

TÜRKİYE'DEKİ KONUT SATIŞI İLE TCMB POLİTİKA FAİZ ORANI VE KONUT FİYAT ENDEKSİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN ANALİZİ

ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN HOUSING SALES IN TURKEY, TCMB POLICY INTEREST RATE AND HOUSING PRICE INDEX

Dr. Hayal ÖZÇİM

hayalozcim@gmail.com

ORCID No: 0000-0002-8931-9135

ÖZET

Konut piyasasında konut fiyatlarının sürekli dalgalanması, fiyatların konut arz-talep dengesi dışında farklı parametrelerden etkilenmesi sonucunda oluşturulan bir fiyatlama olduğunun göstergesidir. Konut fiyatları öncelikle piyasanın arz-talep dengesi ve bu piyasanın diğer sektörlerle olan bağlantısı ile belirlenmektedir. Konut fiyatlarındaki değişimler finansal piyasadaki diğer finansal araçlardaki fiyat oluşumları, değişken ve sabit getirili varlıkların konut gelirin'e göre getiri oranları, kredi esnekliğindeki değişimler ve konut kira fiyatlarındaki değişimler gibi finansal nedenlere bağlıdır. Bu çalışma, bu bilgiler dahilinde Türkiye'de konut piyasası ekseninde konut satışları, konut fiyat endeksi ve TCMB politika faizi arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Çalışmadaki analiz iki model ile kurgulanmıştır. Birinci model ile konut satışları ile konut fiyat endeksi arasındaki ilişki incelenmiştir. Bu bilgiler ışığında konut fiyat endeksindeki artışın konut satışlarını artırdığı gözlemlenmiştir. İkinci model ile TCMB politika faizinin konut satışlarını nasıl etkilediğini incelenmektedir. Bu modele göre politika faizi arttıkça konut satışlarının düştüğü gözlemlenmiştir. Çalışma Ocak 2013-Eylül 2021 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada ARDL modeli ile analiz yapılmıştır. Çalışma sonucunda kısa dönemde konut fiyatları arttıkça konut satışlarının artması Türkiye'de konut talebinin yatırım amaçlı tercih edildiği sonucunu doğurmuştur. Diğer bir sonuç ise, TCMB politika faizi arttığında kısa vadede konut satışlarının olumsuz etkilenmesidir. Bu sonuç teorideki faiz-konut satış ilişkisi ile örtüşmektedir.

ABSTRACT

The constant fluctuation of housing prices in the housing market is an indication that it is a pricing created as a result of the prices being affected by different parameters other than the housing supply-demand balance. Housing prices are primarily determined by the supply-demand balance of the market and the connection of this market with other sectors. Changes in housing prices depend on financial reasons such as price formations in other financial instruments in the financial market, return rates of variable and fixed income assets according to housing income, changes in loan flexibility and changes in housing rental prices. This study examines the relationship between house sales, house price index and TCMB policy rate on the axis of the housing market in Turkey within the scope of this information. The analysis in the study was constructed with two models. In the first model, the relationship between house sales and house price index was examined. In the light of this information, it was observed that the increase in the housing price index increased the housing sales. The second model examines how the TCMB policy rate affects home sales. According to this model, it has been observed that as the policy rate increases, housing sales decreases. The study covers the period of January 2013-September 2021. Analysis was performed with the ARDL model. As a result of the study, in the short run as the housing prices increases, the increase in housing sales has led to the conclusion that the housing demand in Turkey is preferred for investment purposes. Another result is that housing sales are negatively affected in the short term when the TCMB policy rate increases. This result coincides with the interest-home sales relationship in theory.

Geliş Tarihi:

15.02.2022

Kabul Tarihi:

29.03.2022

Yayın Tarihi:

31.03.2022

Anahtar Kelimeler

Konut Piyasası

Politika Faizi

Konut Fiyat Endeksi

Keywords

Housing Market

Policy Rate

Housing Index

DOI: <https://doi.org/10.30783/nevsosbilen.1074220>

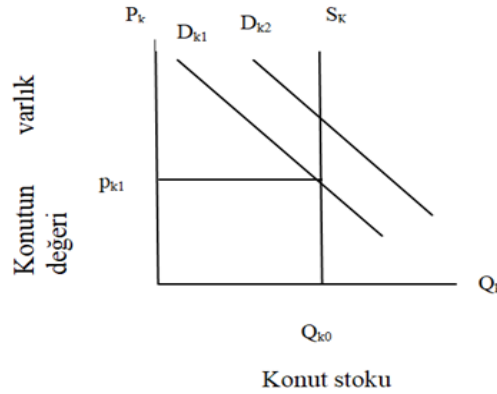
Atf/Cite as: Özçim, H. (2022). Türkiye'deki konut satışı ile TCMB politika faiz oranı ve konut fiyat endeksi arasındaki ilişkinin analizi. *Neşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi SBE Dergisi*, 12(1), 523-533.

Giriş

Barınma ihtiyacından doğan konut talebi, günümüzde bu ihtiyacın dışında servet biriktirme, tasarruf aracı, finansal spekülasyon aracı olarak da kullanılmaktadır. Bunların yanında konut talebi para politikasının da önemli bir aktörü olarak kabul edilmektedir.

Konut fiyatının belirlenmesi hususunda izlenen politikalar ise sadece konutun yapım maliyeti ve konutun üzerine yapılacak arazinin maliyetinden ibaret olmadığı bilinmektedir. Konut piyasasında, konut fiyatlarının sürekli olarak dalgalanma göstermesi, bu fiyatların konut inşasının dışında farklı parametrelerle oluşan bir durum olduğunun göstergesidir. Konut fiyatlaması öncelikle piyasanın iç arz talep dengesine ve diğer sektörlerle bağlantısına göre belirlenir. Konut fiyatlarının değişimi, finans piyasasında diğer finansal enstrümanlardaki fiyat oluşumları, konut getirisine göre değişken ve sabit getirili varlıkların getiri oranları, kredilerin esnekliklerinin farklılaşması ve konut kira bedellerinin değişimi gibi finansal nedenlere bağlıdır (Cohen & Karpaviciute, 2017:52).

