve Hatemi-J (2012) bootstrap nedensellik testi uygulanmıştır. Araştırmadaki ilişkileri sınamak için konut fiyat endeksi serisinin bağımlı ve bağımsız olduğu 20 adet model kurulmuştur. Test edilen ekonometrik modellerin formel gösterimleri aşağıdaki denklemlerde gösterilmiştir.

$$\text{Model 1: } KFE_t = \beta_0 + \beta_1 XU100_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\text{Model 2: } XU100_t = \beta_0 + \beta_1 KFE_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{Model 3: } KFE_t = \beta_0 + \beta_1 XGMYO_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$\text{Model 4: } XGMYO_t = \beta_0 + \beta_1 KFE_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\text{Model 5: } KFE_t = \beta_0 + \beta_1 REDK_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\text{Model 6: } REDK_t = \beta_0 + \beta_1 KFE_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\text{Model 7: } KFE_t = \beta_0 + \beta_1 TÜFE_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

$$\text{Model 8: } TÜFE_t = \beta_0 + \beta_1 KFE_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\text{Model 9: } KFE_t = \beta_0 + \beta_1 KKFO_t + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\text{Model 10: } KKFO_t = \beta_0 + \beta_1 KFE_t + \varepsilon_t \quad (10)$$

$$\text{Model 11: } KFE_t = \beta_0 + \beta_1 SUE_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

$$\text{Model 12: } SUE_t = \beta_0 + \beta_1 KFE_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

$$\text{Model 13: } KFE_t = \beta_0 + \beta_1 M2_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\text{Model 14: } M2_t = \beta_0 + \beta_1 KFE_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

$$\text{Model 15: } KFE_t = \beta_0 + \beta_1 TGE_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

$$\text{Model 16: } TGE_t = \beta_0 + \beta_1 KFE_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

$$\text{Model 17: } KFE_t = \beta_0 + \beta_1 EGE_t + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$\text{Model 18: } EGE_t = \beta_0 + \beta_1 KFE_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\text{Model 19: } KFE_t = \beta_0 + \beta_1 ALTIN_t + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$\text{Model 20: } ALTIN_t = \beta_0 + \beta_1 KFE_t + \varepsilon_t \quad (20)$$

Ekonometrik analizlerde arařtırmalarda kullanılan serilerin birim kök içermeleri halinde sahte regresyon problemi ortaya çıkabileceğinden analiz öncesi serilerin durağanlık özelliklerinin tespit edilmesi gerekmektedir. Bir serinin durağanlığı ortalaması, varyansı ve kovaryansının zaman içerisinde deęişmedięi bir durumdur (Gujarati, 2004: 814). Birim kök test sürecinin öncülü Dickey ve Fuller (1979) geliřtirdięi test prosedürü ile bir serinin birim köklü olup olmadıęını ya da eř deęerde bir serinin rassal bir yürüyüş süreci takibini test etmektedir. Eđer serilerin hata terimleri otokorelasyon barındırıyorsa bu sorun serinin gecikmeli deęerleri kullanılarak etkisizleřtirilmektedir. Augmented Dickey Fuller (ADF) testinde baęımlı deęişkenin gecikmeli deęeri kurulan modelde baęımsız deęişken olarak eklenmektedir. Dickey ve Fuller (1979, 1981) arařtırmaları sonucu geliřtirilen ADF testinde, serilerin durağanlık özelliklerini test edecek sabitli ve sabitli/trendli modeller Denklem (21) ve (22)'de sunulmaktadır. Ařaęıdaki model denklemlerinde Δ fark operatörünü, t zamanı ve p ise gecikme uzunluęunu ifade etmektedir. Testte sıfır hipotezi $H_0: \gamma = 0$ serinin birim köklü olduęunu, alternatif hipotez olan $H_1: \gamma \neq 0$ ise serinin durağan olduęunu savunmaktadır. ADF test istatistięinin mutlak deęeri, kritik deęerlerden küçük ise serinin durağan olmadıęı sonucuna ulařılmaktadır.

Sabitli model;

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta y_{t-j} + \epsilon_t \quad (21)$$

Sabitli ve trendli model;

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \beta_t + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta y_{t-j} + \epsilon_t \quad (22)$$

Zaman serileri analizlerinde çeşitli nedenlerle ortaya çıkan yapısal değişiklikler uygulanan birim kök testi sonuçlarını etkilemektedir. Yapısal kırılmaların gölge değişkenler yardımı ile ele alınması ile bu kırılmaların ani olarak gerçekleştiği varsayılmaktadır. Leybourne, Newbold ve Vougas (1998) ve Harvey ve Mills (2002) tarafından geliştirilen birim kök testleri ile yapısal kırılmalara ait sürecin daha yavaş ve yumuşak geçişli olabileceğine dair varsayım dikkate alınmıştır. Ancak bu testlerde de yapısal kırılmalar yumuşak olarak ele alınsa da kullanılan lojistik yumuşak geçiş fonksiyonunun sayısı kadar yapısal kırılma tanımlanmaktadır (Hepsağ, 2022: 133). Bu sorunları çözmek adına Becker vd. (2006), Fourier fonksiyonlarını dikkate alan birim kök testini geliştirmiş ve bu yaklaşım ile yapısal kırılmaların sayısı, konumu ve biçimi önemsenmeden analizler gerçekleştirilmiştir. Christopoulos ve León – Ledesma (2010) tarafından geliştirilen Fourier ADF testi temel olarak Becker vd. (2006) araştırmalarına dayanmakta ve ADF tipi birim kök testinin Fourier fonksiyonlarına izin vermektedir. İki aşamadan oluşan testte, öncelikle testte Denklem (23)'te yer alan regresyon modeli dikkate alınmaktadır (Christopoulos ve León – Ledesma, 2010: 1081):

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (23)$$

Burada, t deterministik trendi, k frekans sayısını, T gözlem sayısını ve π ise 3.1416 olarak bilinen pi sayısını göstermektedir. Testin temel hipotezi Denklem (24)'te sunulmaktadır. Bu noktada h_t 'nin sıfır ortalamalı durağan bir süreç izlediği varsayılmaktadır. Test istatistiğini hesaplamak için üç adımlık bir prosedür gerekmektedir.

