

**Konut Fiyat Endeksi ve Yatırımcı Duyarlılığı İlişkisinin Analizi:
Türkiye Üzerine Ampirik Bir Uygulama****Analysis of THE Relationship Housing Price Index and Investor Sentiment:
An Empirical Evidence on Turkey**Ahmet Uğur^a, Nergis Tosun^{b**}^a Prof. Dr., İnönü Üniversitesi İktisadi, İdari ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, ahmet.ugur@inonu.edu.tr, 0000-0002-5735-7428.^b Doktora Öğrencisi, İnönü Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Bölümü, nergisbingol89@gmail.com, 0000-0001-5760-2596.**MAKALE BİLGİSİ****Makale Geçmişi:**Başvuru Tarihi: 4 Nisan 2020
Düzeltilme Tarihi: 30 Ekim 2020
Kabul Tarihi: 14 Kasım 2020**Anahtar Kelimeler:**Yatırımcı Duyarlılığı,
Tüketici Güven Endeksi,
Konut Fiyat Endeksi,
Davranışsal Finans.**ÖZ**

Konut fiyatlarında meydana gelen dalgalanmalar bazen genel ekonomik kuramlarla açıklanamamaktadır. Davranışsal finans açıklanamayan dalgalanmalara psikolojik faktörlerle açıklama getirmektedir. Bu çalışmada da yatırımcı duyarlılığı ve konut fiyat endeksi ilişkisi Türkiye açısından incelenmiştir. 2012:02-2020:05 dönemi aylık verilerine Hacker ve Hatemi-J (2006) ve Hatemi-J (2012) nedensellik testleri uygulanmıştır. Nedensellik analizleri sonucunda Türkiye’de yatırımcı duyarlılığı ve konut fiyat endeksi arasında çift yönlü nedensellik bulgusuna ulaşılmıştır. Nedensellik analizleri ile konut fiyatlarının geçmiş hareketlerinin yatırımcı duyarlılığını etkilediği, yatırımcı duyarlılığının da konut fiyatlarında meydana gelen değişimleri öngörebildiği sonuçlarına ulaşılmıştır.

JEL Classifications: E00, E21, E27.**ARTICLE INFO****Article History:**Received April, 4, 2020
Received in revised form October, 30, 2020
Accepted November, 14, 2020**Keywords:**Investor Sentiment,
Consumer Confidence Index,
Housing Price Index,
Behavioral Finance.**ABSTRACT**

Fluctuations in house prices are sometimes not explained by general economic theories. Behavioral finance explains unexplained fluctuations with psychological factors. In this study, the relationship between investor sentiment and housing price index has been examined in terms of Turkey. 2012:02-2020:05 monthly data Hacker and Hatemi - J (2006) and Hatemi-J (2012) causality tests have been applied. As a result of a analysis of causality in Turkey it has also reached bidirectional causality between investor sentiment and housing price index. The causality analysis showed that past movements of house prices affect investor sensitivity and investor sensitivity can predict changes in house prices.

JEL Sınıflandırması: E00, E21, E27.**** Sorumlu yazar/Corresponding author.**
e-posta: nergisbingol89@gmail.com

1. GİRİŞ

2008 yılında ABD konut piyasası kaynaklı kriz ardından emlak piyasasının yakın dönemdeki fiyat hareketlerinin incelenmesi önemli konular arasına girmiştir. Konut fiyat hareketlerinin gelecekteki seyrinin tahmini gayrimenkul analistleri ile sınırlı kalmamış aynı zamanda ekonomistler, politika yapıcılar, politikacılar ve genel olarak küresel toplum için büyük önem taşıyor hale gelmiştir. Dolayısıyla sadece faiz oranı veya enflasyon gibi çeşitli ekonomik faktörleri değil, konut fiyat dinamiklerinin yapısına katkıda bulunan psikolojik veya sosyo-demografik unsurlar da dahil olmak üzere kısmen gözlemlenemeyen diğer çeşitli bireysel faktörleri de dikkate alma gerekliliği ortaya çıkmıştır (Aktaran Jhala, 2019: 5). Bu tür ek faktörleri hesaba katmak, odak noktasının getiri maksimizasyonu ve piyasaların verimliliği gibi ekonomik endişelerden, yatırımcı duyarlılığı gibi irrasyonel ekonomik davranışların incelenmesine kaydırmıştır (Jhala, 2019: 5).

Yatırımcı duyarlılığı esasında yatırımcıların inançlarını biçimlendiren faktörleri ve yatırım karar sürecinde referans almış oldukları değerlerin anlaşılmasını kolaylaştırmaktadır (Müldür, 2019: 41). Bu bağlamda yatırımcı duyarlılığı yatırımcıların düşünce, duygu ve hislerinin varlık fiyatları üzerinde yaratmış oldukları etkiyi ifade etmektedir (Şenkesen, 2009: 271). Zweig (1973) tarafından yapılan tanıma göre profesyonel olmayan bireysel yatırımcıların tek taraflı beklentilerine yatırımcı duyarlılığı denilmektedir (Perez, 2011: 16). Oawi (2010) ise yatırımcı duyarlılığını hisse senedi fiyatlarında meydana gelen büyük fiyat hareketleri tarafından tetiklenen olumlu veya olumsuz duygularla ilişkili bir ölçü olarak tanımlamıştır. Bireylerin kendilerini yabancı hissettikleri bir nedenden ötürü herhangi bir durum hakkında aşırı derecede kötümser ya da iyimser hissetmeleri olarak tanımlanmaktadır yatırımcı duyarlılığı (Sarı, 2019: 133). Bu kapsamda yatırımcıların kötümser veya iyimser beklentilerine göre varlık fiyatlarında artış veya düşüş meydana gelmesi diğer bir ifadeye konut fiyatlarının düşmesi veya artması durumu söz konusu olabilmektedir (Coşkun, 2016: 207).

Klasik ekonomi teorisine göre konut dayanıklı ürünler arasında yer almakta, fiyatı tamamen bir varlık olarak belirlenmekte, konut fiyatları konut piyasasındaki talep ve arz arasında oluşan denge tarafından belirlenmektedir (Wang ve Hui, 2017: 57). Davranışsal finans kapsamında değerlendirildiğinde ise konut piyasasında fiyatlar yükselmeye başladığında ortaya çıkan irrasyonel coşku alıcı ve satıcıların gelecekteki fiyat değerlendirmelerini ortadan kaldırarak konut fiyatlarının yükselişe geçmesine neden olabilmektedir. Konut fiyatları döngü boyunca aşırı derecede değişken hale gelerek, temelden daha fazla yükseliş kaydedip düşmesi gerekenden daha hızlı bir düşüş sergileyebilmektedir (Thao, 2012: 3).

Konut fiyatları ve duyarlılık arasındaki bağlantıyı incelemek birkaç nedenden dolayı önemlidir. Konut sermayesi birçok ev sahibi için en büyük zenginlik kaynağı olduğundan, konut fiyatlarındaki hızlı artışlar ve düşüşler tüketim ve yatırım ve dolayısıyla ulusal ekonomik büyüme üzerinde önemli bir etkiye sahip olabilmektedir. Bu nedenle, konut fiyatlarındaki oynaklığın kaynağı politika yapıcılar için büyük ilgi görmektedir. Eğer duyarlılık gerçekten ev alıcıları için önemli bir itici güçse, o zaman konut fiyatları kısa vadede doğal olarak istikrarsızdır, fiyatlar piyasa hissinessine bağlı olarak temel değerlerden sapabilir ve böylece volatilitayı artırabilir. Uzun vadede, yavaş bilgi açığa çıkarma süreci, duyarlılığın neden olduğu yanlış fiyatlandırmanın, konut piyasalarında diğer daha likit varlık piyasalarına göre daha hızlı hızlanabileceği ve fiyatların patlayıcı balonlara yüksek oranda eğilimli olmasına neden olacağı anlamına gelir (Thao, 2012: 6).