Konut talebine bakıldığında ise bu talebi etkileyen iki temel faktör olduğu söylenebilir. Bu faktörler tüketim ve yatırım amaçlı konut talebidir. Tüketim amaçlı konut talebinde temel güdü, konutun, ekonomik aktörlerin belli periyotlarla kira ödemesinden kaçınarak barınma gereksinimlerini gidermeleridir. Dolayısıyla, tüketim amaçlı talepte gelir elde etmekten ziyade giderin telafisi söz konusudur. Yatırım amaçlı konut talebinde ise genelde kısa, orta veya uzun vadede tekrar satılıp gelir elde etme isteği baskındır. Ayrıca gelecekte ikamet edilmek amacıyla konut alımı da yatırım amaçlı olarak nitelenebilir (Kim, Choi, & Ko, 2009: 28; Coşkun, 2016:125). Konut talep eğrisi incelendiğinde ise talep eğsinin konumunun değişmesi üç ekonomik nedene bağlanabilir (Ünsal, 2011:499). Birincisi bireylerin serveti arttığında konut talepleri artacaktır. Dolayısıyla konut talep eğrisi Şekil 1.1'deki gibi D_{k1} 'den D_{k2} 'ye (sağa) kayacaktır. İkincisi bir varlık olarak konut talebi diğer varlıkların reel getirisine bağlıdır. Alternatif servet tutmanın getirisinin düşük olduğu düşünüldüğünde serveti konut olarak tutmanın görece daha da cazip olduğu görülmektedir. Örneğin bonoların ya da hisse senetlerinin getirilerinde bir azalma olduğunda konut talep eğrisi D_{k1} 'den D_{k2} 'ye yani sağa kayacaktır. Üçüncüsü ise konut stokuna olan taleptir. Konut sahibinin konutta kendisinin oturması halinde elde ettiği örtük getiri değerindeki artıştan kaynaklanan sermaye kazancından oluşmaktadır. Bu nedenle talep eğrisinin konumu değişerek D_{k1} 'den D_{k2} 'ye(sağa) kayacaktır (Dornbusch & Fischer,1998: 354).



Şekil 1. Konut Piyasası

(Kaynak. Dornbusch ve Fischer,1998: 354)

Konut arzına bakıldığında ise, ekonomik istikrar ve büyüme, kentleşme, şehir planlaması konusunda yerel yönetimlerin bakış açıları, konut sektörünün bağlı olduğu diğer sektörlerdeki arzın koşulları, bürokratik ve hukuksal süreçler, artan nüfus gibi faktörler konut arzını etkilemektedir. Konut arzı ile ilgili önemli bir faktör de konut arzının esnek olmamasından kaynaklı olarak Şekil 1.1'de görüldüğü gibi S_k eğrisinin dikey eksene paralel olmasıdır. Yani talepte kısa dönemde oluşan herhangi bir değişime konut arzının yanıt vermesi olanaksızdır (Coşkun, 2016: 207-210). Konut fiyatlarının dalgalanmasının arz kanalında iki nedeni vardır. Bunların ilki konutun bulunduğu yerdeki imar izinleri ve konut yapılacak arazinin büyüklüğü iken ikincisi kentleşmeyle büyük arazilerin konut olarak kullanılmamasına rağmen küçük arazilerde arazinin

kaldırabileceğinden daha fazla konut yapılması konut arzında ve dolayısıyla konut fiyatlarında dalgalanmalara neden olmaktadır (Mishkin, 2007:8).

Konut piyasasının finans piyasaları ile ilişkisi incelendiğinde ise merkez bankası politikaları ve konut piyasası etkileşimi makroekonomik araştırmalarda oldukça sık olduğu görülmüştür.

Merkez bankasının parasal aktarım mekanizması yöntemi ile para politikası işlevini gerçekleştirmektedir. Parasal aktarım mekanizması, finansal piyasalar ile reel piyasalar arasındaki ilişkiyi çeşitli kanallar vasıtasıyla oluşturmaktadır. Bu kanallar gerek merkez bankası politika araçları gerekse piyasadaki diğer makroekonomik araçlar ile finansal piyasalardaki değişimi reel piyasalara aktarmaktadır. Bu kanallar literatürde faiz oranı kanalı, döviz kuru kanalı, varlık fiyatları kanalı, kredi kanalı olarak ayrılmaktadır (Mishkin, 1995:5). Varlık fiyatları kanalının teorik dayanağından biri olan servet etkisi, Modigliani'nin yaşam boyu gelir hipotezine dayanarak bireylerin bütün yaşamları boyunca tüketim ve tasarruflarını uzun dönemli olarak planladıklarını varsayar. Dolayısıyla bireyler gelirlerinin yüksek olduğu dönemlerde tasarruf yapmakta iken gelirlerinin düştüğü dönemlerde tasarruflar yoluyla birikmiş olan servetlerini tüketerek yaşamları boyunca elde ettikleri ortalama gelirlerini düşürmemiş olurlar (Mishkin, 1995:7). Konut, servetin bir parçası olarak değerlendirildiğinde ise konut fiyatları, servetin önemli bir parçası haline gelmektedir. Parasal genişleme sonucunda konut ve dolayısıyla servet fiyatlarındaki artışlar, servetin değerini yükseltmektedir. Bu durum ise tüketim harcamalarını artırmaktadır. Dolayısıyla, toplam çıktı miktarı yükselmektedir (Mishkin, 2007:33-37). Konut piyasası ile para politikası arasındaki ilişki bankaların kredi politikaları açısından değerlendirildiğinde merkez bankası politika faizini beklenmedik bir şekilde düşürmesi kısa vadeli para piyasasını olumlu etkilemektedir. Konut talep edenler açısından bu durum borçlanma maliyetlerini düşürmektedir. Dolayısıyla konut taleplerini de arttırmaktadır. Gayrimenkul arzının orta ve uzun vadelere arttırıldığı göz önüne alındığında konut fiyatlarının bu nedenle yükselmesi beklenebilir (Giuliodori, 2005:521).