$$H_0: v_t = \mu_t, \quad \mu_t = \mu_{t-1} + h_t \quad (24)$$

Prosedürün ilk adımında uygun k değeri bulunmalıdır. Bu k değeri kalıntı kareler toplamını (KKT) minimum yapan değerdir. Sonraki süreçte Denklem (25) ile modelin kalıntıları elde edilir.

$$\hat{v}_t = y_t - [\hat{\delta}_0 + \hat{\delta}_1 \sin\left(\frac{2\pi \hat{k}t}{T}\right) + \hat{\delta}_2 \cos\left(\frac{2\pi \hat{k}t}{T}\right)] \quad (25)$$

Denklem (25) ile elde edilen kalıntılara birim kök testi uygulanır. Aşağıda Denklem (26) yer alan modelin kalıntılara uygulanması ile Fourier ADF (FADF) testi uygulanmış olur.

$$\Delta v_t = \alpha_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + \mu_t \quad (26)$$

FADF testine ait sıfır ve alternatif hipotez Denklem (27) 'de ifade edilmiştir.

$$H_0: \alpha_1 = 0, \quad H_1: \alpha_1 < 0 \quad (27)$$

Son adımda ise F testi aracılığıyla trigonometrik terimlerin anlamlılığı Denklem (28) yer alan testler ile sınanır. Becker vd. (2006) araştırmasında F testi için gerekli olan kritik değerler hesaplanmıştır. Trigonometrik terimlerin

anlamsızlığını gösteren yokluk hipotezinin kabul edilmesi halinde, FADF testi yerine geleneksel ADF testi uygulanır.

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0, \quad H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq 0 \quad (28)$$

Granger (1969) araştırması ile nedensellik kavramını literatüre kazandırmış ve testin belirgin özelliğini serilerin durağanlık şartına bağlamıştır. Daha sonra bu testin gelişimine katkı sunan Toda ve Yamamoto (1995), serilerin koentegre ya da durağanlık özellikleri gözlemlenmeden nedenselliklerin test edilebileceğini ortaya koymuştur. VAR modeline dayanan Toda ve Yamamoto (1995) testi, hataların normal dağılım gösterdiğini varsaymaktadır. Hatalar normal dağılım sergilemediğinde ya da ARCH yapısına sahip olduğunda bu testin sapmalı bulgular ürettiğini ortaya koyan Hacker ve Hatemi J (2006) asimptotik χ^2 dağılım yerine bootstrap dağılım kullanmayı önermektedir.

Hacker ve Hatemi J (2006) testinde tahmin edilen VAR modelinde gecikme uzunluğu dışsal olarak belirlenmekte ve bu durum daha sonra yazarlarca bir zayıflık olarak görülerek Hacker ve Hatemi J (2012) bootstrap nedensellik testinin geliştirilmesine sebebiyet vermiştir. Hacker ve Hatemi J (2012) testinde, gecikme uzunluğu içsel olarak belirlenmiştir (Göçer ve Bulut, 2015: 733). Bu yöntemde de kritik değerler bootstrap ile türetilmiş, hataların dağılımı ve bu hatalardaki ARCH etkilerine karşı dirençli tahminler üretilmiştir. Ayrıca yöntem, serilerin durağanlık özellikleri ne olursa olsun uygulanabilmekte ve küçük örneklerle bile sağlıklı sonuçlar üretebilmektedir. Gecikme uzunluğunun içsel olarak belirlendiği bu teste kullanılan Schwarz Bayesian Kriteri (SBC) Denklem (29) ile şu şekilde tanımlanmaktadır. Bu denklemde, $\hat{\Omega}_j$, tahmin edilen varyans-kovaryans matrisinin determinanı; k, gecikme uzunluğunu; T, gözlem sayısını ve ln, ise doğal logaritmayı ifade etmektedir. Teste yokluk hipotezi, “birinci değişkenden, ikinci değişkene doğru bir nedensellik ilişkisinin yoktur” şeklinde kurulmaktadır.

$$SBC = \ln(\det \hat{\Omega}_j) + k \left(\frac{n^2 \ln T}{T} \right) \quad (29)$$

Ampirik Bulgular

Araştırmadaki serilerin durağanlık özellikleri Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Christopoulos ve León – Ledesma (2010) Fourier ADF testleri ile test edilmiştir. Tablo 4’te ADF test bulguları raporlanmıştır.

Tablo 4. ADF Birim Kök Test Bulguları

Seriler	ADF	
	Sabitli	Sabitli ve Trendli
KFE	-2.1025 (0.2441)	-2.8499 (0.1821)
ΔKFE	-6.3868 (0.0000)	-6.3774 (0.0000)
XU100	-11.4655 (0.0000)	-11.8893 (0.0000)
XGMYO	-10.9602 (0.0000)	-11.2850 (0.0000)
REDK	-10.0063 (0.0000)	-10.0049 (0.0000)
TÜFE	-3.6146 (0.0065)	-4.3660 (0.0033)
KKFO	-7.7365 (0.0000)	-7.7286 (0.0000)
SUE	-5.0150 (0.0000)	-5.0931 (0.0002)
M2	-9.8516 (0.0000)	-10.8047 (0.0000)
TGE	-9.7042 (0.0000)	-9.7200 (0.0000)
EGE	-12.4400 (0.0000)	-12.4014 (0.0000)
ALTIN	-9.6224 (0.0000)	-9.8199 (0.0000)

Not: Parantez içindekiler olasılık değerlerini ve “Δ” notasyonu ise serilerin birinci farkını göstermektedir. ADF birim kök testinde kritik değerler sabitli model için -3.472813 (%1), -2.880088 (%5) ve -2.576739 (%10); sabitli ve trendli model için ise -4.018349 (%1), -3.439075 (%5) ve -3.143887 (%10) şeklindedir.

ADF birim kök testinin sabitli ve sabitli-trendli model bulguları tüm anlamlılık düzeylerinde KFE serisinin seviyede birim köklü olduğu ve serinin birinci dereceden farkı alındığında durağanlaştığını göstermektedir. XU100, XGMYO, REDK, TÜFE, KKFO, SUE, M2, TGE, EGE ve ALTIN serileri ise seviyesinde durağandır. ADF testine göre KFE, I(1); diğer seriler ise I(0)'dır. Tablo 5 ve 6'da sırası ile sabit terimli model ve sabitli/trendli model için Fourier ADF test bulguları raporlanmıştır.