Türkiye açısından ele alındığında sermaye piyasalarının karmaşık yapısı, risklere duyarlılığı, finansal aracılıklarda yaşanan sorunlar, konut yatırımının güvenli olarak kabul edilmesi, geleneksel konut talebinin varlığı, hane halkı servetindeki payı, fon akımlarındaki yeri, enflasyona karşı korunmada önemli bir araç olduğu yönündeki algı, reel getiri sağlayan bir araç olarak görülmesi (Coşkun, 2016: 207- 214) gibi nedenler hane halkının portföyünde konut yatırımlarının ağırlığını arttırmaktadır. Dolayısıyla yatırımcı duyarlılığı ve konut fiyat endeksi birbirleriyle ilişkili iki kavram haline gelmektedir. Söz konusu durum iki temel sorunun sorulması gerekliliğini ortaya çıkarmaktadır. Bunlardan birincisi; Türkiye’de konut fiyat hareketlerinin yatırımcı duyarlılığını açıklamada rolü var mı? İkinci soru ise geçmiş konut fiyat hareketleri yatırımcıların duygu değişikliklerini öngörmektedir mi? Bu soruların cevapları aranırken 2012:02- 2020: 05 dönemi aylık verilerini kullanarak yatırımcı duyarlılığı ve konut fiyat endeksi ilişkisi incelenmiştir. Çalışmada yatırımcı duyarlılığı göstergesi olarak TÜİK tarafından hesaplanan Tüketici Güven Endeksi kullanılmış ve konut fiyat endeksi olarak TCMB tarafından hesaplanan Konut Fiyat Endeksi kullanılmıştır. Yapılan literatür incelemesinde konut fiyat endeksi ve yatırımcı duyarlılığı arasındaki ilişkiyi Türkiye için inceleyen çalışmaların olmadığı görülmüştür. Bu nedenle çalışmanın Türkiye’de konut fiyat hareketleri ve yatırımcı duyarlılığını inceleyen ilk çalışmalardan biri olarak literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Çalışma giriş bölümünden sonra iki bölüme oluşmaktadır. Giriş bölümünde yatırımcı duyarlılığı ve konut fiyat ilişkisi, birinci bölümde konuyla ilgili yapılan çalışmalar incelenmiştir. İkinci bölümde değişkenler ele alınmış ve değişkenler arasındaki ilişkiyi tespit etmek için yapılmış ekonometrik çalışmalar ve bulgu sonuçları yer almaktadır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Konut piyasasındaki fiyat hareketlerini açıklamada psikolojik faktörlerin potansiyel önemine rağmen yatırımcı duyarlılığı ve konut fiyat endeksi arasındaki doğrudan ilişkiyi inceleyen çalışmalar duyarlılığı ölçmedeki zorluklar nedeniyle henüz kısıtlıdır (Thao, 2012: 4). Türkiye açısından değerlendirildiğinde ise konut fiyat endeksi ve tüketici güven endeksi ilişkisi yatırımcı duyarlılığı kapsamında incelenmekten ziyade makro değişkenler bağlamında ele alınmıştır. Bu nedenle söz konusu ilişkinin yatırımcı duyarlılığı kapsamında ele alındığı çalışmalar bulunmamaktadır. Çalışmanın bu bölümünde Türkiye açısından makro ekonomik bağlamda tüketici güven endeksi ve konut fiyat endeksi ilişkisinin incelendiği çalışmalar ve yabancı literatürde yatırımcı duyarlılığı ve konut fiyat endeksi ilişkisinin incelendiği çalışmalar yer almaktadır.

Goodman (1994)'nın çalışmasının amacı Michigan Yayılım Endeksi, Konferans Kurulu Anketi, Ulusal Ev Yapımcıları Birliği, Mortgage Bankacılığında Kredi Uygulamaları gibi tüketicilere, borç verenlere ve inşaatçılara yapılan anketlerin konut istatistiklerini tahmin gücünü tespit etmektir. Çalışmanın bağımsız değişkenleri ipotek faiz oranının cari ve gecikmeli değerleri, Michigan Yayılım Endeksinde tüketicilerin ev satın alma tutumları, Konferans Kurulu Tüketici Anketinde tüketicilerin ev satın alma planları, Ulusal Ev Yapımcıları Birliğinde konut inşa edenlerin düşüncesi ve Mortgage Bankacılığında Kredi Uygulamalarındaki Satın Alma Uygulama Endeksidir. Bağımlı değişkenler ise tek aileli konut başlangıcı, yeni ev satışları, mevcut ev satışlarıdır. 1971: 08- 1993: 12; 1984: 04- 1993: 12 ve 1990: 05- 1993: 12 olmak üzere üç döneme ayrılan değişkenlere regresyon analizi uygulanmıştır. Çalışmanın sonucunda konut inşa edenlerin tutumları dışında ulaşılan konut serilerinin kendi geçmiş ve ipotek faiz oranlarında çok az tahmin gücü sağladığı yorumunu yapmıştır.

Dua (2008) çalışmasında 1984:01- 2005:07 döneminde tüketicilerin konut satın alma tutumlarının etkileyen faktörleri VAR metodolojisini kullanarak incelemiştir. Tüketicilerin satın alma tutumlarını gösteren veriler Michigan Üniversitesi tarafından yürütülen anketlerden alınmıştır. Çalışmaya dahil edilen diğer değişkenler ise mevcut ve beklenen faiz oranları, servet, beklenen reel harcanabilir gelir, finansal durumdaki beklenen değişiklik ve konut fiyatlarıdır. Ampirik sonuçlar, tüketicilerin satın alma tutumları ile değişkenlerin her biri arasında uzun vadeli bir ilişki olduğunu göstermektedir. Etki tepki analizi sonuçları değişkenlerin her birine yönelik şokların satın alma tutumları üzerinde öngörülebilir ve kalıcı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Ayrıca, varyans ayrıştırması sonuçlarına göre hem cari hem de beklenen faiz oranlarının, tüketicilerin ev satın almaya yönelik algılarındaki varyasyonun büyük bir oranını açıkladığını göstermektedir. Tüketicilerin ev satın

almaya yönelik tutumlarının gerçek satın almalara dönüşmesi muhtemel olduğundan, bu çalışma, önem sırasına göre, faiz oranlarının- hem mevcut hem de gelecekteki- ev satın alma kararları üzerinde maksimum etkiye sahip olduğunu ve ardından gerçek harcanabilir gelir beklentilerinin geldiğini göstermektedir.

Piazzesi ve Scheider (2009) çalışmalarında ABD'deki Mortgage Krizi esnasında hane halkının inançlarını incelemişlerdir. Bunun için de krizin farklı dönemlerinde Michigan Üniversitesi Tüketici Güven Anketi üzerine bir küme analizi gerçekleştirmişlerdir. Analiz ile hane halkının konut ve genel ekonomi görüşlerindeki heterojenliği tespit etmek istemişlerdir. Çalışmanın sonucunda her zaman bir ev satın almak için iyi bir zaman olduğuna inanan, ev fiyatlarının daha da artacağını düşünen bir grubun olduğu yorumunu yapmışlardır. Ayrıca ulaşılmış oldukları sonuçtaki dikkat çekici nokta konut alımı ile ilgili iyimserliğin fiyatların en yüksek seviyesine ulaştığı 2004-2005 döneminde giderek artış göstermiş olmasıdır.

Thao, vd. (2013) çalışmalarındaki temel amaç konut piyasasındaki duyarlılığı doğrudan test etmektir. Bu amaçla konut fiyat temsilcisi olarak Case- Shiller ABD Ulusal Konut Fiyat Endeksini kullanmışlardır. Ayrıca duyarlılık temsilcisi olarak da konut piyasalarının üç önemli aktörü olan ev talep edenler için duyarlılık göstergesi olarak Michigan Üniversitesi Tüketici Güven Endeksini, konut inşaatçıları için Ulusal Ev Üreticileri Birliği tarafından yayınlanan NAHB / Wells Fargo konut Piyasası Endeksini ve borç verenler için Federal Rezerv Kurulu'nun Banka Kredi Uygulamaları Üzerine Kıdemli Kredi Yetkilisi Görüş Anketini kullanmışlardır. 1990: Q2- 2010: Q3 dönemi verilerine VAR metodolojisini uygulamışlardır. Çalışmanın sonucunda konut piyasasındaki duyarlılığın konut fiyat değişikliklerini öngördüğü bilgisine ulaşılmıştır.

Wain (2013) yatırımcı duyarlılığı ve gayrimenkul fiyatları arasındaki ilişkiyi incelerken yatırımcı duyarlılığı göstergesi olarak VIX endeksini, gayrimenkul fiyatlarını temsilen Case Shiller konut fiyat endeksini kullanmıştır. 2001: 01- 2013: 05 dönemi aylık verilerine regresyon analizi uygulamıştır. Analiz sonucunda yatırımcı duyarlılığının emlak fiyatlarının belirlenmesinde önemli bir faktör olduğu yorumunu yapmıştır.