Yatırım açısından bakıldığında ise Tobin'in q teorisini konut piyasasına uygulayarak analiz edilebilir. Bu teoride hisse senetleri değerleri üzerinden para politikasının genel ekonomiyi nasıl etkilediği ortaya konulmaktadır. Tobin'e göre q değeri, işletmelerin piyasa değerinin sermaye yenileme maliyetine oranlanması ile bulunmaktadır (Dornbusch ve Fischer,1998: 356). Bu oranın pay kısmında bulunan işletmelerin piyasa değeri yerine konutun piyasa değeri, paydada ise işletmelerin sermaye yenileme maliyeti yerine konut yenileme maliyeti (veya inşa maliyeti) konulduğunda yapılan oranlama konut piyasası için q değerini verecektir. Teoriye göre konut fiyatlarındaki artış, konut yenileme ve inşa maliyetlerini düşürmekte ve konut için oluşan q değerini yükseltmektedir. Böylelikle konut inşası artmaktadır (Dornbusch & Fischer,1998: 356).

Türkiye'deki konut fiyatları politikası incelendiğinde ise ülke çapında yayınlanan ilk konut fiyat endeksi olan Reidin konut fiyat endeksinde, konut fiyatlarına ilişkin veriler TÜFE ile reelleştirilerek analiz edilmektedir (Coşkun, 2016: 212). Bu endeksten faydalanarak TCMB tarafından yayımlanan Türkiye Konut Fiyat Endeksi (TKFE) oluşturulmuştur. Bu endeksin yayınlanması ile Türkiye'deki konut piyasasının farklı makroekonomik değişkenlerle ilişkisi incelenmektedir. Ayrıca diğer finansman türleri ile kıyas yapıldığında ise konut yatırımlarının nispi getirileri hakkında fikir vermektedir. Türkiye'de sanayileşme ile kırdan kente göçün başladığı 1950'li yıllarda konut ihtiyaç fazlası ortaya çıkmıştır. Bu ihtiyacın karşılanamadığı ya da yönetilemediği durumda gecekondulaşma ve çarpık kentleşme meydana gelmiştir. Nüfus ve kentleşmenin artmasıyla büyük kentlerde yığılmaları daha da artmıştır. Bu duruma paralel olarak ise konut talebinde de artışlar oluşmuştur (Ören & Yüksel, 2013: 49). Türkiye'deki konut sektörü ile ilgili 2021 yılı itibarıyla son beş yıllık istatistikler Tablo 1.1' de gösterilmiştir.

Tablo 1.1. Türkiye'deki Konut Sektörü (2016-2021)

Tarih	İpotekli Konut Satışı(adet)	İkinci El Konut Satışı(adet)	İlk El Konut Satışı(adet)	Özel Mülkiyete Ait İki ve Daha Fazla Daireli İkamet Amaçlı Yapılar(adet)
2016	449,508	631,686	709,767	87,579
2017	473,099	659,698	749,616	109,840
2018	276,820	651,572	723,826	59,473
2019	332,508	511,682	837,047	27,457
2020	573,337	469,740	1.029,576	48,224
2021	209,904	329,070	757,469	43,137

(Kaynak: TÜİK, TCMB-EVDS, 2021)

Bu çalışma, giriş bölümünde verilen teorik bilgiler ve Türkiye'deki konut piyasasına ilişkin güncel durum ışığında oluşturulmaya çalışılmıştır. Çalışmanın amacı, konut talebinde bulunan ekonomik aktörlerin hangi amaçlarla konut edinmek istediği ve TCMB'nin faiz politikasının buna etkisinin ne olacağı soruları çerçevesinde şekillenmiştir. İkinci bölümde bu alanda yapılan akademik çalışmalar incelenmiştir. Üçüncü bölümde ise ekonometrik analiz yapılmıştır. Çalışmada kullanılan veriler iki model ile kurgulanarak analiz edilmiştir. İlk modelde, konut satışları ve konut fiyat endeksi arasındaki ilişki incelenerek teorik olarak konut arzı ve talebi ile ilgili değişimlerin konut satışını nasıl değiştireceği gözlemlenmiştir. İkinci modelde ise TCMB politika faizinin konut satışını nasıl etkilediği analiz edilmiştir. Çalışma, Ocak 2013- Eylül 2021 döneminde kapsamaktadır. Analiz ise ARDL modeli ile yapılmıştır.

2. Literatür Taraması

Giuliodori (2005), yaptığı çalışmada parasal aktarım mekanizması çerçevesinde konut fiyatlarının etkisini Avrupa ülkelerinde incelemiştir. Konut piyasasının parasal aktarım mekanizmasındaki yeri bakımından faiz oranları şoklarının konut fiyatlarını etkilediği ve bu etkileşimin konut fiyatlarının değişmesine neden olduğunu belirtmiştir. İncelenen ülkelerde özellikle İngiltere'de Mortgage sistemi ile para politikasının konut piyasası kanalı arasında oldukça güçlü bir etkileşim olduğunu görülmektedir.

Payne (2006) yaptığı çalışmada, Fed politika faizi ve Mortgage kredisi arasındaki ilişkiyi 1987-2005 dönemi arası aylık olarak incelemiştir. Kısa vadede Fed politika faizi ve Mortgage kredileri arasında bir ilişki olmadığı, uzun dönemde ise, bu iki değişken arasında Fed faiz oranından Mortgage kredisine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür.

Aoki, Proudman & Vlieghe (2004) yaptığı çalışmada konut fiyatlarının değişiminde teminat ve hanehalkı borçlanmasının etkisini VAR modeli kullanılarak araştırmıştır. Çalışma sonucunda kredi piyasasında içsel gelişmeler ve şoklar olduğunda konut talebinde bir artış olduğu görülmektedir. Bu durum ise konut arzını arttırmaktadır. Araştırma sonucunda üretim, istihdam, para politikası gibi makroekonomik şokların ve konut fiyatlarının doğru tespit edilmesinin tüketim kararları için önemli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Bjornland & Jacobsen (2010), yaptıkları çalışmada Norveç, İsviçre ve İngiltere'de yurtiçi ve yurtdışı faiz oranları, enflasyon, çeyrek dönemlik büyüme oranları, reel konut fiyatları, reel döviz kuru değişkenleri arasındaki ilişki VAR modeli kullanılarak araştırılmıştır. Uzun dönem ve kısa dönemde karşılıklı bağımlılık olduğu gözlemlenmiştir. Para politikasındaki beklenmedik değişiklikler karşısında konut fiyatlarının anında tepki verdiği görülmüştür.