Tablo 5. Sabit Terimli Model için FADF Birim Kök Test Bulguları

Seriler	Min KKT	k	FADF	F istatistiği
KFE	724.03061	2	-2.53940	25.45621
Δ KFE	172.91084	5	-12.80737	0.70414
XU100	8079.65088	1	-8.60529	3.00616
XGMYO	10299.04696	1	-8.70030	3.78379
REDK	1686.47993	4	-10.22697	1.34996
TÜFE	431.66743	1	-6.04475	11.06960
KKFO	7751.99035	4	-8.23212	4.85496
SUE	20228.46402	4	-14.12178	0.07643
M2	780.19261	1	-7.97402	7.04843
TGE	1442.13651	4	-10.51464	2.20959
EGE	3553.17099	4	-10.54897	0.77553
ALTIN	4178.41311	1	-9.22458	4.25183

Not: " Δ " notasyonu ise serilerin birinci farkını göstermektedir. Araştırmanın T gözlem sayısı dikkate alınarak %5 anlamlılık düzeyinde 1, 2, 3, 4, ve 5 frekans sayısı için kritik değerler sırası ile -3.85, -3.28, -3.06, -2.93 ve -2.90 şeklindedir. Trigonometrik terimlerin anlamlılığını test etmek için kullanılacak kritik değer ise %5 anlamlılık düzeyinde 4.929 şeklindedir.

Tablo 5'te sabit terimli modele göre XU100, XGMYO, REDK, KKFO, SUE, TGE, EGE ve ALTIN serilerinin hesaplanan FADF istatistik değerlerinin mutlak değeri, tabloda görülen frekans sayıları gözetilerek oluşturulan kritik değerlerden büyük olduğundan, birim kökün olduğuna dair yokluk hipotezi reddedilmektedir. Bu sonuca göre XU100, XGMYO, REDK, KKFO, SUE, TGE, EGE ve ALTIN serileri durağandır. Fakat bu serilerin trigonometrik terimlerinin anlamlılığı incelendiğinde F istatistik değerleri, Becker vd. (2006) araştırmasındaki tablodaki %5 anlamlılık değeri olan 4.929'dan küçük oldukları için trigonometrik terimlerin anlamsızlığını gösteren yokluk hipotezinin reddedilmemesi halinde, FADF testi yerine geleneksel ADF testinin kullanılması gerekmektedir. Bu durum, sabit terimli model için bu serilere yönelik dış şokların ya da yapısal değişikliklerin bu serileri etkilemediği, sürdürülebilir bir form izledikleri söylenebilir.

KFE serisi için k=2 frekans sayısı altında FADF test istatistiği değeri olan -2.53940'un mutlak değerce, kritik değer olan -3.28'den küçük olduğu için birim kökün olduğuna dair yokluk hipotezi reddedilemez. Yani KFE serisi, seviyesinde birim köklüdür. Seri birinci dereceden farkı alındığında durağanlaştığı görülmektedir. Trigonometrik terimlerinin anlamlılığı incelendiğinde F istatistik değeri 25.45621, %5 anlamlılık düzeyinde kritik değer olan 4.929'dan büyük olduğu için trigonometrik terim anlamlıdır. KFE serisi için Fourier ADF testinin sabit terimli modeli uygulanabilir bir testtir.

TÜFE ve M2 serileri için ise k=1 frekans sayısı altında FADF test istatistiği değeri sırası ile -6.04475 ve -7.97402 şeklindedir. Bu değerlerin mutlak değerce, kritik değerlerden büyük olması, birim kökün olduğuna dair yokluk hipotezini reddedilmektedir. Yani bu seriler düzeyinde durağandır. Bu serilerin trigonometrik terimlerin anlamlılıkları incelendiğinde 11.06960 ve 7.04843 olan F istatistik değerlerinin kritik değer olan 4.929'dan büyük olması, FADF testinin bu seriler için uygulanabilir olduğunu ortaya koymaktadır.

Tablo 6. Sabit Terimli ve Trendli Model için FADF Birim Kök Test Bulguları

Seriler	Min KKT	k	FADF	F istatistiği
KFE	350.23123	1	-3.81753	67.19697
Δ KFE	172.78589	5	-12.83113	0.71211
XU100	7582.47443	1	-8.49068	4.83863
XGMYO	9918.21657	1	-9.16372	4.38822
REDK	1674.84279	4	-10.29402	1.56443
TÜFE	357.30111	1	-7.10913	9.95403
KKFO	7710.64200	4	-8.27407	4.90579
SUE	20211.28051	4	-14.10296	0.10232
M2	712.85232	1	-8.88614	4.69649
TGE	1439.64828	4	-10.54037	2.08325
EGE	3551.26582	4	-10.56417	0.80972
ALTIN	4178.41311	1	-9.22458	4.25183

Not: " Δ " notasyonu ise serilerin birinci farkını göstermektedir. Araştırmanın T gözlem sayısı dikkate alınarak %5 anlamlılık düzeyinde 1, 2, 3, 4, ve 5 frekans sayısı için kritik değerler sırası ile -4.46, -4.16, -3.83, -3.70 ve -3.63 şeklindedir. Trigonometrik terimlerin anlamlılığını test etmek için kullanılacak kritik değer ise %5 anlamlılık düzeyinde 4.972 şeklindedir.

Tablo 6'da sabit terimli ve trendli modele göre XU100, XGMYO, REDK, KKFO, SUE, M2, TGE, EGE ve ALTIN serilerinin hesaplanan FADF istatistik değerlerinin mutlak değeri, tabloda görülen frekans sayıları gözetilerek oluşturulan kritik değerlerden büyük olduğundan, birim kökün olduğuna dair yokluk hipotezi reddedilmektedir. Bu sonuca göre XU100, XGMYO, REDK, KKFO, SUE, M2, TGE, EGE ve ALTIN serileri durağandır. Fakat bu serilerin trigonometrik terimlerinin anlamlılığı incelendiğinde F istatistik değerleri, Becker vd. (2006) araştırmasındaki tablodaki %5 anlamlılık değeri olan 4.972'den küçük oldukları için trigonometrik terimlerin anlamsızlığını gösteren yokluk hipotezinin kabul edilmesi halinde, FADF testi yerine geleneksel ADF testinin kullanılması gerekmektedir. Bu durum, sabitli terimli ve trendli model için bu serilere yönelik dış şokların ya da yapısal değişikliklerin bu serileri etkilemediği, sürdürülebilir bir form izledikleri söylenebilir.