Akkaya (2014) çalışmasında Hedonik Konut Fiyat Endeksi ve makro değişkenler arasındaki ilişkiyi incelemiş olup bu değişkenlerden biride TÜİK Tüketici Güven Endeksidir. 2010: 01- 2017: 03 dönemi aylık verilerine ARDL sınır testi ve Granger Nedensellik Testi uygulamıştır. ARDL testi sonucunda TÜİK Tüketici Güven Endeksinin uzun dönemde Hedonik Konut Fiyat Endeksi üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşırken Granger nedensellik testi sonucunda Tüketici Güven Endeksi ve Hedonik Konut Fiyat Endeksi arasında çift yönlü nedensellik olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Ling, vd. (2015) reel konut fiyatları ve duyarlılık arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Konut fiyatlarını

temsilen S&P CaseShiller Ulusal Konut Fiyat Endeksini, duyarlılığın talep tarafını temsilen Michigan Tüketici Anketini, arz tarafını temsilen NAHB/ Wells Fargo Konut Piyasası Endeksini, kredi tarafını temsilen Federal Rezev Kurulu Banka Kredilerine İlişkin Kıdemli Kredi Yetkilisi Görüş Anketini kullanmışlardır. 1990: Q2- 2010: Q3 dönemi verilerine VAR analizi uygulamışlardır. Çalışmanın sonucunda konut fiyatlarının gelecek değeri ile yatırımcı duyarlılığı arasında ilişki olduğu bulgusunu elde etmişlerdir.

Yalçın, vd. (2017) ekonomik güven endeksi ve Düzey 2 illerini kapsayan bölgesel bazlı konut fiyat endeksi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Bu amaçla 2010: 01- 2017: 07 dönemi aylık verilerine ARDL sınır testi, Granger nedensellik testi ve Toda- Yamamoto nedensellik testlerini uygulamışlardır. Analiz sonuçlarına göre Doğu Karadeniz ve Akdeniz bölgelerinde konut fiyatları ve ekonomik güven endeksi arasında çift taraflı nedensellik olduğu yorumunu yapmışlardır.

Karaağaç ve Altınırnak (2018) çalışmalarında Düzey 2 Bölgelerinin Konut Fiyat Endeksi ve Tüketici Güven Endeksinin de dahil olduğu makro değişkenlerle ilişkisini incelemişlerdir. 2010: 01- 2017: 12 dönemi verilerine Granger Nedensellik Analizi uygulamışlardır. Çalışmanın sonucunda Türkiye Konut Fiyat Endeksi ile Tüketici Güven Endeksi arasında çift yönlü nedensellik olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca bölgesel bazda incelendiğinde ise TR10, TRC2, TRC3, TRA1, TRA2 bölgeleri konut fiyat endeksi ve tüketici güven endeksi arasında farklı yönlü nedensellikler tespit etmişlerdir.

Nanda ve Heining (2018) çalışmalarında yatırımcı duyarlılığı ve Londra Batı yakası emlak piyasası arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Yatırımcı duyarlılığı göstergesi olarak üç farklı gösterge kullanmışlardır. Bunlardan birincisi Tüketici Güven Endeksinin de dahil olduğu makro değişkenlerle açıklanan dolaylı duyarlılık göstergeleridir. İkincisi internet üzerinden çevrimiçi arama hacmi verileridir. Üçüncüsü ise çeşitli piyasa raporlarından duyularını çıkarmak için hesaplanan dilsel yöntemleri kullanmışlardır. 2004: Q1- 2014: Q4 dönemi verileriyle oluşturulan üç modelden en yüksek R² değerine sahip olan ve en iyi performansa sahip olan göstergenin çevrimiçi arama hacmi verisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Martens (2019) çalışmasında Auckland konut fiyatları ve duyarlılık arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Duyarlılık temsilcisi olarak metin analizine dayalı oluşturduğu medya duyarlılık endeksini, Baker ve Wurgler (2006) metodolojisine göre oluşturduğu yatırımcı duyarlılık endeksini ve ASB konut güven endeksini kullanmıştır. 2014- 2019 dönemi verilerine regresyon analizini uygulamıştır. Analiz ile medya duyarlılık endeksi ile konut fiyatları arasında anlamsız bir ilişki olduğu, yatırımcı duyarlılık endeksi ve ASB konut güven endeksinin ise konut fiyatları ile arasında ise istatistiksel

olarak anlamlı ve pozitif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Sönmezer (2019) çalışmasında tüketici güven endeksi, konut birim fiyatları ve Hedonik Konut Fiyat Endeksinin de aralarında yer aldığı değişkenlerle Türkiye’de konut talebinin nasıl şekilleneceğini incelemiştir. 2013:01- 2019: 01 dönemi aylık verilerine Johansen eşbütünleşme testi ve VAR analizi uygulamıştır. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilememiş olup Granger nedensellik testi sonucunda tüketici güven endeksi ve konut talebi arasında ilişki olmadığı sonucuna ulaşmıştır.

Cepni, vd. (2020) çalışmalarında Çin için konut getirilerini tahmin etmede yatırımcı duyarlılığının rolünü incelemiştir. Bu amaçla 2006:01- 2018: 12 dönemi konut fiyatları ile konut fiyat endeksi oluşturmuşlardır. Yatırımcı duyarlılığı göstergesi olarak da Baker ve Wurgler (2006)’yı izleyerek altı yatırımcı duyarlılığı göstergesi ile (kapalı uçlu fon indirimi, ilk halka arz ilk gün getirileri, yükselen hisse senedi sayısının düşen hisse senedi sayısına oranı, yeni A- hisseli piyasa hesapları, piyasa devir oranı ve tüketici güven endeksi) yatırımcı duyarlılık endeksi oluşturmuşlardır. Değişkenlere zamanla değişen parametre regresyonları uygulamışlardır. Analiz sonucunda yatırımcı duyarlılığının konut getirilerini tahmin etmede önemli bir faktör olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Hong ve Li (2020) çalışmalarında Çin’deki konut fiyatları ve yatırımcı duyarlılığı arasında ki ilişkiyi incelemişlerdir. Yatırımcı duyarlılığı göstergesi olarak altı temel yatırımcı duyarlılığı göstergesi (kapalı uçlu yatırım fonu, ilk halka arz ortalama ilk gün getirisi, yükselen hisse senedi sayısının azalan hisse senedi sayısına oranı, yeni A-hisseli piyasa hesapları, piyasa devir oranı ve tüketici güven endeksi) ile oluşturmuş oldukları yatırımcı duyarlılığı endeksini kullanmışlardır. 2006: 01- 2019: 02 dönemi aylık verilerine Wavelet (Dalgacık) Metodunu, DCC-GARCH ve Granger nedensellik testini uygulamışlardır. Çalışmanın sonucunda ulaşılmış oldukları en temel sonuç; konut fiyatları ve yatırımcı duyarlılığı arasında karşılıklı bir ilişki olduğu şeklindedir. DCC- GARCH modeli ile her seviyede anlamlı pozitif korelasyonlar tespit etmişlerdir. Wavelet metodu ile de kısa vadeli yatırımcılar için yatırımcı duyarlılığının konut fiyatları üzerinde etkili olduğu, orta vadeli yatırımcılarda ise konut fiyatlarının yatırımcı duyarlılığını etkilediği sonuçlarına ulaşırken uzun dönemli yatırımcılar için iki değişken arasında karşılıklı bağımlılık tespit etmişlerdir. Ayrıca yüksek ekonomik kalkınma seviyelerine sahip bölgelerde konut fiyatları ve yatırımcı duyarlılığı arasındaki korelasyonun daha yüksek olduğu yorumunu yapmışlardır.

Usta (2020) çalışmasında Türkiye konut piyasasında konut kredisi, yatırımcı duyarlılığı, konut fiyatları ve konut arzı arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Duyarlılık göstergesi olarak Avrupa Komisyonu tarafından hesaplanan Ekonomik Duyarlılık Endeksini, konut fiyat göstergesi olarak Hedonik Konut Fiyat Endeksini kullanmıştır. 2010: 01- 2018: 06 dönemi aylık verilerine ARDL sınır testi ve

Toda Yamamoto nedensellik analizi ve DOLS testini uygulamıştır. Yapılan analizler ile değişkenler arasında uzun vadeli ilişki olduğu, konut fiyatlarında meydana gelen artışta konut kredilerinin önemli bir rolü olduğu, kısa vadede konut kredisi hacmini ve konut arzını tahmin etmede duyarlılığın önemli bir rolü olduğu gibi sonuçlara ulaşmıştır.

3. TÜRKİYE'DE YATIRIMCI DUYARLILIĞI VE KONUT FİYAT ENDEKSİ İLİŞKİSİNİN ARAŞTIRILMASI

Çalışmada yatırımcı duyarlılığı (YD) ve konut fiyat endeksi (KFE) arasındaki ilişki incelenmiştir. Tüketici Güven Endeksi ve Türkiye Konut Fiyat Endeksi verileri TCMB- EVDS veri tabanından alınmıştır. 2012: 02- 2020: 05 dönemi verilerine birim kök testleri yapılmış, tanımlayıcı istatistikleri yorumlanmış, korelasyon katsayıları incelenmiş, Hacker ve Hatemi- J(2006) ve Hatemi-J (2012) nedensellik testleri uygulanmıştır. Çalışmanın bu bölümünde öncelikle iki değişken açıklanmış, daha sonra değişkenler arasındaki ilişkinin varlığı ve ilişkinin yönünü belirlemek amacıyla yapılan analizler yer almaktadır.