Karadaş & Salihoğlu (2020) çalışmalarında Türkiye'deki konut fiyatlarındaki değişimi etkileyen makroekonomik faktörleri araştırmışlardır. Analize dâhil edilen değişkenler tüketici fiyat endeksi, sanayi üretim endeksi, inşaat malzemeleri fiyat endeksi, banka konut kredisi faiz oranı ve bankacılık sektörü konut kredileri toplamıdır. Çalışmada ARDL eş bütünleşme testi yapılmıştır. Çalışma sonucunda, konut kredilerine uygulanan faiz oranları, konut kredisi hacmi, reel döviz kuru ve tüketici fiyat endeksi, konut fiyatlarını negatif yönde, sanayi üretim endeksi ise pozitif yönde etkilendiği görülmüştür.

Dilber & Sertkaya (2016), yaptıkları çalışmada, Türkiye'deki konut fiyat endeksini etkileyen değişkenleri analiz etmişlerdir. Çalışma, 2008-2014 dönemi kapsamaktadır. Yapılan analizler sonucunda, konut fiyat endeksi ile döviz kuru arasında çift yönlü, faiz oranı ve enflasyon oranı arasında tek yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.

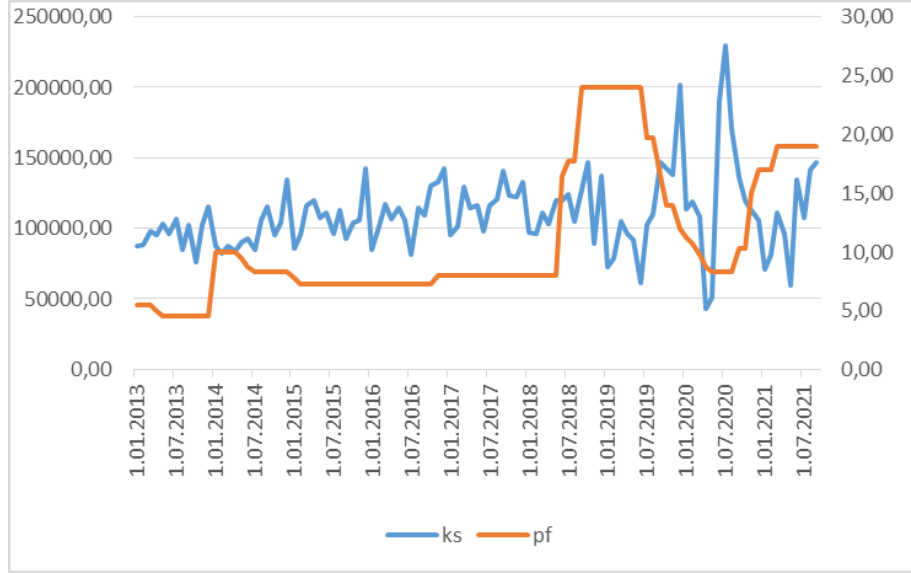
Gözübüyük & Koy (2020), yaptıkları çalışmada, Türkiye'deki konut arzını belirleyen ekonomik büyümenin ve konut finansmanının konut üretimi üzerindeki etkisi tespit edilmeye çalışılmıştır. Çalışma 2002-2019 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada elde edilen sonuçlar, makroekonomik koşulların konut arzı üzerinde etkili olduğunu ve konut faiz oranının etkisinin konut arzı üzerinde daha sınırlı bir etkiye sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca konut faiz oranındaki artışın konut arzı üzerinde negatif bir etkisi olmakla beraber, bu olumsuz etkinin çalışmanın kapsadığı dönemler arasında sınırlı kaldığı görülmüştür.

3. Veri Seti ve Model

Bu çalışmanın amacı, Ocak 2013-Eylül 2021 döneminde konut satışı ile TCMB politika faiz oranı ve konut fiyat endeksi arasındaki ilişkiyi incelemektir. Politika faizini temsilen TCMB bir haftalık repo faiz oranı dikkate alınmıştır. Konut fiyat endeksi, Türkiye'de konut piyasasında meydana gelen fiyat değişimlerini

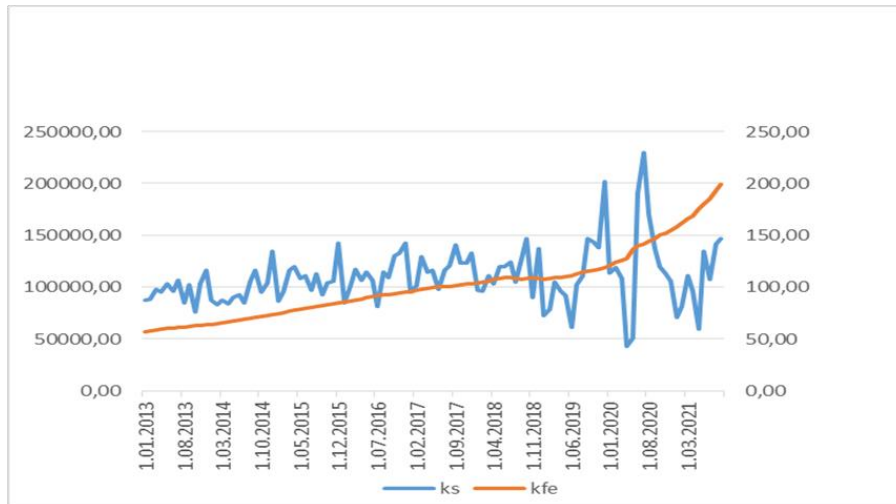
izlemek için oluşturulan göstergeleri içermektedir. Çalışmada kullanılan tüm veriler TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)'den alınmıştır.