KFE serisi için k=1 frekansı sayısı altında FADF test istatistiği değeri olan -3.81753'ün mutlak değerce, kritik değer olan -4.46'dan küçük olduğu için birim kökün olduğuna dair yokluk hipotezi reddedilemez. Yani KFE serisi, düzeyde birim köklüdür. Seri birinci dereceden farkı alındığında durağanlaştığı görülmektedir. Trigonometrik terimlerinin anlamlılığı incelendiğinde F istatistik değeri 67.19697, % 5 anlamlılık düzeyinde kritik değer olan 4.972'den büyük olduğu için trigonometrik terim anlamlıdır. KFE serisi için Fourier ADF testinin sabit terimli ve trendli modeli uygulanabilir bir testtir.

TÜFE serisi için k=1 frekans sayısı altında FADF test istatistiği değeri -7.10913 şeklindedir. Bu değer mutlak değerce, kritik değerden büyük olması birim kökün olduğuna dair yokluk hipotezini reddedilmektedir. TÜFE serisi düzeyinde durağandır. Fakat serinin trigonometrik terimlerin anlamlılıkları incelendiğinde 9.95403 olan F istatistik değerinin kritik değer olan 4.972'den büyük olması, sabit terimli ve trendli model için FADF testinin uygulanabilir olduğunu ortaya koymaktadır.

Sonuçta, ADF ve Fourier ADF testleri bulguları KFE serisi için I(1), diğer seriler için I(0) olduğuna karar verilmiştir. Araştırmanın bir sonraki aşamasında bootstrap nedensellik testinin uygulama sürecinde serilerin tümleşme derecesi bir (1) olarak alınmıştır.

Tablo 7. Hacker ve Hatemi-J (2012) Bootstrap Nedensellik Testi Bulguları

Model	İlişki	MWALD Test Değeri	%1 Kritik Değer	%5 Kritik Değer	%10 Kritik Değer	Karar
1	XU100 \neq > KFE	1.578	6.772	3.826	2.681	H ₀ kabul; nedensellik yok.
2	KFE \neq > XU100	0.784	6.569	3.782	2.727	H ₀ kabul; nedensellik yok.
3	XGMYO \neq > KFE	1.581	6.646	3.790	2.674	H ₀ kabul; nedensellik yok.
4	KFE \neq > XGMYO	0.004	7.002	4.052	2.787	H ₀ kabul; nedensellik yok.
5	REDK \neq > KFE	27.359	14.676	10.142	8.079	H ₀ red; REDK serisinden KFE'ye doğru nedensellik mevcut.
6	KFE \neq > REDK	7.301	14.837	10.088	8.207	H ₀ kabul; nedensellik yok.
7	TÜFE \neq > KFE	59.260	14.295	8.570	6.527	H ₀ red; TÜFE serisinden KFE'ye doğru nedensellik mevcut.
8	KFE \neq > TÜFE	30.290	15.732	8.912	6.622	H ₀ red; KFE serisinden TÜFE'ye doğru nedensellik mevcut.
9	KKFO \neq > KFE	1.248	10.967	6.527	4.785	H ₀ kabul; nedensellik yok.
10	KFE \neq > KKFO	12.011	10.745	6.405	4.800	H ₀ red; KFE serisinden KKFO'ya doğru nedensellik mevcut.
11	SUE \neq > KFE	9.642	9.459	6.104	4.727	H ₀ red; SUE serisinden KFE'ye doğru nedensellik mevcut.
12	KFE \neq > SUE	4.799	9.554	6.028	4.696	%10 anlamlılık düzeyinde H ₀ red; KFE serisinden SUE'ye doğru nedensellik mevcut.
13	M2 \neq > KFE	18.003	10.788	6.307	4.675	H ₀ red; M2 serisinden KFE'ye doğru nedensellik mevcut.
14	KFE \neq > M2	10.140	10.041	6.360	4.723	H ₀ red; KFE serisinden M2'ye doğru nedensellik mevcut.
15	TGE \neq > KFE	9.961	6.897	3.969	2.730	H ₀ red; TGE serisinden KFE'ye doğru nedensellik mevcut.
16	KFE \neq > TGE	0.327	7.100	3.934	2.719	H ₀ kabul; nedensellik yok.
17	EGE \neq > KFE	37.354	10.226	4.480	2.693	H ₀ red; EGE serisinden KFE'ye doğru nedensellik mevcut.
18	KFE \neq > EGE	0.596	9.325	4.241	2.594	H ₀ kabul; nedensellik yok.
19	ALTIN \neq > KFE	8.879	7.194	4.095	2.778	H ₀ red; ALTIN serisinden KFE'ye doğru nedensellik mevcut.
20	KFE \neq > ALTIN	5.558	7.115	3.838	2.652	%5 ve %10 anlamlılık düzeyinde H ₀ red; KFE serisinden ALTIN serisine doğru nedensellik mevcut.

Not: Bootstrap kritik değerleri 10.000 döngüyle elde edilmiştir. Tabloda yer alan " \neq >" notasyonu, bağımsız değişkenden bağımlı değişkene doğru nedensellik ilişkisi olmadığına dair yokluk hipotezini göstermektedir.

Tablo 7'de Hacker ve Hatemi-J (2012) testi bulguları raporlanmıştır. Bu testte bağımsız değişkenden bağımlı değişkene doğru nedensellik ilişkisini ortaya koyan MWALD değerleri, bootstrap yöntemi ile elde edilen kritik değerlerden küçük çıkarsa nedensellik ilişkisinin olmadığını ifade eden yokluk hipotezi reddedilmez ve nedenselliğin olmadığına karar verilir. Bulgular incelendiğinde, 1, 2, 3, 4, 6, 9, 16 ve 18 numaralı modellerde nedenselliğin olmadığına yönelik yokluk hipotezi tüm anlamlılık düzeylerinde kabul edilerek, nedenselliğin olmadığı tespit edilmiştir. Konut fiyatları ile BİST-100 ve BİST-GYO pay endeksleri arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Konut fiyatlarından reel efektif döviz kuruna, tüketici güven endeksine ve ekonomik güven endeksine tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmemiştir. Konut kredileri faiz oranından konut fiyatlarına doğru nedensellik de söz konusu değildir.