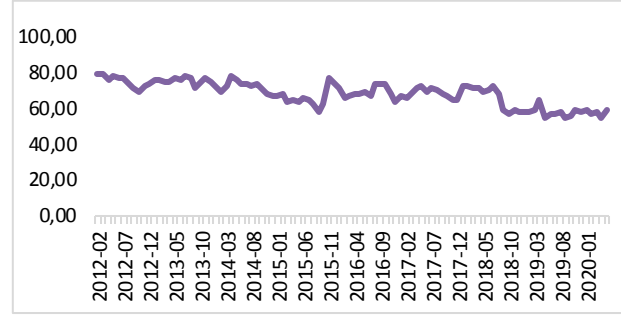
3.1. Veri

Yatırımcı duyarlılığı göstergesi olarak TÜİK tarafından hesaplanan Tüketici Güven Endeksi kullanılmıştır. Tüketici güven endeksi hanehalkının mevcut ve gelecek dönemdeki finansal durum beklentilerinin anket yöntemiyle tespit edilmesini sağlamaktadır. Davranışsal finans literatüründe yatırımcı duyarlılığının incelendiği çalışmalarda sıklıkla yatırımcı duyarlılığı göstergesi olarak yer almaktadır. Konut fiyat endeksi yatırımcıların sadece serveti ölçmelerine değil aynı zamanda mevcut ve gelecekteki getiri oranlarını değerlendirmelerine yardımcı olduğu için bu endeksin takibine yönelmektedirler (Eurostat, 2013: 16). Bu nedenle çalışmada TCMB tarafından hesaplanan Konut Fiyat Endeksi kullanılmıştır.

3.1.1. TÜİK Tüketici Güven Endeksi

Tüketici Güven Endeksinin veri kaynağı Tüketici Eğilim Anketi olup Türkiye geneline aylık olarak uygulanmaktadır. Endeks gelecek 12 aylık dönemdeki tasarruf etme ihtimali, işsiz sayısı, genel ekonomik durum ve hanenin maddi durum beklentisi olmak üzere dört alt endeks ile hesaplanmaktadır. 0 ile 200 arasında değer alan endeksin 100'den büyük olması durumunda tüketici güveninde iyimser, 100'den küçük olması durumunda ise kötümser bir durum olduğu yorumu yapılmaktadır (<http://www.tuik.gov.tr> Erişim Tarihi: 05.09.2020).

Grafik 1. TÜİK Tüketici Güven Endeksi



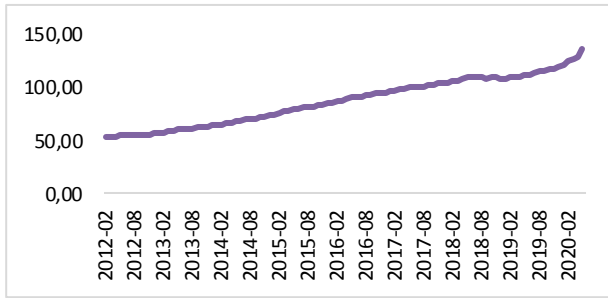
Kaynak: TCMB- EVDS (Erişim Tarihi: 01.09.2020)

Grafik 1'de 2012: 02- 2020: 05 dönemi Tüketici Güven Endeksi değerleri yer almaktadır. 2012 yılında Avro Bölgesinde yaşanan kriz Türkiye'nin bölgeye olan ihracatının azalmasına neden olmuştur. Bunun da etkisiyle Türkiye'de 2001 krizi sonrasında yakalanan büyüme trendi yavaşlamış, iç tüketimde önemli boyutta azalma yaşanmıştır. 2012 yılında ekonomide yaşanan yavaşlamanın etkisi Tüketici Güven Endeksi'nde kendini göstermiştir (Akyıldız, 2017: 122). Faiz oranlarındaki artış, gelişmekte olan piyasalarda yaşanan parasal çıkışlar, yabancı para birimlerinin değer kaybı, FED'in parasal genişlemeyi düşüreceğine dair yapmış olduğu açıklamalar gibi küresel piyasa gelişmeleri ve Türkiye'de yaşanan sosyo- politik olaylar Tüketici Güven Endeksi'nin 2013 yılında ve 2014 yılının ilk yarısında dalgalı seyrini sürdürmesine neden olmuştur. Eylül 2015 döneminde endeks 58,5 değeri ile küresel ekonomik krizden sonraki en düşük seviyesini görmüştür. Kasım 2015 seçimlerinden sonra siyasi belirsizlikte yaşanan azalma güven endeksinde iyileşmenin önünü açmıştır. Söz konusu Kasım ayında Tüketici Güven Endeksi bir önceki aya kıyasla %22,9 oranında artış göstererek 77,1 düzeyinde gerçekleşmiştir. Ağustos 2016 döneminde ise %11, 1'lik bir artışla 74,4 seviyesine ulaşmış olup Kasım 2015'den sonra en hızlı artışını göstermiştir. Ocak 2017'de Aralık 2016'ya göre %5,6'lık bir artışla 66,90'lık bir seviyeye ulaşan endeks Mayıs 2017'de 72,80'lik değeriyle Ekim 2016'dan sonraki en yüksek seviyesine ulaşmıştır. Ağustos 2018'de tüketici güveni TL'de meydana gelen değer kaybindan olumsuz etkilenmiş ve 68,3 olarak gerçekleşmişse de Aralık 2008'den sonraki en düşük değerine Ekim 2018'de %3,4'lük düşüşle ulaşmıştır. Fakat 2019 yılının Mayıs ayına geldiğinde endeks hesaplandığı tarihten sonraki en düşük seviyesine bu ay da ulaşmış olup 55,3'lük bir değer gerçekleşmiştir. 2019 yılının son aylarında Çin'de görülen daha sonra tüm dünyayı etkisi altına alan Covid- 19'un etkisiyle düşme eğilimine giren endeks Nisan 2020'de 54,9 ile daha önceki dönemlerde düşük olarak nitelendirilen değerlerinin de altına düşerek en düşük seviyesini görmüş olup Mayıs ayında atılan normalleşme adımlarıyla Nisan ayına göre %4,6 artarak 59, 5 değerine ulaşmıştır (ekonomi.isbank.com.tr Erişim Tarihi: 06.09.2020).

3.1.2. Türkiye Konut Fiyat Endeksi

Konut fiyat endeksi Türkiye konut piyasasında meydana gelen fiyat değişimlerini hesaplamaya yönelik bir endekstir. Endeks, Türkiye geneli için hesaplanmakta olup hedonik regresyon yöntemi kullanılarak oluşturulmaktadır. Hesaplamalarda kullanılan konut fiyatları, bireysel konut kredisi veren ticari bankalardaki başvurular sırasında düzenlenmekte olan değerlendirme raporlarından elde edilmektedir (www.tcmb.gov.tr Erişim Tarihi: 07.09.2020). Konut fiyat endeksi bir tüketim veya üretim malından çok bir varlık fiyatının gelişimini yansıtmaması nedeniyle diğer fiyat endekslerinden farklılaşmaktadır (Akyıldız, 2017: 169).

Grafik 2. Konut Fiyat Endeksi



Kaynak: TCMB- EVDS (Erişim Tarihi: 01.09.2020)

Grafik 2’de 2012: 02- 2020: 05 dönemi konut fiyat endeksi verileri yer almaktadır. Grafikteki genel trende bakıldığında uzun süreli ve istikrarlı bir artış olduğu gözlemlenmektedir (Taşdemir, 2015: 4). Türkiye’de konut piyasası hareketliliğini genel olarak sürdürmekte olup sektörde artan maliyetler ve beraberinde ortaya çıkması olası olan fiyat artışları belirli bir süre sonra konut fiyatlarında yukarı yönlü bir eğilim göstermesinin önünü açmaktadır. Eylül 2013- Eylül 2018’i kapsayan süreçte konut fiyat endeksi %31, 58 oranında bir artış sergilemiştir. Bu artış yükselen enflasyon ve faiz oranları nedeniyle yavaş bir şekilde gerçekleşmiştir. Ekim 2018’de ise bir önceki yılın aynı dönemine göre %10,48’lik bir artış meydana gelmiştir. 2018- 2019 döneminde ise özellikle yükselen enflasyon oranlarıyla birlikte düşen alım gücü konut talebinde bir daralmaya neden olmuştur. Enflasyona yenik düşen konut fiyatları konut fiyat endeksinin nominal oranda yükselmesine, reel anlamda düşmesine neden olmuştur. Endeks 2020 yılının Nisan ayında bir önceki aya kıyasla %1,7’lik bir artış göstererek 127,50 seviyesine ulaşmıştır. Fakat Covid- 19 salgını konut talebinde önemli bir düşüş yaşanmasına neden olmuştur. Kamu bankalarının öncülüğünde başlatılmış olan konut kredisi kampanyaları konut satışlarında artış meydana getirmiş olup beraberinde konut fiyatları da yükselmiştir (www.bmd.com.tr/Erişim Tarihi, 07.09.2020, ekonomi.isbank.com.tr Erişim Tarihi: 06.09.2020).