Şekil 3.1' de Türkiye'de Ocak 2013-Eylül 2021 döneminde konut satış miktarı ile TCMB politika faiz oranına ilişkin grafikler yer almaktadır. Şekil 3.1'e göre, TCMB politika faiz oranının düşük olduğu dönemlerde konut satışlarının yüksek olduğu söylenebilir. Özellikle, politika faiz oranının %24 olduğu Eylül 2018-Haziran 2019 dönemi arasında konut satışlarının en düşük seviyesinde olduğu görülmektedir.



Şekil 3. 1. Konut Satışı ile Politika Faiz Oranına İlişkin Zaman Yolu Grafikleri

Şekil 3.2' de Türkiye'de Ocak 2013-Eylül 2021 döneminde konut satış miktarı ile konut fiyat endeksine ilişkin zaman yolu grafikleri yer almaktadır. Şekil 3.2' de görüldüğü üzere, konut fiyat endeksini Ocak 2020 yılından itibaren daha hızlı bir artış trendine girmiştir. Çalışmada tüm değişkenlerin logaritmaları alınmıştır. Ayrıca, konut satış miktarı ile konut fiyat endeksi değişkenleri hareketli ortalamalar yöntemi ile mevsimsellikten arındırılmıştır. Tablo 3.1' de değişkenlere ilişkin açıklamalar ve veri kaynakları verilmektedir.



Şekil 3. 2. Konut Satış Miktarı ile Konut Fiyat Endeksine İlişkin Zaman Yolu Grafikleri

Tablo 3.1. Değişkenlere İlişkin Açıklamalar

Değişkenler	Açıklamalar	Veri Kaynağı
LKS	Doğal logaritması alınan ve mevsimsellikten arındırılmış konut satış miktarı (adet)	TCMB EVDS
LKFE	Doğal logaritması alınan ve mevsimsellikten arındırılmış Konut Fiyat Endeksi (2017=100)	TCMB EVDS
LPF	Doğal logaritması alınan TCMB 1 haftalık repo faiz oranı	TCMB EVDS

Değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 3.2' de yer almaktadır.

Tablo 2. 2. Değişkenlere İlişkin Açıklamalar

	LKS	LKFE	LPF
Ortalama	11,57985	4,574287	2,278395
Medyan	11,58599	4,595717	2,079442
Maksimum	12,29407	5,292384	3,178054
Minimum	10,82341	4,047449	1,504077
Std. Sapma	0,213033	0,308472	0,481461
Çarpıklık	-0,29832	0,243876	0,529909
Basıklık	5,497726	2,457124	2,310774
Jarque-Bera	28,85138	2,330197	6,992321
Olasılık Değeri	0,000001	0,311892	0,030314

Tablo3.2'ye göre, LKS değişkeninin ortalaması 11,57, LKFE değişkeninin ortalaması 4,57 ve LPF değişkeninin ortalaması 2,27'dir. LKS değişkeni negatif çarpıklık, LKFE ve LPF değişkenleri pozitif çarpıklık değerlerine sahiptirler. LKS değişkeninin basıklık değeri 5,49, LKFE değişkeninin 2,45 ve LPF değişkeninin 2,31'dir. Değişkenlerin normal dağılım özelliğini test eden Jarque-Bera istatistikleri LKS değişkeni için 28,85, LKFE değişkeni için 2,33 ve LPF değişkeni için 6,99 olarak elde edilmiştir. Bu sonuçlara göre, KFE değişkeni normal dağılım özelliğine sahipken, LKS ve LPF değişkenlerinin normal dağılıma sahip olmadıkları görülmektedir.

Çalışmada konut satışları ile konut fiyat endeksi ve politika faiz oranı arasındaki uzun dönemli eşbütünleşme ilişkilerinin belirlenmesinde Pesaran, Shin & Smith(2001) tarafından önerilen ARDL sınır testi yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntem, Engle-Granger (1987) ve Johansen & Juselius (1988) eşbütünleşme testlerinden farklı olarak, farklı bütünleşme derecelerine sahip değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin incelenmesine olanak sağlamaktadır. Konut satışları ile konut fiyat endeksi ve konut satışları ile politika faiz oranı arasındaki eşbütünleşme ilişkilerini belirlemek için oluşturulan kısıtlanmamış hata düzeltme modelleri aşağıdaki gibidir:

Model 1

$$\Delta LKS_t = \beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^q \Delta LKS_{t-i} + \beta_2 \sum_{i=1}^q \Delta LKFE_{t-i} + \gamma_1 LKS_{t-i} + \gamma_2 LKFE_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Model 2

$$\Delta LKS_t = \beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^q \Delta LKS_{t-i} + \beta_2 \sum_{i=1}^q \Delta LPF_{t-i} + \gamma_1 LKS_{t-i} + \gamma_2 LPF_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Yukarıdaki modellerden hesaplanan F istatistiği değerleri, Pesaran vd. (2001) çalışmasındaki alt ve üst kritik değerler ile karşılaştırılmaktadır. Bu testte sıfır hipotezleri $H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = 0$ şeklindedir. Hesaplanan test

istatistiğinin üst kritik değerinden büyük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilmekte ve değişkenler arasında eşbütünlüğün olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Bununla birlikte, hesaplanan test istatistiğinin alt kritik değerden daha küçük olması durumunda sıfır hipotezi reddedilememekte ve dolayısıyla değişkenler arasında eşbütünlüğün olmadığı ifade edilmektedir. Sınır testinin ardından uzun dönem katsayılarının tahminine ilişkin ARDL modelleri aşağıda yer almaktadır:

Model 1

$$LKS_t = \beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^q LKS_{t-i} + \beta_2 \sum_{i=0}^p LKFE_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Model 2

$$LKS_t = \beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^q LKS_{t-i} + \beta_2 \sum_{i=0}^p LPF_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin belirlenmesinden sonra, konut fiyat endeksinin ve politika faiz oranının konut satışları üzerindeki kısa dönemli etkilerini belirlemek için ARDL yöntemini temel alan hata düzeltme modelleri tahmin edilmiştir. Bu doğrultuda tahmin edilecek hata düzeltme modelleri aşağıda verilmiştir:

Model 1

$$\Delta LKS_t = \beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^q \Delta LKS_{t-i} + \beta_2 \sum_{i=1}^p \Delta LKFE_{t-i} + a EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Model 2

$$\Delta LKS_t = \beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^q \Delta LKS_{t-i} + \beta_2 \sum_{i=1}^p \Delta LPF_{t-i} + a EC_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

3.1. Ampirik Sonuçlar

Ekonometrik bir analizde ilk aşamada değişkenlerin durağan olup olmadıkları belirlenmelidir. Bunun nedeni, durağan olmayan değişkenlerle gerçekleştirilecek analizlerin sahte regresyon sorununa yol açarak sonuçların güvenilirliğinin azalmasına neden olmasıdır. Değişkenlerin durağanlıklarının test edilmesinde çeşitli birim kök testleri bulunmaktadır. Geleneksel birim kök testleri (ADF, Phillips-Perron, KPSS vb.) değişkenlerin durağan olup olmadıklarını test ederken serilerdeki yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır. Bununla birlikte, finansal çalkantılar ve krizler serilerde yapısal kırılmalara neden olabilmektedir. Bu durumda, geleneksel birim kök testleri birim kökün varlığı yönünde sapmalı sonuçlar vermektedir. Bu sorunun üstesinden gelmek için yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri geliştirilmiştir. Bu çalışmada bir yapısal kırılmaya izin veren Zivot-Andrews birim kök testi uygulanmıştır. Sonuçlar Tablo 3.3’de yer almaktadır.

Tablo 3.3. Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	Sabit Terimli	Kırılma Tarihi	Sabit Terim ve Trendli	Kırılma Tarihi
LKS	-7,1130 (2)	2018:11	-7,0506 (2)	2018:11
LKFE	-1,1475 (4)	2020:5	-2,1482 (2)	2020:6
ΔLKFE	-7,5819 (4)	2019:7	-7,8079 (4)	2018:7
LPF	-4,3055 (3)	2018:6	-4,7702 (3)	2018:6
ΔLPF	-7,5013 (2)	2018:10	-7,6691 (2)	2019:7

Not: Sabit terimli model için %5 önem seviyesindeki kritik değer -4.93, sabit terim ve trendli model için %5 önem seviyesindeki kritik değer -5.08’dir.

Tablo 3.3’de yer alan sonuçlara göre, LKS değişkeni düzey değerinde durağandır. LKFE ve LPF değişkenleri ise düzey değerlerinde birim kök içermekte, birinci dereceden farkları alındığında ise durağan hale gelmektedir. Dolayısıyla, LKS değişken I(0), LKFE ve LPF değişkenleri ise I(1)’dir.

Zivot-Andrews birim kök testi sonucunda bağımlı değişkenin (LKS) $I(0)$ 'da, bağımsız değişkenlerin (LKFE ve LPF) ise $I(1)$ 'de durağan oldukları belirlendiği için, değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkinin incelenmesinde ARDL modeli uygulanabilmektedir. ARDL modelinde ilk olarak kısıtlanmamış hata düzeltme modeli için optimal gecikme uzunlukları belirlenmelidir. Optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesinde, otokorelasyon ve farklı varyans problemlerinin olmaması, minimum Akaike (AIC) ve Swarchz (SC) bilgi kriterleri dikkate alınmasına neden olmaktadır. Bu doğrultuda, Model 1 için optimal gecikme uzunlukları 3, Model 2 için optimal gecikme uzunluğu 6 olarak belirlenmiştir. Daha sonra, Model 1 ve Model 2'ye ilişkin kısıtlanmamış hata modelleri tahmin edilerek, F istatistikleri belirlenmiştir. Sınır testine ilişkin sonuçlar Tablo 3.4' de verilmiştir.

Tablo 3. 4. Sınır Testi Sonuçları

Model 1		Model 2	
F istatistiği	k	F istatistiği	k
15,3032	2	12,5912	2
Kritik Değerler			
Anlamlılık Düzeyleri	I0 Bound	I1 Bound	
%10	3,02	3,51	
%5	3,62	4,16	
%2.5	4,18	4,79	
%1	4,94	5.58	

Tablo3.4'de yer alan Model 1 ve Model 2 için elde edilen F istatistiği değerleri, Pesaran (1997)'nin çalışmadaki alt ve üst kritik değerler ile karşılaştırılmıştır. Model 1 için hesaplanan F istatistiği değeri 15,3032 ve Model 2 için hesaplanan F istatistiği değeri 12,5912, %5 önem seviyesindeki üst kritik değerden daha büyük olduğu görülmektedir. Elde edilen sonuçlar, Model 1 ve Model 2 için değişkenler arasında eşbütünlük ilişkisi olduğunu ifade etmektedir.

Değişkenler arasındaki eşbütünlük ilişkisinin varlığının belirlenmesinden sonra ARDL modelleri tahmin edilmiştir. ARDL modellerinde uygun gecikme uzunlukları Akaike bilgi kriterine göre belirlenmektedir. Buna göre, Model 1 için uygun model ARDL(3,2) ve Model 2 için uygun model ARDL(3,3) olarak belirlenmiştir. ARDL modelleri ve uzun dönemli katsayılar Tablo 3.5' de yer almaktadır.

Tablo 3.5. Uzun Dönemli Tahmin Sonuçları

Değişken	Model 1 (ARDL(3,2))		Model 2 (ARDL(3,3))	
	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata
LKSSA(-1)	0,307913***	0,095612	0,426892***	0,099385
LKSSA(-2)	0,08515	0,103961	-0,08547	0,108686
LKSSA(-3)	-0,22012**	0,091271	-0,13387	0,100122
LKFESA	-10,835***	2,940894		
LKFESA(-1)	25,79987***	5,371606		
LKFESA(-2)	-14,8769***	3,029378		
LPF			0,087345	0,155202
LPF(-1)			-0,09543	0,226184
LPF(-2)			-0,33569	0,226103
LPF(-3)			0,358706***	0,15556
Sabit terim	9,130934***	1,371586	9,147474***	1,504407
Uzun Dönem Katsayıları				
LKFESA	0,106427	0,082052		
LPF			0,018849	0,053412
C	11,04031***	0,357864	11,54325***	0,123926

Not: *, ** ve *** sırasıyla, %10, %5 ve %1 önem seviyesindeki anlamlılıkları göstermektedir.