Tüm anlamlılık düzeylerinde konut fiyatları ile enflasyon oranı ve M2 para arzı arasında çift yönlü Granger nedensellik söz konusudur. %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde konut fiyatları ile külçe altın gr./TL fiyatları arasında çift yönlü Granger nedensellik tespit edilmiştir. %10 anlamlılık düzeyinde konut fiyatları ile sanayi üretim endeksi arasında çift yönlü Granger nedensellik tespit edilmiştir.

Tüm anlamlılık düzeylerinde reel efektif döviz kuru, tüketici güven endeksi ve ekonomi güven endeksinden konut fiyatlarına doğru; konut fiyatlarından konut kredi faiz oranına doğru tek yönlü Granger nedensellik tespit edilmiştir.

Sonuç ve Değerlendirme

Küresel kriz sonrası hem dünya da hem de Türkiye’de borçlanma maliyetlerinin düşmesi ve devlet teşvikleri ile kredi kanalı yardımı ile Türkiye’de konut piyasasının desteklenmesine neden olmuştur. Türkiye’de konuta yönelik geleneksel bir talebin yanı sıra, yatırım vasfı da barındırması her iki kanaldan talep artışını ve dolayısıyla fiyatların yükselişini desteklemiştir. Özellikle son yıllarda konut yatırımının enflasyona karşı reel getiri sunduğu düşüncesi de bu yükselişi pekiştirmiştir. Konut piyasasında fiyatların, hangi makroekonomik ve finansal faktörlerle olası ilişkilerinin varlığının tespiti ile literatüre katkı sağlanmak istenmiştir. Bu bağlamda, Türkiye’de konut fiyatlarını etkilediği ve etkilendiği düşünülen BİST-100 ve BİST GYO pay endeksleri, reel efektif döviz kuru, tüketici fiyat endeksi, konut kredi faiz oranı, sanayi üretim endeksi, para arzı, tüketici güven endeksi, ekonomik güven endeksi ve altın fiyatları olmak üzere geniş bir değişken yelpazesi kullanılmıştır. İlgili değişkenler kullanılarak konut fiyat endeksinin bağımlı ve bağımsız değişken olduğu 20 model kurulmuştur. Konut fiyat endeksi ile makroekonomik ve finansal göstergeler arasındaki ilişkiler Granger temelli Hacker ve Hatemi J (2012) bootstrap nedensellik testi ile ortaya konulmuştur. Bootstrap nedensellik testi sonuçlarına göre, konut fiyatları ile BİST-100 ve BİST-GYO pay endeksleri arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Konut fiyatlarından reel efektif döviz kuruna, tüketici güven endeksine ve ekonomik güven endeksine doğru nedensellik ilişkisi söz konusu değildir, konut kredileri faiz oranından konut fiyatlarına doğru nedensellik mevcut değildir. Tespitlerde, konut fiyatları ile enflasyon oranı, M2 para arzı, altın fiyatları, sanayi üretim endeksi arasında çift yönlü Granger nedensellik ortaya konulmuştur. Reel efektif döviz kuru, tüketici güven endeksi ve ekonomik güven endeksinden konut fiyatlarına doğru; konut fiyatlarından konut kredi faiz oranlarına doğru tek yönlü Granger nedensellik tespit edilmiştir.

Finansal bir gösterge olarak borsa pay endeksleri ile konut fiyatları arasında on dört yıllık süreçte nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir. Bu durum, her iki yatırım aracındaki fiyatların birbirinden etkilenmediğini ortaya koyarken, Türkiye’de borsa pay endeks fiyatları ile konut fiyatlarının farklı risk unsurlarından beslendikleri şeklinde yorumlanabilir. Yapılan tespitlerde, enflasyon oranı ile konut fiyatları arasında karşılıklı güçlü nedensellik ilişkisinin varlığı söz konusudur. Bu durum her iki değişkenin birbirleri ile güçlü etkileşim halinde olduklarını göstermektedir. Enflasyon sepeti içinde yer alan konut fiyatlarındaki değişimlerin, enflasyonu beslediği; diğer taraftan maliyetler kanalı ile enflasyonun konut fiyatlarını etkilediği görülmektedir. Ayrıca bulgular, konut yatırımının enflasyona karşı reel getiri sağladığı düşüncesini doğrular niteliktedir. Para arzı ile konut fiyatları arasında çift yönlü nedensellik etkileşiminin varlığı, para arzı değişimlerinin piyasalarda parasal genişleme etkisinin kredi hacmi ve faiz oranlarına yansımaları yolu ile konut fiyatlarında değişim yaratacağı söylenebilir. Fiyatların para arzının nedeni olması, konutu bir yatırım aracı görenlerin parasal taleplerinin bir yansıması olarak düşünülebilir. Konut fiyatları ile altın fiyatlarının karşılıklı etkileşimlerin varlığı ise, konut ve altın yatırımcılarının birbirinden etkilendiklerini, dolayısıyla rekabet halindeki yatırım enstrümanları olduklarını doğrular niteliktedir. Ekonomik büyümeyi temsil eden sanayi üretimi ile konut fiyatlarının karşılıklı nedensellik etkileşiminde olduğu görülmüştür. Bu durum konut sektörünün ekonomik büyümeye hem pay olarak fiyatları etkilediğinin hem de ekonomik büyümeye destekleyici etkisinin olduğunun göstergesidir.

Reel efektif döviz kurundan konut fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik söz konusudur. Bu durum, konut fiyatlarının ulusal paranın değerindeki değişimlere hassas olduğunun göstergesidir. Döviz kurundaki değişim, maliyetler kanalı ile konut fiyatlarında değişim yaratabilmektedir. Ayrıca, konu yatırımlar bağlamında değerlendirildiğinde döviz kurundaki değişimler, yatırımcıların satın alma gücünü değiştireceğinden konut talebini dolayısıyla fiyatlara etki edebilecektir.

Güven endeksleri, bir ekonomiye ilişkin mevcut durumu ve gelecek beklentilerini yansıtmakta ve ekonomiler açısından öncü gösterge olarak kullanılabilir. Bu araştırmada, tüketici güven endeksi ile ekonomik güven endekslerinden konut fiyatlarına tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığı, bu endekslerin konut fiyatlarındaki değişimleri öngörebildiği için öncü gösterge olarak kullanılabilir.