3.2. Yöntem ve Bulgular

Çalışmanın bu bölümünde yatırımcı duyarlılığı ve konut fiyat endeksi ilişkisini incelemek için yapılmış

ekonometrik yöntem ve bulgulara yer verilmiştir. Değişkenlere öncelikle ADF ve PP birim kök testleri uygulanmış, tanımlayıcı istatistikleri ve korelasyon katsayıları yorumlanmış ve son olarak Hacker ve Hatemi-J(2006) bootstraplı nedensellik analizi uygulanmıştır. VAR(1) modeline ait ters kökler ve otokorelasyon sonuçları Ek-1 ve Ek-2’de yer almaktadır.

3.2.1. Augmented Dickey Fuller (ADF) Birim Kök Testi ve Phillips Perron (PP) Birim Kök Testi

Durağan serilerin zaman içerisinde geçirmiş olduğu yapısal kırılmalar durağan olmayan serilerin ortaya çıkmasına ve yapılan analizlerde sahte regresyon problemi ile karşılaşılmasına neden olmaktadır. Sonuç olarak anlamlı ilişkiye sahip olmayan değişkenler arasında anlamlı ilişkiler olduğu yorumu yapılmakta ve ekonomik yönden zayıf sonuçlar elde edilmektedir. Bu nedenle durağan olmayan serilerdeki birim köklerin tespit edilmesi gerekmektedir (Kutlar, 2012: 464- 466). Literatürde birim köklerin tespiti için en yaygın kullanılan yöntemler ADF ve PP birim kök testleridir. Dickey- Fuller (1981) tarafından geliştirilmiş olan ADF testinin sabit ve sabitli- trendli modellerin tahmini için sırasıyla eşitlik 1 ve 2 kullanılmaktadır. Eşitliklerde Δ fark operatörünü, X incelenen seriyi, β , λ , u_t hata terimini, k gecikme sayısını göstermektedir.

$$\Delta x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta x_{t-i} + u_t \quad (1)$$

$$\Delta x_t = \beta_0 + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 trend + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta x_{t-i} + u_t \quad (2)$$

Phillips Perron (1998) birim kök testi ise eşitlik 3 ve 4 yardımıyla hesaplanmaktadır. Her iki testinde temel hipotezi serinin birim köklü durağan olmadığını, gösterirken alternatif hipotez durağan olduğunu göstermektedir.

$$Y_t = \hat{\mu} + \hat{\alpha} Y_{t-1} + \hat{\mu}_t \quad (3)$$

$$Y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} \left(t - \frac{1}{2} \lambda \right) + \tilde{\alpha} Y_{t-1} + \hat{\mu}_t \quad (4)$$

Tablo 1’de değişkenlere ait ADF ve PP Birim Kök Testi sonuçları yer almaktadır. Test sonuçlarına göre YD değişkeni I(0)’da durağandır. KFE değişkeni ise her iki test sonucuna göre I(1) düzeyinde durağandır.

Tablo 1. Değişkenlere Ait ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	DÜZEY DEĞER I (0)			
	Sabit		Sabit+ Trend	
	ADF Değeri	Olasılık	ADF Değeri	Olasılık
YD	-0.086	0.000***	-8.165	0.000***
KFE	-0.086	0.947	0.301	0.998
Değişkenler	BİRİNCİ FARK I (1)			
	Sabit		Sabit+ Trend	
	ADF Değeri	Olasılık	ADF Değeri	Olasılık
YD	-7.615	0,000***	-7.615	0,000***
KFE	-8.476	0,000***	-8,686	0,000***
Değişkenler	BİRİNCİ FARK I (1)			
	Sabit		Sabit+ Trend	
	ADF Değeri	Olasılık	ADF Değeri	Olasılık
YD	-16.622	0.000***	-16.622	0.000***
KFE	-2.017	0.279	-1.715	0.737
Değişkenler	BİRİNCİ FARK I (1)			
	Sabit		Sabit+ Trend	
	ADF Değeri	Olasılık	ADF Değeri	Olasılık
YD	-41.002	0,000***	-40,739	0,000***
KFE	-6.428	0,000***	-6,459	0,000***

Not: *** ** ve * değerleri sırasıyla %1. %5 ve %10 anlam seviyelerinde serilerin durağanlıklarını göstermektedir.

3.2.2. Zivot-Andrews ve Lee- Starzicich Yapısal Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları

Terör olayları, savaşlar, doğal afetler, ekonomik krizler, siyasi olaylar gibi kimi zaman öngörülebilir kimi zaman ise öngörülemeyen olaylar finansal verilerde kırılmalar yaşanmasına neden olabilmektedir. ADF, PP ve DF gibi birim kök testleri yaşanan bu gibi olayları göz ardı ettiğinden serilerin durağanlığının doğru değerlendirilmesinin önünde engel oluşturabilmektedir. Bu nedenle yapısal kırılmaları da dikkate alan birim kök testleri geliştirilmiştir. Geliştirilen bu testlerden bazıları tek yapısal kırılma tarihini bazıları iki yapısal kırılma tarihini vermektedir (Yıldırım, vd., 2013: 83). Yapısal kırılmalı birim kök testlerinden biri Zivot Andrews (1992) birim kök testidir. Bu test bir yapısal kırılma tarihinin incelenmesine izin vermektedir. Zivot Andrews (1992) birim kök testinde kırılma tarihleri içsel olarak belirlenmektedir. İki yapısal kırılma tarihine izin veren testlerden biride Lee- Strazicich (2003) birim kök testidir. Bu test için gerekli olan kritik değerler Lee ve Starzicich' in 2003 yılında yapmış oldukları çalışmada yer almaktadır.

Tablo 2'de YD ve KFE değişkenlerine ait Zivot-Andrews birim kök test sonuçları yer almaktadır. Tstın sınaması yapılırken test istatistiklerinin kritik değerleri mutlak değerce kritik değerden büyük olması gerekmektedir. Buna göre YD değişkeni I(0) düzeyinde durağan, KFE değişkeni ise I(1) düzeyinde durağandır.

Tablo 2. YD ve KFE Zivot-Andrews Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	I(0)		Kritik Değerler	
	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	1%	5%
YD	2015:10	-5.28*	-5.57	-5.08
KFE	2018:12	-1.71	-5.57	-5.08
Değişkenler	I(1)		Kritik Değerler	
	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	1%	5%
YD	2018:09	-7.15**	-5.57	-5.08
KFE	2018:07	-6.93**	-5.57	-5.08

Not: *** ** ve * değerleri sırasıyla %1. %5 ve %10 anlam seviyelerinde serilerin durağanlıklarını göstermektedir.

Tablo 3'de YD ve KFE değişkenlerine ait Lee- Starzicich Birim Kök test sonuçları yer almaktadır. Bu testte serinin durağan olduğunu söylemek için test

istatistiğinin kritik değerden mutlak değerce büyük olması gerekmektedir. Analiz sonucuna göre her iki değişkende I(0) düzeyinde durağandır.

Tablo 3. YD ve KFE Lee- Starzicich Birim Kök Test Sonuçları

	I(0)		
	Kırılma Tarihleri		Test İstatistiği
YD	2019:04	2018:06	-7.26*
KFE	2017:06	2018:04	-4.89*
	I(1)		
	Kırılma Tarihi	Test İstatistiği	
YD	2018:01	2019:05	-8.41
KFE	2013:12	2019:01	-5.21

Not: *** ** ve * değerleri sırasıyla %1. %5 ve %10 anlam seviyelerinde serilerin durağanlıklarını göstermektedir. Kritik Değerler sırasıyla %1 için -4.54, %5 için -3.84, %10 için -3.50.