Tablo 3.5’de yer alan uzun dönemli sonuçlar incelendiğinde, Model 1’e göre uzun dönemde konut fiyat endeksinin konut satışları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunmamıştır. Benzer şekilde, Model 2’ye göre de uzun dönemde politika faiz oranının (LPF) konut satışları üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi tespit edilememiştir.

Konut fiyat endeksinin ve politika faiz oranının konut satışları üzerindeki kısa dönemli etkilerini tespit etmek için ARDL yöntemini temel alan hata düzeltme modelleri tahmin edilmiştir. İlgili sonuçlar Tablo 3.6’da gösterilmektedir.

Tablo 3.6. Kısa Dönemli Tahmin Sonuçları

Değişken	Model 1 (ARDL(3,2))		Model 2 (ARDL(3,3))	
	Katsayı	Standart Hata	Katsayı	Standart Hata
D(LKSSA(-1))	0,134967	0,10161	0,219344**	0,11155
D(LKSSA(-2))	0,220117**	0,089369	0,133872	0,098943
D(LKFESA)	10,835***	2,678298		
D(LKFESA(-1))	14,87686***	2,766548		
D(LPF)			0,087345	0,151133
D(LPF(-1))			-0,02302	0,150905
D(LPF(-2))			-0,35871**	0,150958
CointEq(-1)*	-0,82705***	0,11283	-0,79245***	0,127583

Not: *, ** ve *** sırasıyla, %10, %5 ve %1 önem seviyesindeki anlamlılıkları göstermektedir.

Tablo 3.6’ da yer alan sonuçlara göre, Model 1’de kısa dönemde konut fiyat endeksinin konut satışları üzerinde pozitif ve %5 önem seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi bulunmaktadır. Buna göre, kısa dönemde konut fiyat endeksinde cari dönemde meydana gelen %1’lik artış konut satışlarını %10,83, konut fiyat endeksinin bir dönem önceki değerinde meydana gelen %1’lik artış ise cari dönemde konut satışlarını %14,87 arttırmaktadır. Model 2’ ye ilişkin kısa dönemde politika faiz oranının konut satışları üzerinde negatif ve %5 önem seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkisi vardır. Buna göre, politika faiz oranının iki dönem önceki değerinde meydana gelen %1’lik artış cari dönemde konut satışlarını %0,35 azaltmaktadır. Model 1’e ilişkin hata düzeltme katsayısına göre uzun dönem denge değerinde meydana gelen sapmanın bir dönem (ay) sonra yaklaşık %82’sinin düzeltilmekte ve sistem yeniden dengeye gelmektedir. Model 2’ye ilişkin hata düzeltme katsayısına göre uzun dönem denge değerinde meydana gelen sapmanın bir dönem sonra yaklaşık %79’u düzeltilmekte ve sistem yeniden dengeye gelmektedir.

Sonuç

Türkiye’deki konut piyasası çerçevesinde yapılan bu çalışmada, literatürde belirtildiği üzere ekonomik aktörlerin konut talebi, hem tüketim hem de yatırım amaçlı olduğu bilgisinden hareket edilmiştir (Kim vd. 2009: 28; Coşkun, 2016:125). Bu bilgi ışığında analizdeki birinci model sonucunda kısa dönemde konut fiyat endeksinde meydana gelen %1’lik bir artışın konut satışlarını %10,83 etkilediği görülmüştür. Yani konut fiyatları arttıkça konut satışlarının artması konutun yatırım amaçlı talep edildiği yönünde bir bulgu olup literatürle örtüşmektedir. Ayrıca Tobin’in q teorisi konut piyasasına göre yorumlandığında konut piyasa değerinin, konutun yenilenme maliyetine bölünmesiyle oluşacak q değerinin, konut fiyatlarının artmasıyla yükseleceği söylenebilir.

Bu çalışmanın diğer bir boyutu konut talebi ve faiz oranı ilişkisidir. Faiz oranının yükselmesi konut satın alma maliyetini arttırarak konut talebini azaltmaktadır (Ünsal, 2011:499). Teorideki bu bilgi bu çalışmada yapılan analizin sonuçları ile paraleldir. İkinci modele göre, kısa dönemde politika faizi %1 arttığında konut satışı %3,5 düşecektir. Kredi politikası açısından değerlendirildiğinde, TCMB’nin politika faizi arttığında konut piyasası kısa dönemde olumsuz etkilenmektedir. Bu durum konut talep edenlerin maliyetlerini artacaktır. Dolayısıyla konut talebi de azalacaktır. Bu bulgu literatür ile uyumludur.

Öneriler

Bu alanda çalışma yapacak araştırmacılar bu çalışmada kullanılan modellerin farklı ülkelere yorumlayarak ülke karşılaştırması yapabilirler.