Faiz oranlarındaki değişimler, konut edinimine ilişkin finansman maliyetlerini etkileyerek konut fiyatlarında değişim yaratabilmektedir. Bu araştırmada ise, konut kredi faiz oranlarından konut fiyatlarına doğru nedensellik söz konusu değilken; konut fiyatlarından konut kredi faiz oranlarına doğru tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Dolayısıyla konut fiyatlarındaki değişimler, konut kredi faiz oranlarını etkilemektedir. Bu durum, bir

ekonomideki talebi canlı tutmaya odaklanıldığı ya da faiz oranlarına döviz kuru vb. başka unsurların etkisinin olduğu şeklinde yorumlanabilir.

Sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde, finansal gösterge olarak tanımlanan borsa pay endekslerinin konut fiyatları ile etkileşimde olmadıkları, makroekonomik göstergelerin ise konut fiyatlarını belirlemede daha aktif oldukları görülmektedir. Türkiye’de konut yatırımcılarının söz konusu makroekonomik göstergeleri gözeterek yatırım yapmaları daha makul görünmektedir.

Bu araştırmanın sonuçları ile Zhu (2006), Goodhart ve Hofmann (2008), Beltratti ve Morana (2010), Dilber ve Sertkaya (2016), Akkaya (2018), Bahmani-Oskooee ve Wu (2018), Tan vd. (2018), Eryüzlü ve Ekici (2020), Yıldırım vd. (2021), Çetin (2021) araştırmalarındaki bazı sonuçlarda benzerlikler söz konusudur.

Gelecekte yapılması planlanan araştırmalar ile konut fiyatlarını etkilediği ya da etkilendiği düşünülen değişkenler, ekonometrik yöntem, ülke ve zaman boyutları farklılaştırılarak literatüre zenginlik katılabilir.

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>
- Agnello, L., & Schuknecht, L. (2011). Booms and busts in housing markets: Determinants and implications. *Journal of Housing Economics*, 20(3), 171-190.
- Akkaş, M. E., & Sayılan, G. (2015). *Konut fiyatları ve konut kredisi faizi: Toda-Yamamoto nedensellik testi*. 19. Finans Sempozyumu, Çorum
- Akkaya, M. (2019). Hedonik konut fiyat endeksini etkileyen faktörlerin analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33(2), 435-454. doi: 10.24988/deuüibf.2018332711
- Akyol Özcan, K. (2023). Konut fiyat endeksi belirleyicileri üzerine bir araştırma: Asimetrik eş bütünleşme analizi. *EKEV Akademi Dergisi*, 0(93), 283-307. doi: 10.17753/sosekev.1218289
- Bahmani-Oskooee, M., & Ghodsi, S. H. (2018). Asymmetric causality between the US housing market and its stock market: Evidence from state level data. *The Journal of Economic Asymmetries*, 18, e00095.
- Bahmani-Oskooee, M., & Wu, T. P. (2018). Housing prices and real effective exchange rates in 18 OECD countries: A bootstrap multivariate panel Granger causality. *Economic Analysis and Policy*, 60, 119-126.
- Batayneh, K. I., & Al-Malki, A. M. (2015). The relationship between house prices and stock prices in Saudi Arabia: an empirical analysis. *International Journal of Economics and Finance*, 7(2), 156-167.
- Becker, R., Enders, W., & Lee, J. (2006). A stationarity test in the presence of an unknown number of smooth breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409.
- Beltratti, A., & Morana, C. (2010). International house prices and macroeconomic fluctuations. *Journal of Banking & Finance*, 34(3), 533-545.
- Bin, O. (2004). A prediction comparison of housing sales prices by parametric versus semi-parametric regressions. *Journal of Housing Economics*, 13(1), 68-84.
- Bjørnland H. C., & Jacobsen D. V. (2010). The role of house prices in the monetary policy transmission mechanism in small open economies. *Journal of Financial Stability*, 6, 218-229.
- 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.
- Case, K. E., & Quigley, J. M. (2008). How housing booms unwind: Income effects, wealth effects, and feedbacks through financial markets. *European Journal of Housing Policy*, 8(2), 161-180. doi: 10.1080/14616710802037383
- Christopoulos, D. K., & León-Ledesma, M. A. (2010). Smooth breaks and non-linear mean reversion: Post-Bretton Woods real exchange rates. *Journal of International Money and Finance*, 29(6), 1076-1093.
- Coşkun, Y. (2015). *Türkiye’de konut finansmanı: sorunlar ve çözüm önerileri*. Türkiye Bankalar Birliği.

- Coşkun, Y. (2016). Konut fiyatları ve yatırımı: Türkiye için bir analiz. *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(2), 201-217.
- Çalışkan, Ş., Karabacak, M., & Meçik, O. (2022). The analysis of the relationship between housing prices and interest rates in Turkey. *Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 23(1), 15-34. doi: 10.24889/ifede.992109
- Çankaya, S. (2013). Konut fiyatları ve makroekonomik faktörler arası ilişkiye global bakış. *Maliye ve Finans Yazıları*, 1(100), 143-154.
- Çetin, A. C. (2021). Türkiye’de konut fiyatlarına etki eden faktörlerin analizi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Uygulamalı Bilimler Dergisi*, 5(1), 1-30. doi: 10.31200/makuubd.846667
- Çetin, D. T. (2022). Antalya-Isparta-Burdur bölgesi konut fiyat endeksinin makroekonomik göstergeler ve hisse senedi endeksi kullanılarak yapay zekâ ile tahmini. *Abant Sosyal Bilimler Dergisi*, 22(3), 1363-1380. doi: 10.11616/asbi.1161592
- Çetin, G., & Doğaner, A. (2017). İnşaat sektörü güven endeksi ve konut fiyat endeksi arasındaki ilişki: Türkiye için ampirik analiz. *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi*, 4(2), 155-165.
- Çipe, B., & Aslan, A. (2022). Investigation of housing price index and BIST 100 stock market index in Turkey with Markov Switching Model. *Trends in Business and Economics*, 36(1), 109-114
- Darıcı, B. (2018). Para politikası ve konut fiyatları ilişkisi: Türkiye ekonomisi için ampirik bir analiz. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(ICEESS’18), 221-228.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- Dickey, D. A., & Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with unit root. *Econometrica*, 49, 1057-1072. <http://dx.doi.org/10.2307/1912517>
- 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. doi: 10.25204/iktisad.650420
- Fang, H., Lee, Y.-H., & Chang, W. S. (2017). Nonlinear short-run adjustments between house and stock prices in emerging Asian regions. *Panoeconomicus*, 65(1), 37-63.
- Gebeşoğlu, P. F. (2019). Housing price index dynamics in Turkey. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 14, 100-107.
- Gimeno, R., & Martínez-Carrascal, C. (2010). The relationship between house prices and house purchase loans: The Spanish case. *Journal of Banking and Finance*, 34(8), 1849-1855.
- Golubchikov, O., & Badyina, A. (2012). *Sustainable housing for sustainable cities: A policy framework for developing countries*. Nairobi, Kenya: UN-HABITAT.
- Goodhart, C., & Hoffman, B. (2008). House prices, money, credit and the macroeconomy. *European Central Bank Working Paper Series*, No.888, April 2008, 1-43.
- Göçer, İ., & Bulut, Ş. (2015). Petrol fiyatlarındaki değişimlerin Rusya ekonomisine etkileri: Çoklu yapısal kırılmalı eşbütünlük ve simetrik nedensellik analizi. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 5(2), 721-748.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics*, 4th Edition. McGraw Hill.