3.2.3. Tanımlayıcı İstatistikler

Jarque- Bera test istatistiği değişkenlerin normal dağılım sergileyip sergilemediğini tespit etmek için kullanılmaktadır. Normal dağılım simetrik bir yapıya sahip olsa da histogramlar ile incelendiğinde değişkenler simetrik yapı sergileyemebilmektedir. Bu nedenle serilerin dağılımları hakkında yorum yapılırken çarpıklık ve basıklık katsayıları kullanılmaktadır. Tabloda ise YD, KFE değişkenlerine ait tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır (Uğur ve Bingöl, 2018: 268).

Tablo 4. Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

	YD	KFE
Ortalama	-0.166	0.972
Standart Sapma	4.893	0.762
Çarpıklık	0.896	3.310
Basıklık	7.374	28.160
Jarque- Bera	93.148(0.000)***	2820.646(0.000)***

Not: Çarpıklık için $S=\alpha$ [>0 için sağa Çarpık, $=0$ için simetrik, <0 için sola çarpık], Basıklık için $K=\alpha$ [>3 için dik, $=3$ normal, <3 için basık]. ***, ** ve * sırasıyla %1, %5, %10 anlam düzeylerinde değişkenlerin olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 4'de de görüldüğü gibi değişkenler sağa çarpık bir yapı sergilemektedir. Ayrıca basıklık değerleri göz önünde bulundurulduğunda seriler dik bir yapıya sahiptir. Serilerin oynaklık göstergesi standart sapma değeri olup YD değişkeninin oynaklığı KFE değişkeninininkinden daha yüksektir. Jarque- Bera değeri değişkenler için %1 anlam düzeyinde sıfır hipotezi reddedilirken alternatif hipotez kabul edilmektedir.

3.2.4. Korelasyon Katsayıları

Değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü ve gücünü belirlemek amacıyla korelasyon katsayılarını incelemek gerekmektedir. Tablo 5'de değişkenlere ait korelasyon katsayıları yer almaktadır. Değişkenler arasında pozitif ilişki olduğu görülmektedir. Diğer bir ifadeyle değişkenler birlikte hareket etmektedir.

Tablo 5. Korelasyon Katsayıları

	YD	KFE
YD	-	0.250
KFE	0.250	-

3.2.5. Gecikme Uzunluğunun Tespiti

Literatürde optimum gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Akaike, Schwarz (1978), Hannan ve Quin (1979) gibi bilgi kriterleri kullanılmaktadır. Fakat bazen bu bilgi kriterleri farklı gecikme uzunlukları sunmaktadır. Bu noktada hangi bilgi kriterinin esas alınacağı sorunu ortaya çıkmaktadır. Hatemi- J(2003) tarafından önerilen gecikme uzunluğu seçim kriteri diğer yöntemlere alternatif olarak sunulmuştur. Yapılan simülasyon deneyleri ile de bu kriterin gerçek gecikmeyi belirlemede başarılı bir kriter olduğu sonucuna ulaşılmıştır. HJC olarak adlandırılan kriterin hesaplaması eşitlik 5'deki gibi yapılmaktadır (Hatemi- J, 2003: 135- 136).

$$HJC = \ln(\det \hat{\Omega}_j) + j \left(\frac{n^2 \ln T + 2n^2 \ln(\ln T)}{2T} \right) \quad (5)$$

$j=0, \quad K$

Eşitlikte yer alan n değişken sayısını, j gecikme sayısını ve Ω_j varyans-kovaryans matrisinin en yüksek olabilirlik tahmincisini temsil etmektedir (Yıldırım ve Çevik, 2017: 46). Tablo 6'da YD ve KFE değişkenleri için hesaplanan gecikme uzunluğu değerleri yer almaktadır.

Tablo 6. YD ve KFE Değişkenlerinin Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ	HJC
0	-384.0194	NA	15.11931	8.391725	8.446547	8.413852	8.4302
1	-367.1890	32.56306	11.43978	8.112805	8.277269*	8.179184	8.179184
2	-364.6623	4.778808	11.81409	8.144833	8.418940	8.255465	8.333720
3	-353.8742	19.93446*	10.19708*	7.997266	8.381016	8.152151*	8.381016
4	-351.1378	4.937436	10.48805	8.024735	8.518129	8.223873	8.371001
5	-347.5249	6.361839	10.58772	8.033151	8.636187	8.276541	8.456364
6	-342.9252	7.899521	10.46636	8.020113	8.732793	8.307757	8.520275
7	-337.8363	8.518325	10.24266	7.996442*	8.818764	8.328338	8.573551
8	-334.5415	5.372046	10.42917	8.011771	8.943737	8.387920	8.665825

Tabloda da görüldüğü gibi Akaike (AIC) için 7, Schwarz (SC) için 1 ve Hannan ve Quin (HQ) için 3 olarak gecikme uzunlukları elde edilmiştir. Hatemi- J (HJC) için ise 1 olarak belirlenmiş olup çalışmada gecikme uzunluğu olarak bu değer esas alınmıştır.

3.2.5. Hacker ve Hatemi- J (2006) Nedensellik Testi

Zaman serisi analizinde birim kök devriminden bu yana, literatürde nedensellik testlerinde çeşitli değişiklikler yapılmıştır. Son gelişmelerden biride basit uygulaması, ön test bozulmalarının olmaması ve birim köklerin sayısına bakılmaksızın standart bir asimptotik dağılıma dayalı ve verilerin eşbütünleşme derecelerine bakılmadan uygulanan Toda Yamamoto (MWald) nedensellik testidir. Fakat daha sonra Hacker ve Hatemi- J (2006) yapmış oldukları çalışmada Toda Yamamoto nedensellik testinin boyut özelliklerini araştırmış ve küçük örneklem boyutlarında asimptotik

ki-kare dağılımına dayanması nedeniyle zayıf performans gösterdiği sonucuna ulaşmışlardır. Bu sorunun ortadan kaldırılması için küçük örneklemelerde daha güvenilir sonuçlar veren bootstrap dağılımının kullanılmasını önermişlerdir (Hacker ve Hatemi- J, 2006: 1489).

Toda-Yamamoto prosedürü VAR modelindeki gecikme artışına dayanmaktadır. Eşitlik 6'daki VAR süreci göz önünde bulundurulursa (Hacker ve Hatemi- J, 2006: 1490);

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (6)$$

y_t : VAR modelinde yer alan değişkenlerin sayısı,

v : Sabitlerin vektörü,

Ar: $r(r=1, \dots, p)$ ise r gecikme durumundaki parametre matrisi.

Toda ve Yamamoto değişkenlerin eşbütünleşik olması durumuna VAR(p+d_{max}) sürecinin eşitlik 7'deki gibi olacağını ifade etmişlerdir (Hacker ve Hatemi- J, 2006: 1490).

$$y_t = \hat{v} + \hat{A}_1 y_{t-1} + \dots + \hat{A}_p y_{t-p} + \dots + \hat{A}_{p+d} y_{t-p-d} + \hat{\varepsilon}_t \quad (7)$$

p : Gecikme uzunluğu,

d : Max. entegrasyon derecesi.

Eşitlik 7'de ki model T büyüklüğünde bir örneklem için aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Hacker ve Hatemi, 2006: 1491).

$$Y := (y_1, \dots, y_T) \quad (n \times T) \text{ matrisi;}$$

$$\hat{D} := (\hat{v}, \hat{A}_1, \dots, \hat{A}_p, \dots, \hat{A}_{p+d})$$

$$(n \times (1 + n(p + d))) \text{ matrisi}$$

$$Z_{t:=} \begin{bmatrix} 1 \\ y_t \\ y_{t-1} \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ y_{t-p-d+1} \end{bmatrix} ((1 + n(p + d)) \times 1$$

matrisi $t=1, \dots, T$ için;

$$Z := (Z_0, \dots, Z_{T-1})$$

$$((1 + n(p + d)) \times T) \text{ matrisi ve } \hat{\delta} := (\hat{\varepsilon}_1, \dots, \hat{\varepsilon}_T) \quad (n \times T) \text{ matrisi}$$

VAR(p+d) modeli \hat{v} sabit terim olmak üzere aşağıdaki gibi açıklanacak olursa;

$$Y = \hat{D}Z + \hat{\delta} \text{ şeklini alacaktır.}$$

Toda ve Yamamoto (1995) bir değişkenin başka bir değişkenin Granger nedeni olmadığını ifade eden sıfır hipotezini test etmek için eşitlik 8'deki MWALD testini önermişlerdir (Hacker ve Hatemi- J, 2006: 1491).

$$MWALD = (C\hat{\beta})' [C((Z'Z)^{-1} \oplus S_U)C'] (C\hat{\beta})$$

(8) \oplus :Kronecker Çarpımı,

C: p \times n(1+n(p+d)) matrisidir.