Kaynakça

- Aoki, K., Proudman, J., & Vlieghe, G. (2004). House prices, consumption, and monetary policy: a financial accelerator approach. *Journal of financial intermediation*, 13(4), 414-435.
- 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.
- Cohen, V. & Karpaviciute, L. (2017). The analysis of the determinants of housing prices. *Independent Journal of Management & Production*, 8(1), 49 – 63.
- Coşkun, Y. (2016). Türkiye konut piyasasında talep eğilimleri ve bilgi bakışsımsızlığına yönelik politika önerileri. *Bankacılar Dergisi*, 96, 122- 143.
- 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.
- Dornbusch, R., & Fischer, S. (1998). *Makroekonomi*. Çev. Ak, S, vd., Akademi Yayınları.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251–276.
- Giuliodori, M. (2005). The role of house prices in the monetary transmission mechanism across European countries. *Scottish Journal of Political Economy*, 52(4), 519–543.
- Gözübüyük, S. & Koy, A. (2020). Türkiye’de konut üretiminin belirleyicileri: ekonomik büyüme ve konut faiz oranı. *Bankacılık ve Sermaye Piyasası Araştırmaları Dergisi*, 4(9), 1-10. <https://dergipark.org.tr/en/pub/bspad/issue/55354/747789>
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1988). Hypothesis testing for cointegration vectors with an application to the Demand for money in Denmark and Finland. *Fteprint University of Copenhagen*.
- Karadaş, H. A. & Salihoglu, E.(2020). Seçili makroekonomik değişkenlerin konut fiyatlarına etkisi: Türkiye Örneği . *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 16, 63-80.
- Kim, J.H., Choi, M.J. & Ko, J. (2009). Mismatch between homeownership and residence in Korea. *Housing Finance International*, 24, 27-33.
- Mishkin, F. (1995). Symposium on the monetary transmission mechanism. *Journal of Economic Perspectives*. 9(4), 3–10.
- Mishkin, F.(2007). Housing and the monetary transmission mechanism. *National Bureau Of Economic Research* , Working Paper 13518, 1-56.
- Ören, K. & Yüksel, H. (2013). Türkiye’de konut sorunu ve temel dinamikleri. *Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 18, 47-84.
- Payne, J. E. (2006). More on the monetary transmission mechanism: mortgage rates and the federal funds rate. *Journal of Post Keynesian Economics*, 29(2), 247–257.
- Pesaran, M.H., Shin, Y. & Smith, R.J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Ünsal, E.(2011), *Makroekonomi*. Ekin Yayınevi

EXTENDED SUMMARY

The aim of this study is to examine the relationship between house sales, policy interest rate and house price index in the period of January 2013-September 2021. The TCMB one-week repo rate is taken into account to represent the policy rate. Housing price index includes indicators created to monitor price changes in the housing market in Turkey. All data used in the study were obtained from the TCMB-Electronic Data Distribution System (EVDS).

The constant fluctuation of housing prices in the housing market is an indication that prices are a pricing created by different parameters other than housing construction. Housing prices are primarily determined by the domestic supply-demand balance of the market and the connection of this market with other sectors. Changes in housing prices depend on financial reasons such as price formations in other financial instruments in the financial market, return rates of variable and fixed income assets according to housing income, differentiation of loan flexibility and changes in housing rental prices. Considering the housing demand, two main factors are taken into consideration while determining the housing demand. These factors are the demand for housing for consumption and investment purposes. The main motivation in the demand for consumer housing is to avoid paying rent in certain periods and to meet the housing need. Therefore, consumption demand is to avoid expense rather than generate income. On the other hand, demand for investment housing is often dominated by the desire to resell and generate income in the short, medium or long term. In addition, buying a house to live in the future can also be considered an investment.

When the relationship between the housing market and monetary policy is evaluated in terms of banks' credit policies, the unexpected reduction of the policy rate by the central bank affects the short-term money market positively. For those seeking housing, this will reduce borrowing costs. Therefore, the demand for housing will also increase. Considering the increase in real estate supply in the medium and long term, it can be said that housing prices will increase.

From an investment perspective, the housing market can be analyzed by applying Tobin's theory of q to the housing market. The operation of this theory reveals how monetary policy affects stock values. According to Tobin, q is found by dividing the market value of businesses by the replacement cost of capital. When the market value of the house is replaced by the market value of the businesses in the numerator of this ratio and the replacement cost of the houses (or construction cost) is substituted for the capital replacement cost of the businesses in the denominator, the ratio gives the value of q for the housing market. According to the theory, an increase in housing prices reduces housing renovation and construction costs and increases the q -value for housing. Thus, housing construction is increasing.

In the study, ARDL bounds test method proposed by Pesaran, Shin and Smith(2001) was used to determine the long-term cointegration relationships between home sales, housing price index and policy interest rate. For this purpose, two different models were created. In the first model, the relationship between the house sales and the house price index was examined, while in the second model, the relationship between the house sales amount and TCMB policy rate was examined.

In an econometric analysis, at the first stage, it should be determined whether the variables are stationary or not. The reason for this is that analyzes with non-stationary variables cause spurious regression and reduce the reliability of the results. There are various unit root tests to test the stationarity of the variables. Financial turmoil and crises may cause structural breaks in the series. To overcome this problem, unit root tests have been developed that take into account structural breaks. In this study, Zivot-Andrews unit root test, which allows for structural break, was applied. It is stationary at the level value of the house sales variable. Housing price index and policy rate variables contain unit root in level values and become stationary when first-degree differences are taken. After determining the existence of a cointegration relationship between the variables, ARDL models were estimated. Appropriate lag lengths in ARDL models are determined according to the Akaike information criterion. Accordingly, the appropriate model for the first model was determined as ARDL(3,2), and the appropriate model for the second model was determined as ARDL(3,3). In this study, which analyzes the housing market in Turkey, it is tried to establish a connection between the empirical results and the theoretical issues related to the housing market. In the literature, it is stated that the housing demand of economic actors is for both consumption and investment purposes. As a result of the first model in the analysis, in the short run it was seen that a 1% increase in the housing price index affected the housing sales by 10.83%. In other words, the increase in house sales as the house prices increase is a sign that the house is demanded for investment purposes. In addition, when Tobin's q theory is interpreted according to the housing market, it can be said that the q value, which will be formed by dividing the housing market value by the replacement cost of the house, will increase with the increase in housing. Accordingly, in this study, it was concluded that the increase in the housing price index increased the housing sales. It can be said that this result will also increase the q value for the house.

One of the factors affecting the demand for housing is the interest rate. The increase in the interest rate increases the cost of purchasing housing and reduces the demand for housing. In theory, this information is compatible with the results of the analysis made in this study. According to the second model, in the short run when the policy rate increases by 1%, house sales will decrease by 3.5%. When evaluated in terms of credit policy, when the TCMB's policy rate increases, the housing market is adversely affected in the short term. This will increase the cost of housing. Therefore, the demand for housing will also decrease. This finding is consistent with the literature.

Researchers who will work in this field can make country comparisons by interpreting the models used in this study to different countries.