- Hacker, R. S., & Hatemi-J, A. (2006). Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distributions: Theory and application. *Applied Economics*, 38(13), 1489-1500.
- Hacker, S., & Hatemi-J, A. (2012). A Bootstrap test for causality with endogenous lag length choice: Theory and application in finance. *Journal of Economic Studies*, 39(2), 144-160.
- Hepsağ, A. (2022). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizlerinde Güncel Yöntemler*. Der Yayınları.
- Huang, Y. K., & Ge, J. (2009). *House prices and the collapse of stock market in mainland China?-An empirical study on house price index*. Pacific Rim Real Estate Conference. PRRES, UWS and UTS.
- Hülagü, T., Kızılkaya, E., Özbekler, A. G., & Tunar, P. (2016). Türkiye Konut Fiyat Endeksi'nin kalite değişimi etkisinden arındırılması: Hedonik konut fiyat endeksi. *TCMB Ekonomi Notları*, 1-15.
- Ibrahim, M.H. (2010). House price-stock price relations in Thailand: An empirical analysis. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 3(1), 69-82. <https://doi.org/10.1108/17538271011027096>
- Investing.com (2023). 10 Nisan 2023 tarihinde <https://tr.investing.com/indices/ise-real-estate-inv.-trusts> adresinden erişilmiştir.
- İslamoğlu, B., & Buluş, A. (2018). Mortgage piyasası ve para politikasının konut fiyatlarına etkisi: Türkiye üzerine bir uygulama. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 23(2), 455-466.
- Jiang, Y., Zhao, D., Sanderford, A., & Du, J. (2018). Effects of bank lending on urban housing prices for sustainable development: A panel analysis of Chinese cities. *Sustainability*, 10(3), 642.
- Jud, G. D., & Winkler, D. T. (2002). The dynamics of metropolitan housing prices. *Journal of Real Estate Research*, 23(1-2), 29-45.
- Karaağaç, G. A., & Altınırnak, S. (2018). Türkiye konut fiyat endeksi ve düzey bazlı konut fiyat endeksleri ile seçili değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi. *Karadeniz Uluslararası Bilimsel Dergi*, 39, 222-240.
- Karadaş, H. A., & Salihoglu, E. (2020). Seçili makroekonomik değişkenlerin konut fiyatlarına etkisi: Türkiye örneği. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 16(1), 63-80.
- Karakuş, R., & Öksüz, S. (2021) BİST gayrimenkul yatırım ortaklıkları endeksi ile konut fiyat endeksi, faiz oranı ve enflasyon ilişkisi: ARDL sınır testi yaklaşımı. *BMIJ*, 9(2), 751-764. <https://doi.org/10.15295/bmij.v9i2.1825>
- 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>
- Kayral, I. E. (2017). İstanbul, Ankara ve İzmir konut fiyat değişimlerini etkileyen faktörlerin araştırılması. *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 21(1), 65-84.
- Leung, C. (2004). Macroeconomics and housing: A review of the literature. *Journal of Housing Economics*, 13(4), 249-267.
- McQuinn, K., & O'Reilly, G. (2008). Assessing the role of income and interest rates in determining house prices. *Economic Modelling*, 25(3), 377-390.
- Meidani, A. N., Zabihi, M., & Ashena, M. (2011). House prices, economic output, and inflation interaction in Iran. *Research in Applied Economics*, 3(1), 1-13.
- Münyas, T. (2020). Reel sektör güven endeksi ile hedonik konut fiyat endeksi arasındaki ilişki üzerine bir araştırma. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(5), 1383-1394.
- Organisation for Economic Co-Operation and Development (OECD). (2023). Housing Prices. 23 Nisan 2023 tarihinde OECD Resmi Sitesi: <https://data.oecd.org/price/housing-prices.htm> adresinden alınmıştır.