Granger nedensellikteki sıfır hipotezi şu şekilde yazılabilir; $H_0 : C\beta = 0$. MWALD test istatistiği, test edilecek kısıtlamaların sayısı olan p'ye eşit serbestlik derecesi sayısı ile asimptotik olarak dağıtılır (Hacker ve Hatemi- J, 2006: 1491). Hacker ve Hatemi- J tarafından önerilen bootstrap simülasyonunda y_{1t} ve y_{2t} t=1,...,T olmak üzere sırasıyla aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır(Hacker ve Hatemi- J, 2006: 1493):

$$h_1 = \text{diag}(X_1(X_1'X_1)^{-1}X_1') \quad \text{ve}$$

$$h_2 = \text{diag}(X(X'X)^{-1}X')$$

Eşitlik 9'da h_{it} , h_i 'nin t'inci ögesi, $\tilde{\epsilon}_{it}$ ise y_{it} regresyonunun ham kalıntısı, i= 1,2 olmak üzere y_{it} için değiştirilmiş olan kalıntılar şu şekilde tanımlanır (Hacker ve Hatemi- J, 2006: 1493):

$$\tilde{\epsilon}_{it}^m = \frac{\tilde{\epsilon}_{it}}{\sqrt{1-h_{it}}}$$

Hacker ve Hatemi- J (2006) ifade etmiş olduğu bootstrap α kritik (C_α^*) değerine ulaşmak için bootstrap simülasyonu 800 kez tekrarlanmakta ve her simülasyonda da MWALD istatistiği hesaplanmaktadır (Hacker ve Hatemi- J, 2006: 1493). MWALD test istatistiği elde edildikten sonra %1, %5 ve %10 güven aralıkları için elde edilmiş olan kritik değerler ile karşılaştırılır. Elde edilen kritik değerlerinin MWALD test istatistiğinden büyük olması durumunda nedenselliğin olmadığı sıfır hipotezi reddedilmektedir (Taşar, 2015: 61).

Tablo 7'de YD ve KFE değişkenleri arasındaki ilişkiyi ve eğer ilişki varsa yönünü belirlemek amacıyla yapılmış olan Hacker ve Hatemi- J (2006) Bootstrap temelli Toda Yamamoto nedensellik analizinin sonuçları yer almaktadır. Analiz sonuçlarına göre KFE değişkeninden YD değişkenine %10 düzeyinde, YD değişkeninden KFE değişkenine doğru ise %5 ve %10 düzeylerinde nedensellik olduğu tespit edilmiştir.

Tablo 7. Hacker ve Hatemi- J (2006) Nedensellik Testi

Nedensellik	Test İstatistiği	Kritik Değerler		
		1%	5%	10%
KFE \Rightarrow YD	3.192	9.455	KFE \Rightarrow YD	3.192
YD \Rightarrow KFE	4.318	9.487	YD \Rightarrow KFE	4.318

Not: *** ** ve * değerleri sırasıyla %1. %5 ve %10 anlam seviyelerinde anlamlılığı göstermektedir.

3.2.7. Hatemi- J (2012) Asimetrik Nedensellik Testi

Granger, Toda Yamamoto, Hacker ve Hatemi- J(2006) nedensellik testi gibi testler değişkenler arasındaki ilişkiyi incelerken pozitif ve negatif şokların etkisini göz ardı etmektedirler. Negatif ve pozitif şoklar arasındaki ilişkinin değişkenler arasındaki ilişkiden farklı olabileceği yorumunu ilk kez Granger ve Yoon(2002) geliştirmiş oldukları eşbütünleşme testi ile ortaya koymuşlardır. Hatemi-J(2012) ise bu ilişkiyi geliştirmiş olduğu asimetrik nedensellik testi ile açıklamıştır. Asimetrik nedensellik testini diğer testlerden ayıran özellik ise pozitif ve negatif şokları göz önünde bulundurmasıdır. Finansal piyasalardaki aktörlerin heterojen olması, piyasalardaki asimetrik bilgi, bu aktörlerin aynı büyüklükteki negatif ve pozitif şoklara aynı tepkileri vermemesine neden olmaktadır. Bu nedenle finansal piyasalardaki değişkenler arasındaki ilişki incelenirken asimetrik nedensellik ilişkisinin de göz önünde bulundurulması gerekmektedir (Yılancı ve Bozoklu, 2014: 2014). Tablo 8'de yatırımcı duyarlılığı ve konut fiyat endeksi ilişkisini incelemek amacıyla yapılmış olan Hatemi- J(2012) nedensellik testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 8. Hatemi- J(2012) Asimetrik Nedensellik Testi

	Test İstatistiği	Gecikme Uzunluğu	Kritik Değerler		
			%1	%5	%10
YD \Rightarrow KFE	5.484**	1	8.215	4.267	2.812
KFE \Rightarrow YD	4.928**	1	8.728	4.265	3.080
YD \Rightarrow KFE	6.935**	1	7.130	4.007	2.841
KFE \Rightarrow YD	5.480**	1	9.337	4.327	2.741

Not: *** ** ve * değerleri sırasıyla %1. %5 ve %10 anlam seviyelerinde anlamlılığı göstermektedir.

Tabloda da görüldüğü gibi yatırımcı duyarlılığı ve konut fiyat endeksi arasında %5 düzeyinde nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Asimetrik nedensellik testi sonucunda elde edilmiş olan bulgular simetrik nedensellik testi sonucunda ortaya çıkan bulguları desteklemektedir. Türkiye konut piyasasında konut fiyat endeksindeki artışın istikrarlı bir seyir izlemesi yatırımcılar tarafından konut yatırımının enflasyona karşı koruma oluşturduğu algısı yaratmakta ve dolayısı ile konut talep artışını güçlendirmektedir. Yatırımcılarda oluşan korunma hissi konut fiyatlarında artış yaşanırken yatırımcıların piyasaya olan güvenini arttırmakta ve sonuç olarak konut talebi artmaktadır. Bu nedenle değişkenler arasında karşılıklı ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Fakat bu noktada yatırımcılar nominal fiyat değişimlerini esas almaktadır. Bu fiyatlarda alternatif yatırım araçlarına kıyasla göreceli bir bilgi sağlamaması nedeniyle konut yatırımcısında eksik ya da yanlış bilgiye dayalı bir algı

oluşturmaktadır. Yatırımcıda oluşan eksik ya da yanlış algı yatırımcıların rasyonel karar sürecine uygun karar vermesinin önünde engel oluşturmaktadır (Coşkun, 2016: 203). Ayrıca fiyatlarda bir artış (düşüş) meydana geldiğinde ekonomik aktörlerde fiyatların yakın gelecekte artmaya (azalmaya) devam edeceği düşüncesi oluşmaktadır. Bu durum fiyat hareketlerini de beraberinde getirmektedir (Thao, 2012: 6).

SONUÇ

Konut yatırımlarının hanehalkı portföyündeki ağırlığı göz önünde bulundurulduğunda konut fiyatlarını etkileyen faktörlerin tespiti büyük önem kazanmaktadır. Çünkü konut piyasasındaki hareketlerde meydana gelecek bir bozulma sadece hanehalkı ile sınırlı kalmayarak ekonominin genel seyri üzerinde önemli etkiler oluşturabilmektedir. 2008 küresel finans krizinden sonra bu durumun önemi daha da anlaşılır hale gelmiştir. Bu kriz konut fiyatları üzerinde makro ekonomik değişkenlerin etkisinin yanı sıra yatırımcı duyarlılığı gibi yatırımcıların irrasyonel yatırım davranışları ile olan ilişkisinin de irdelenmesi gerekliliğini ortaya çıkarmıştır. Literatürde yapılan çalışmalar incelendiğinde yatırımcı duyarlılığı ve konut fiyat endeksi ilişkisinin incelendiği çalışmaların yakın zamanda artmaya başladığı gözlemlenmiştir. Çalışmaların sonucu ise ülkeden ülkeye değişiklik gösterebilmektedir. Türkiye’de ise yatırımcı duyarlılığı ve konut fiyat endeksi ilişkisinin incelendiği çalışmalara rastlanılmamıştır. Fakat diğer taraftan yatırımcı duyarlılığı göstergesi olarak kullanılan değişkenlerden biri olana tüketici güven endeksi ve konut fiyat endeksi ilişkisi makro ekonomik bağlamda incelenmiştir.