- Öner Badurlar, İ. (2008). Türkiye'de konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin araştırılması. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(1), 223-238.
- Özçim, H. (2022). Türkiye'deki konut satışı ile TCMB politika faiz oranı ve konut fiyat endeksi arasındaki ilişkinin analizi. *Neşebir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi SBE Dergisi*, 12(1), 523-533.
- Paksoy, S., Yöntem, T., & Büyükçelebi, B. (2014). Konut fiyat endeksi ve enflasyon arasındaki ilişki (TRC1, TRC2 ve TRC3 düzey bölgeleri üzerine ampirik bir çalışma). *Assam Uluslararası Hakemli Dergi*, 1(2), 54-69.
- Sağlam, C., & Abdioglu, Z. (2020). Türkiye'de tüketici fiyatları ile hedonik konut fiyatları arasındaki ilişki: Panel veri analizi. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 15(57), 117-128.
- Smith, S. J. (2011). Home price dynamics: A behavioural economy?. *Housing, Theory and Society*, 28(3), 236-261.
- Sutton, G. D. (2002). Explaining changes in house prices. *BIS Quarterly Review*, 32, 46-60.
- Szeidl, A., & Chetty, R. (2004). Consumption commitments and asset prices. 2004 Meeting Papers (No. 354). *Society for Economic Dynamics*.
- 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.
- Toda, H.Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregression with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66, 225-250.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB). (2023). *Konut Fiyat Endeksi, Veri: Kapsam, Dönemsellik ve Zamanlılık*. 15 Nisan 2023 tarihinde TCMB Resmi Sitesi: <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/b4628fa9-11a7-4426-ae6-dae67fc56200/KFE-Metaveri.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-b4628fa9-11a7-4426-ae6-dae67fc56200-orGbPxn> adresinden alınmıştır.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Platformu (TCMB EVDS). (2023). 10 Nisan 2023 tarihinde TCMB Resmi Sitesi: <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket> adresinden alınmıştır.
- Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK). (2023). *Ekonomik Güven*. 10 Nisan 2023 tarihinde TÜİK Resmi Sitesi: <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=ekonomik-guven-117&dil=1> adresinden alınmıştır.
- Uğur, A., & Bingöl, N. (2021). Konut fiyat endeksi ve yatırımcı duyarlılığı ilişkisinin analizi: Türkiye üzerine ampirik bir uygulama. *Uluslararası Ticaret ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 5(1), 10-21.
- Uysal, D., & Yiğit, M. (2016). Türkiye'de konut talebinin belirleyicileri (1970-2015): Ampirik bir çalışma. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksek Okulu Dergisi*, 19(1), 185-209.
- Valadez, R. M. (2010). The housing bubble and the gdp: A correlation perspective. *Journal of Case Research in Business and Economics*, 3, 1-18.
- Varlık, N. (2020). Ekonomik büyümenin konut fiyatları üzerindeki asimetric etkisi: NARDL uygulaması. *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 13(2), 352-367. doi: 10.17218/hititsosbil.800641
- Yıldırım, S., Karakaya Kırmızı, B., & Zeren, F. (2021). Türkiye'de konut fiyatlarını belirleyen makroekonomik göstergelerin analizi. *Uluslararası Ekonomi İşletme ve Politika Dergisi*, 5(1), 1-15. doi: 10.29216/ueip.754483
- Yılmaz, Y. (2022). Hisse senedi fiyatları ile döviz kuru ve konut fiyat endeksi arasındaki nedensellik ilişkisi. *Akademik Yaklaşımlar Dergisi*, 13(1), 167-185. doi: 10.54688/ayd.1109039
- Zhu, H. (2006). The structure of housing finance markets and house prices in Asia. *BIS Quarterly Review*, December.

EXTENDED SUMMARY

Housing is seen as an alternative means of accumulating wealth while meeting a basic social need for shelter. In particular, house prices are at the heart of the housing economy. The fact that the quality and return of housing investment is explained mainly in terms of changes in house prices necessitates an analysis of the determinants of house prices. In addition to real variables, house prices can also be affected by variables based on expectations and psychological factors. In this respect, it is usual for housing values to change according to optimistic or pessimistic expectations in an economy.

In Turkey, the housing sector interacts extensively with the general economy and financial markets. Its position as a sector with strong back-and-forth linkages in the economy is important in terms of directing market dynamics and public policies regarding growth/employment/income distribution. The sector, which has effective links with the financial sector, has an impact on banking, insurance and capital market variables. Urbanization, population growth, internal migration, zoning plan changes, urban transformation, natural disaster risks, urban rent, expenditures for home ownership/renting, and the structural nature of the housing/housing finance problem cause the housing sector to remain on Turkey's agenda. Based on this information, this study aims to analyze the relationship between house prices and macroeconomic and financial indicators in Turkey. The housing price index published by the Central Bank of the Republic of Turkey (CBRT) in 2010 is used to represent house prices. As macroeconomic and financial indicators, Borsa Istanbul (BIST) 100 share index and BIST Real Estate Investment Trust share index as an alternative investment instrument to housing investment, real effective exchange rate as a proxy for exchange rate, CPI-based consumer price index as a proxy for inflation, and housing loan interest rate as a proxy for interest rate, industrial production index representing economic growth, M2 money supply representing money supply, consumer confidence index and economic confidence index reflecting the current situation and future expectations in the economy, and finally, gold bullion gr/TL prices representing gold prices, which have an important place in the investment behavior of the Turkish people, are included in the research process.

The study aims to determine the causality relations between house prices and macroeconomic and financial indicators. Causality relationships are revealed with the bootstrap causality test developed by Hacker and Hatemi-J (2012). Using monthly frequency data, the research covers the period 2010/01-2022/12 and there are 156 observations for each series. The rates of change of the series are used in the research. E-views, Gauss and WinRAT's programs are used for the analysis.

It is important to determine the stationarity level of the series before the research process. In econometric analyses, since spurious regression problem may arise if the series used in the research contain unit roots, it is necessary to determine the stationarity properties of the series before the analysis. Stationarity properties are tested with Augmented Dickey Fuller (ADF) and Christopoluos and Leon-Ledesma (2010) Fourier ADF unit root tests. The findings of the ADF and Fourier ADF tests indicate that $I(1)$ for the house price index and $I(0)$ for the other series. In the next stage of the research, the degree of integration of the series was taken as one (1) in the application process of the bootstrap causality test. In order to test the relationships in the research, 20 models in which the house price index series is dependent and independent were established. Then, Hacker and Hatemi-J (2012) bootstrap causality test was applied to the models.

According to the results of the Bootstrap causality test, there is no reciprocal causality between housing prices and BIST-100 and BIST-REIT equity indices. There is no causality from house prices to the real effective exchange rate, consumer confidence index and economic confidence index, and there is no causality from housing loan interest rates to house prices. The findings reveal bidirectional Granger causality between house prices and inflation rate, M2 money supply, gold prices and industrial production index. There is unidirectional Granger causality from real effective exchange rate, consumer confidence index and economic confidence index to house prices and from house prices to mortgage interest rates. Overall, the results suggest that stock indices, which are defined as financial indicators, do not interact with house prices, while macroeconomic indicators are more active in determining house prices. It seems more reasonable for housing investors in Turkey to invest by considering these macroeconomic indicators. Future research can enrich the literature by differentiating the variables, econometric methods, country and time dimensions that affect or are thought to affect house prices.