Bu çalışmada da bu durumdan hareketle yatırımcı duyarlılığı ve konut fiyat endeksi ilişkisi Türkiye için incelenmiştir. Çalışmada yatırımcı duyarlılığı göstergesi olarak TÜİK tarafından hesaplanan Tüketici Güven Endeksi ve konut fiyat endeksi olarak TCMB tarafından hesaplanan Konut Fiyat Endeksi kullanılmıştır. Çalışmanın iki temel sorusu bulunmaktadır. Yatırımcı duyarlılığı konut fiyat endeksi hareketlerini öngörebilmektedir mi? İkincisi ise konut fiyatlarının geçmiş hareketleri yatırımcı duyarlılığını etkilemektedir mi? Söz konusu ilişkiyi tespiti için değişkenlere öncelikle ADF, PP, Ziwot-Andrews ve Lee- Starzicich Birim Kök Testleri yapılmış, daha sonra korelasyon katsayıları ve tanımlayıcı istatistikleri yorumlanmış ve son olarak Hacker ve Hatemi- J(2006) tarafından literatüre kazandırılmış olan bootstrap temelli ve Hatemi- J(2012) asimetrik nedensellik analizleri yapılmıştır.

Nedensellik testleri sonucunda yatırımcı duyarlılığı ve konut fiyat endeksi arasında çift yönlü nedensellik olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Analiz sonucunda konut fiyat endeksinden yatırımcı duyarlılığına doğru nedensellik çıkması Türkiye’de konut fiyat hareketlerinin yatırımcı duyarlılığını etkilediğini göstermektedir. Yatırımcı duyarlılığından konut fiyat endeksine doğru nedensellik çıkması ise yatırımcı

duyarlılığının konut fiyatlarındaki değişimleri öngördüğü anlamına gelmektedir. Çalışmanın sonucunda elde edilmiş olan çift yönlü nedensellik Türkiye için makro ekonomik bağlamda incelenmiş olan çalışmaların sonuçlarıyla uyum göstermekte olup davranışsal finans kapsamında değerlendirilmesiyle literatüre katkıda bulunulacağı düşünülmektedir. Bundan sonra yapılacak olan çalışmalarda Türkiye için bölgesel bazda hesaplanan konut fiyat endeksi ve yatırımcı duyarlılığı ya da davranışsal finansın temellerini oluşturan bilişsel ve duygusal faktörlerin Türkiye’de konut piyasası üzerindeki etkileri incelenerek bu literatür genişletilebilir.

KAYNAKÇA

Akkaya, M. (2018). Hedonik Konut Fiyat Endeksini Etkileyen Faktörlerin Analizi. Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 33(2), 435- 454.

Cepni, O., Gupta, R. ve Onay, Y. (2020). The Role of Investor Sentiment in Forecasting Housing Returns in China: A Machine Learning Approach. University of Pretoria Department of Economics Working Paper Series (2020- 55), 1- 21.

Coşkun, Y.(2016). Konut Fiyatları ve Yatırımı: Türkiye İçin Bir Analiz. Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 9(2), 201- 217.

Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. Econometrica: journal of the Econometric Society.

Dua, P. (2008). Analysis of Consumers’ Perceptions of Buying Conditions for Houses. J Real Estate Finan Econ, 37, 335- 350.

Goodman, J. L. (1994). Using Attitude Data to Forecast Housing Activity. The Journal of Real Estate Research, 9(4), 445- 453.

Hacker, R. S. ve Hatemi- J, A. (2006). Tests for Causality Between Integrated Variables Using Asymptotic and Bootstrap Distributions: Theory and Application. Applied Economics, 38, 1489- 1500.

Hatemi- J, A. A New Method to Choose Optimal Lag Order in Stable and Unstable VAR Models. Applied Economics Letters, 10, 135- 137.

Hong, Y ve Li, Y. (2020). Housing Prices and Investor Sentiment Dynamics: Evidence From China Using a Wavelet Approach. Finance Research Letters, 25, 1- 10.

Jhala, S. S. (2019). Foreseeing Housing Market Trends Using Social Media Data Through A Binary Classification Method (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Tilburg Üniversitesi, Hollanda.

Karaağaç, G. A. ve Altınırnak, S. (2018). Türkiye Konut Fiyat Endeksi ve Düzey Bazlı Konut Fiyat Endeksleri ile Seçili Değişkenler Arasındaki Nedensellik İlişkisi. Karadeniz, 29, 222- 240.

Konut Fiyat Endeksi

<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-nggYoZV> (Erişim Tarihi: 07. 09. 2020).

Kutlar, A. (2012). *Ekonometriye Giriş*, Ankara: Nobel Basım Yayın Dağıtım.

Lee, J., Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks, *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), ss.1082-1089.

Martens, L. A. (2019). *Investor Sentiment and Property Prices: The Relationship between Sentiment and Auckland Property Prices* (Yayınlanmamış yüksek lisans tezi). AUT Üniversitesi.

Müldür, G. T. (2019). *Geleneksel ve Davranışsal Finans: Tarihsel ve Kavramsal Çerçeve*. Adana Alparslan Türkeş Bilim ve Teknoloji Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, 2(1), 37-45.

Nanda, A. and Heinig, S. (2018) *Measuring Sentiment in Real Estate a Comparison Study*. *Journal of Property Investment and Finance*, 36 (3), 248-258.

Perez, D. R. (2011). *Style Investing: International Evidence* (Yayınlanmamış Doktora Tezi). Texas- Pan American Üniversitesi.

Phillips, P. C. ve Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.

Piazzesi, M. ve Schneider, M. (2009). Momentum Traders in the Housing Market: Survey Evidence and a Search Model. *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 99(2), 406-411.

Qawi, R. B. (2010). Behavioral Finance: Is Investor of Psyche Driving Market Performance. *IUP Journal of Behavioral Finance*, 7(4), 7- 19.

Sönmezer, S. ve Aytüre, G. (2019). *Türkiye’de Konut Piyasası Dinamikleri* Dynamics in Turkish Housing Market. *International Conference on Eurasian Economies*.

Şenkesen, E. (2009). *Davranışsal Finans ve Yatırımcı Duyarlılığının Tahvil Verimi Üzerindeki Etkisi: İMKB Tahvil ve Bono Piyasasında Bir Uygulama* (Yayınlanmamış Doktora Tezi). İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Anabilim Dalı, İstanbul.

Taşar, İ. (2015). *İçsel Büyüme Modelleri Çerçevesinde Türkiye’ de Ekonomik Büyümenin Yapısal Dönüşümü* (Yayınlanmamış Doktora Tezi). İnönü Üniversitesi, İktisat Anabilim Dalı, Malatya.

Thao, L. T. (2012). *The Dynamic Relationship Between Housing Market Sentiment and Home Prices* (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Gayrimenkul Bölümü, Ulusal Singapur Üniversitesi.

Thao, L., Ling, D. ve Ooi J. (2013). Explaining House Price Dynamics: Isolating the Role of Non-Fundamentals. *Housing, Stability and the Macroeconomy*, 1- 45.

Tüketici Güven Endeksi
http://www.tuik.gov.tr/PreTablo.do?alt_id=1104 (Erişim Tarihi: 05.09.2020).

Uğur, A. ve Bingöl, N. (2018). *Türkiye’de Politika Faiz Oranı ve Bankacılık Kredi Faiz Oranları Arasındaki Geçişkenliğin Nedensellik Analizleri ile Yorumlanması*. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 16(1), 258-274.

Usta, A. (2020). *The Role of Sentiment in Housing Market with Credit- Led Funding: The Case of Turkey*. *Journal of Housing and the Built Environment*.

Wain, U. A. (2013). *The Impact of Investor Sentiments on Real Estate Prices* (Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi). North Carolina Wilmington of Business Üniversitesi.

Wang, Z. ve Hui, E. C. (2017). *Fundamentals and Market Sentiment in Housing Market*. *Housing, Theory and Society*, 34(1), 57- 78.

Yalçın, E. C., Tıraşoğlu, M. ve Çevik, E. (2017). *Bölgesel Bazlı Konut Fiyat Endeksi İle Ekonomik Güven Endeksi Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: Türkiye Örneği*. *Girişimcilik ve Kalkınma Dergisi*, 12(2), 123- 137.

Yılcı, V., Bozoklu, Ş. (2014). *Türk Sermaye Piyasasında Fiyat ve İşlem Hacmi İlişkisi: Zamanla Değişen Asimetrik Nedensellik Analizi*, *Ege Akademik Bakış*, 14(2), ss. 211-220.

Yıldırım, K., Mercan, M. (2013). *Satın Alma Gücü Paritesinin Geçerliliğinin Test Edilmesi: Zaman Serisi ve Panel Veri Analizi*. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi*, 8(3), ss. 75- 95.

Zivot, E., Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the OilPrice Shock, and the Unit-Root Hypothesis, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), ss. 251-270.

EK-1: Otokorelasyon Sınaması

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.26565	Prob. F(2,96)	0.7671
Obs*R-squared	0.56429	Prob. Chi-Square(2)	0.7554

EK-2: Ters Kökler

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial

