

EKONOMİK BÜYÜMENİN KONUT FİYATLARI ÜZERİNDEKİ ASİMETRİK ETKİSİ: NARDL UYGULAMASI

Nimet VARLIK¹

Atıf/©: Varlık, N. (2020). Ekonomik büyümenin konut fiyatları üzerindeki asimetrik etkisi: NARDL uygulaması. *Hitit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 13(2), 352-367. doi: 10.17218/hititsosbil.800641

Özet: Çalışmada, Türkiye’de ekonomik büyümenin konut piyasasına olan asimetrik etkileri araştırılmaktadır. Ekonomik büyümede meydana gelen artışların yanında düşüşlerin de etkilerini inceleyebilmek amacıyla Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (Nonlinear Autoregressive Distributed Lag; NARDL) tercih edilmiştir. Çalışmada 2010M1-2019M4 dönemine ait aylık verilerle çalışılmıştır. Modelde konut fiyatlarındaki değişimi yansıtan konut fiyat endeksi bağımlı değişken, ekonomik büyümenin öncü göstergesi kabul edilen ve çalışmada vekil değişken olan sanayi üretim endeksi ise bağımsız değişken olarak kullanılmaktadır. Tahmin bulguları sanayi üretim endeksi artarken konut fiyatlarının da yükseldiğini ve sanayi üretim endeksi düşerken konut fiyatlarının da gerilediğini ortaya koymaktadır. Buna göre iktisat teorisine uygun biçimde ekonomik büyümenin arttığı dönemlerde konut fiyatlarının yükseldiği ve ekonomik büyümenin gerilediği ve/veya yavaşladığı dönemlerde konut fiyatlarının düştüğü bulguları elde edilmiştir. Sanayi üretimindeki artışın konut fiyatlarını yükseltici etkisi, sanayi üretimindeki azalışın konut fiyatlarını düşürücü etkisinden büyüktür ve bu etki yaklaşık yedi ay sürmektedir. Bulgular, sanayi üretimindeki azalmanın konut fiyatlarını düşürücü etkisinin ise altı ay süresince devam ettiğini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Sanayi üretim endeksi, konut fiyat endeksi, asimetrik etki, konut piyasası, NARDL modeli.

Asymmetric Effect of Economic Growth on Housing Prices: NARDL Application

Citation/©: Varlık, N. (2020). *Asymmetric effect of economic growth on housing prices: NARDL application.* *Hitit University Journal of Social Sciences Institute*, 13(2), 352-367. doi: 10.17218/hititsosbil.800641

Abstract The study explores the asymmetric effects of economic growth on the housing market in Turkey. In order to examine the effects of declines as well as the increases in economic growth NARDL (Nonlinear Autoregressive Distributed Lag) model is preferred. In the the study it was studied with monthly data for the period 2010M1-2019M4. In the model, the house price index, which reflects the change in house prices, is the dependent variable, while the industrial production index, which is considered the leading indicator of economic growth and which is the proxy variable in the study, is used as the independent variable. Estimation findings reveal that while the industrial production index has increased, housing prices have also increased and the industrial production index has been decreasing, while housing prices have also declined. According to this, it was found that in line with the theory of economics, in times of economic growth, housing prices rose and in times of economic growth declined and / or slowed down, housing prices decreased. The effect of the increase in industrial production on raising house prices is greater than the effect of the decrease in industrial production on lowering house prices, and this effect lasts about seven months. The findings show that the decrease in industrial production and the effect of lowering house prices continued for six months.

Keywords: Industrial production index, house price index, asymmetric effect, housing market, NARDL model.

1. GİRİŞ

Konut sektörü, gelişmiş ve gelişmekte olan ülke ekonomilerinde hanehalkı serveti içinde önemli bir paya sahiptir. Nitekim 2008 yılı Eylül ayında ABD’de başlayan ve tüm dünya ekonomilerine yayılan küresel finansal krizin temelinde konut piyasası yer almaktadır. O nedenle konut fiyatlarında meydana gelen dalgalanmalar ve bu dalgalanmaların kaynaklarına yönelik araştırmalar iktisat yazınında önem kazanmıştır.

İktisat yazınında ekonomik büyümedeki artışların konut fiyatları üzerindeki etkilerinin incelendiği çalışmalar konut fiyatlarının ekonomik faaliyetlerden etkilendiğini göstermektedir. Mian ve Sufi’nin (2014) yükselen ABD konut fiyatlarının 2002-2006 dönemi için borçlanma ve harcama üzerindeki etkilerini inceledikleri çalışmalarında, harcama üzerindeki etkilerin 2004 yılında GSYH’nin %0,8’ine, 2005 ve 2006 yılında bu oranın yükselerek %1,3’e ulaştığı ifade edilmektedir. Case ve Quigley’nin (2008) yaptıkları çalışmaya göre ABD konut piyasasında meydana gelen düşüş 2008 yılından krizin etkileri iyileşinceye kadar geçen sürede, GSYH üzerinde büyük olumsuzluklara yol açmıştır. Konut piyasasındaki düşüşün doğrudan ve dolaylı etkileri ABD ekonomisinde her yıl GSYH’nin yaklaşık % 2,9’una ulaşmıştır. Sutton (2002), İrlanda’da GSMH büyüme oranındaki artışların konut fiyatları üzerinde kalıcı bir pozitif etkiye sahip olduğunu ancak bunun reel faiz oranlarındaki eşzamanlı bir artış ile ilişkili olduğunu göstermektedir. Yazarın elde ettiği bulgular GSMH büyüme oranındaki %1’lik artışın, reel konut fiyatlarında üç yıl sonra %1-4 aralığında yükselişi beraberinde getirdiğini ortaya koymaktadır. Güneydoğu Asya ülkelerini ele alan Zhu (2006), konut fiyatları ile GSYH arasında güçlü bir ilişkinin varlığına işaret etmektedir. Case ve Quigley’nin (2008) çalışmalarına göre, büyüme hızının yavaşlaması ya da büyüme oranlarının düşmesi konut piyasasında durgunluğa yol açmaktadır. Otuz yıllık bir dönemi ve 15’ten fazla ülkeyi ele alan Adams ve Füss (2010) ise, ekonomik faaliyetteki %1’lik bir artışa karşılık konut fiyatlarının uzun dönemde %0,6 oranında artacağını göstermişlerdir. Bu da hanehalkı sektörü için önemli bir yatırım aracı olan konutun, Goodhart ve Hofmann’ın (2008) da belirttiği üzere ülke ekonomilerinin büyüme dinamiği ile yakından ilişkili olduğunu göstermektedir.

Yukarıda sözü edilen çalışmalar, konut fiyatları ile ekonomik büyümenin doğrusal ilişkisini ortaya koymaktadır. Ancak piyasalarda dengesizlikten kaynaklanan uyarlamalar her iki piyasada asimetric olduğu durumda doğrusal modeller gerçeği açıklamada yetersiz olabilmektedir. Neftci (1984) ve Falk (1986), özellikle iş çevrimi alanında birçok makroekonomik değişkenin doğrusal olmayan özellikler taşıdığını ifade etmektedirler. Bu noktada konut fiyatlarının ekonomik faaliyetler tarafından yönlendirildiği dikkate alındığında doğrusal olmayan bir görünüm sergilemesi, başka bir ifadeyle ekonomideki olumlu ve olumsuz şoklara farklı tepkiler vermesi beklenebilir. Bu nedenle doğrusal modellerin konut fiyat davranışlarını araştırmak için uygun olmayabileceği ve yanıtıcı olabileceği düşünülebilir (Katrakilidis ve Trachanas, 2012). Ancak konut piyasası ile ilişkili olarak doğrusal olmayan modeller kullanan çalışmaların iktisat yazınında sınırlı sayıda olduğu görülmektedir.

Zhou (2010), ABD’deki konut fiyatları ile makroekonomik temeller arasındaki ilişkiyi incelemek için doğrusal olmayan bir yöntem olan ACE algoritmasını kullanmıştır. Tsai ve diğerleri (2011), ABD konut ve hisse senedi piyasaları arasındaki doğrusal olmayan eşbütünleşme ilişkisini test etmek için momentum eşiği otoregresif (M-TAR) modelini uygulamışlardır. Katrakilidis ve Trachanas (2012), Yunanistan’daki konut fiyatları ile bazı temel makroekonomik göstergeleri ele aldıkları çalışmalarında NARDL modelini kullanmışlardır. Elde ettikleri bulguların Yunan konut

piyasasında etkin politika oluşturmada büyük önem taşıdığını ifade etmişlerdir. Çin konut piyasasındaki dengesizliklerin nedenlerini araştıran Chen ve diğerleri (2013), Çin'in beş büyük şehrinde konut fiyatlarındaki artış ve düşüşlerin asimetrik görünüm sergilediğini göstermişlerdir. Bahmani-Oskooee ve Ghodsi (2016), ABD'deki her bir eyalette, bazı makroekonomik faktörlerdeki değişimlerin konut fiyatları üzerindeki etkisini göstermek için NARDL modelini kullanmışlardır. Tan ve diğerleri (2018), Malezya'da faiz oranının konut fiyat endeksi üzerindeki etkisini NARDL modeli yoluyla incelemişlerdir. Elde ettikleri bulgular, faiz oranındaki artış ve düşüşlerin konut fiyat endeksini etkilemede önemsiz olduğunu göstermektedir. Azvan ve Masih (2019) ise yine Malezya'da konut fiyatları ile bankacılık kesiminin borcu arasındaki ilişkiyi NARDL modeli yoluyla incelemişlerdir.

Türkiye özelinde değerlendirildiğinde, ekonomik büyümenin konut fiyat endeksi üzerindeki asimetrik etkisinin derinlemesine analiz edilmediği, çalışmaların büyük ölçüde doğrusal modellerle yapıldığı dikkat çekmektedir. Bunun yanında Türkiye geneli için konut fiyat endeksi 2010 yılından itibaren hesaplanmaya başlandığı için, konut fiyat endeksi değişkeni ile yapılan çalışmalar 2010 yılı sonrası ile kısıtlı kalmaktadır. 2010 yılından önce konut fiyatlarını ele alan ve Türkiye için belirli dönemleri kapsayan çalışmalarda (Halıcıoğlu, 2007; Sarı ve diğerleri, 2007; Badurlar, 2008; Öztürk ve Fitöz, 2009) reel gelirin konut talebini etkileyen önemli bir değişken olduğu bulguları yer almaktadır. 2010 yılından sonra konut fiyat endeksi değişkeni kullanılarak yapılan çalışmalar ise (Kargı, 2013; Dilber ve Sertkaya, 2016; Yıldırım ve İvrendi, 2017; Afşar, 2018; Gebeşoğlu, 2019; Canbay ve Mercan, 2020; Coşkun ve diğerleri, 2020) daha çok konut fiyatları ile ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkilere dikkat çekmektedir. Çalışmalardan elde edilen ampirik bulgular, ekonomik büyüme ile konut fiyatları arasında anlamlı bir ilişkinin olduğunu göstermektedir.

Bu çalışmanın önceki çalışmalardan farkı, sanayi üretim endeksindeki yükselişlerin yanında düşüşlerin de konut fiyat endeksi üzerindeki etkisinin (iki piyasa arasındaki asimetrik ilişkinin) araştırılmasıdır. Bu amaçla Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Model (Nonlinear Autoregressive Distributed Lag; NARDL) kullanılarak Türkiye'de konut fiyat endeksi ile ekonomik büyümeyi temsil eden sanayi üretim endeksi arasındaki kısa ve uzun dönem asimetrik ilişkiler incelenmektedir.² Model, 2010 yılından 2019 yılının dördüncü ayına kadar olan dönem için aylık verileri kapsamaktadır. Çalışmanın temel motivasyonu, sanayi üretim endeksindeki artışların yanında düşüşlerin de konut fiyat endeksi üzerindeki etkisini araştırmaktır. Elde edilen tahmin sonuçları, ekonomik büyüme ile konut fiyatları arasında kısa ve uzun dönemde pozitif yönlü asimetrik ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır. Ekonomik büyümenin arttığı dönemlerde konut fiyatları artmakta, ekonomik büyümenin gerilediği (ya da yavaşladığı) dönemlerde konut fiyatları düşmektedir. Çalışma, giriş bölümünün ardından Türkiye'de konut piyasasının gelişimi, veri ve model, ampirik bulgular ve sonuç kısmı olmak üzere toplam beş bölümden oluşmaktadır.

2. TÜRKİYE'DE KONUT PİYASASI

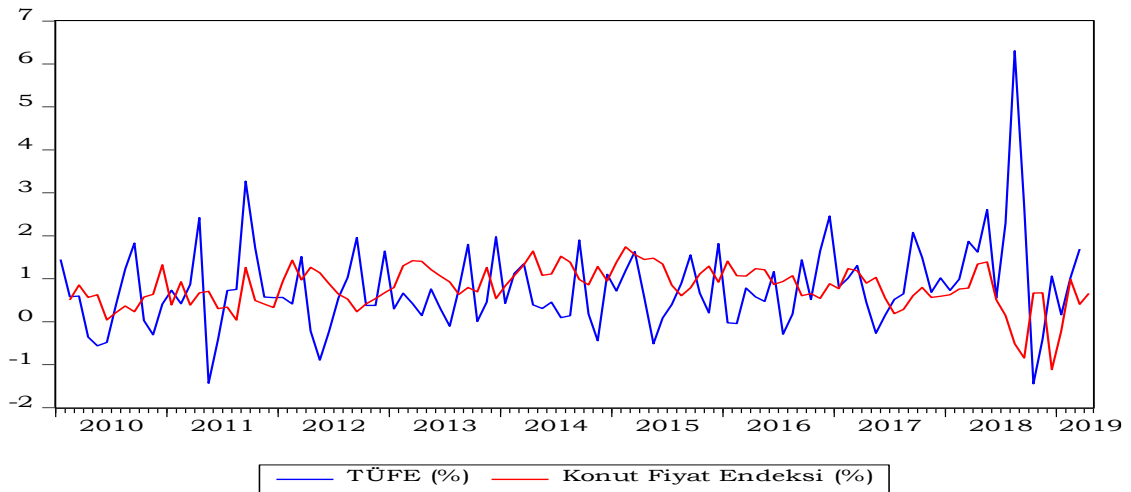
Türkiye'de konut, hanehalkının uzun dönemli yatırım aracı olduğu için önemli bir servet bileşenidir. Temelinde konut üretimi olan inşaat sektörü ise ekonominin en önemli unsurları arasında yer almaktadır. İnşaat sektörü 2008-2009 döneminde kriz nedeniyle yaşanan daralmaya rağmen 2013 yılından sonra Türkiye'de hızlı bir gelişme göstermiştir. Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) verilerine göre sektörün büyüme hızı 2009 yılında %6,3 iken, 2013'te %9,2, 2017 yılında

² Çalışmada aylık serilerle çalışıldığı için, GSYH değişkeni yerine büyümeyi temsil eden sanayi üretim endeksi değişkeni kullanılmıştır.

%9 olarak gerçekleşmiştir. 2018 yılından itibaren ise yeniden daralmaya başlamıştır (2018 yılında %2,7, 2019 yılı ikinci çeyrekte %12,7).

2007 yılında getirilen ipotekli konut finansmanı sistemi, Türkiye’de konut piyasasını genişleten önemli bir etken olmuştur. Türkiye’de özellikle düşük faiz ve düşük kur ortamı, hanehalkına uzun vadeli borçlanma olanağı sağlarken konut talebini artırmıştır. 2008 Küresel Kriz öncesi görülen görece yüksek büyüme ve kişi başına gelirdeki artışlar konut talebini besleyen iktisadi nedenlerin başında gelmektedir (Yıldırım, 2019). Türkiye’de Ocak 2013-Nisan 2019 tarihleri arasında satılan konut sayısı 18 milyon 351 bin adet olmuştur. Konut satışları 2019 yılı Ağustos ayında bir önceki yılın aynı ayına göre %5,1 düzeyinde artarak 110 bin 538’e yükselmiştir. Bunun yanında TÜİK Gelir ve Yaşam Koşulları Araştırması 2018 yılı raporuna göre Türkiye’de konut sahipliği oranı 2013’te %60,7 ve 2014’te %61,1 iken 2018 yılında %59 olarak gerçekleşmiştir. Bu oran, 2018 yılında Türkiye’de her 100 kişiden 59’unun kendisine ait bir konutta yaşadığını göstermektedir. Ancak satılan konut sayısı artarken konut sahipliği oranının düşmesi dikkat çekmektedir. Bu durum Türkiye’de yüksek gelirli hanehalkının yatırım amaçlı konuta yöneldiğini, daha düşük gelirli hanehalkı kesiminin ise konut sahibi olmaktan uzaklaştığını göstermektedir.

Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB), 2010 yılından itibaren Türkiye’deki konut fiyatlarına yönelik “Türkiye Konut Fiyatları Endeksi” yayımlamaya başlamıştır. Konutların gözlemlenebilen özelliklerinin belirli dönemlerde kontrol edilerek, kalite etkisinden arındırılmış fiyat değişimlerini izlemek amacıyla hesaplanmaktadır.³ Çalışmada kullanılan konut fiyat endeksi, Türkiye’de konut piyasasındaki fiyat değişimlerinin takip edilmesi amacıyla oluşturulan bir göstergedir.



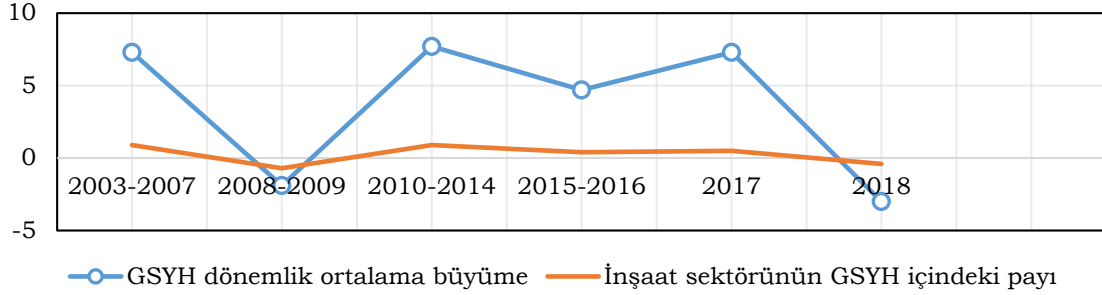
Grafik 1. Tüketici Fiyat Endeksi, CPI (2003=100, %); Konut fiyat endeksi, HPI (2017=100, %) **Kaynak:** TCMB, TÜİK.

Grafik 1’de tüketici fiyat endeksinin ve konut fiyat endeksinin yıllık yüzde değişimi verilmektedir. Konut fiyat endeksi Türkiye’de 2010 yılından itibaren sürekli olarak yükselişte olmasına rağmen 2016 yılının ikinci yarısından itibaren reel olarak gerilemeye başlamıştır. Bunun nedeni Türkiye’de ilgili dönemde enflasyon artış hızının konut fiyat artış hızından oldukça büyük

³ Konut (iktisadi anlamda) homojen bir mal olmadığı için benzer konutların fiyatları farklı bölge, il ve semtlerde değişmektedir. Bu nedenle TCMB, Türkiye geneli için konut fiyat endeksinin hesaplanırken fiyat sapmalarını en aza indirecek “tabakalanmış ortanca fiyat” yöntemini uygulamaktadır. Bu yöntemde konut fiyat endeksi, konut kredisi kullandıran bankalardan, satışa konu olan konutlar için kredi kullandırma aşamasında düzenlenen değerlendirme raporlarındaki konut değerleri esas alınarak hesaplanmaktadır (Dalkılıç ve Aşkın, 2018).

gerçekleşmesidir. Ancak Taşdemir'in (2015) de belirttiği üzere Türkiye'de konut fiyatları incelendiğinde uzun süreli, istikrarlı ve reel bir yükselişin olduğu dikkat çekmektedir.⁴

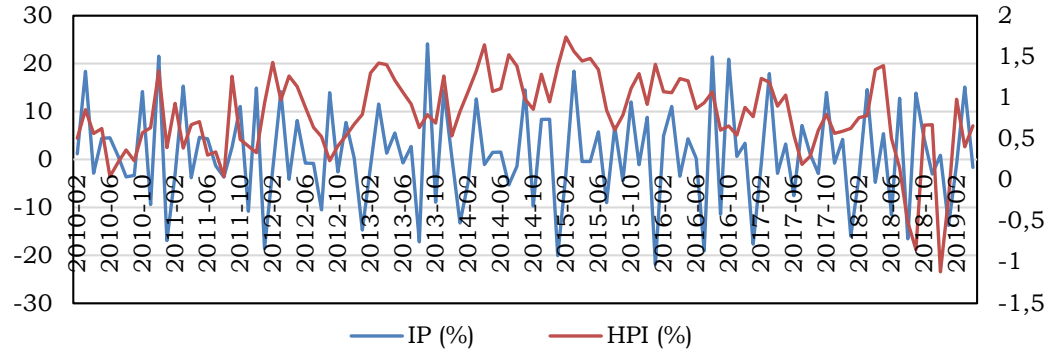
Konut piyasası GSYH büyüme oranları ile yakından ilişkilidir. Dolayısıyla, genel ekonomik gelişmelerden etkilenen ve ekonomik büyümeye duyarlılığı fazla olan bir piyasadır. Konut piyasasını içine alan inşaat sektörü ekonomik büyüme içinde önemli bir paya sahiptir. İnşaat sektörünün GSYH büyüme oranı içindeki payı 2013-2014 döneminde hızlı bir şekilde artarak %1'e yaklaşmıştır. Ancak 2014 yılından itibaren sektörün büyüme hızının yavaşlamasına paralel olarak GSYH içindeki payı da azalmaya başlamıştır (%0,4). (Grafik 2).



Grafik 2. İnşaat Sektörünün GSYH içindeki payı (%)

Kaynak: TCMB, TÜİK.

Grafik 3'ten izlenebileceği üzere, sanayi üretim endeksindeki artışlar ile konut fiyat endeksindeki yükselişler birlikte hareket etmektedir. Sanayi üretim endeksinin arttığı dönemlerde konut fiyatları da yükselmekte, tersi durumda konut fiyatları düşmektedir.



Grafik 3. IP (2015=100, %); Konut fiyat endeksi, HPI (2017=100, %)

Kaynak: TCMB.

3. VERİ VE YÖNTEM

Çalışmada, Türkiye'de ekonomik büyümede meydana gelen artışlar ve azalışlar karşısında konut fiyatlarının kısa ve uzun dönemde verdiği tepkiler tahmin edilmektedir. Bunun için Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi'nden (EVDS) elde edilen Ocak 2010-Nisan 2019 dönemine ait aylık verilerle çalışılmıştır. Modelde konut fiyatlarındaki değişimi yansıtan konut fiyat endeksi (HPI) bağımlı değişken, ekonomik büyümenin öncü göstergesi kabul edilen ve çalışmada vekil değişken olan sanayi üretim endeksi (IP) ise açıklayıcı değişken olarak kullanılmıştır. Capozza ve diğerlerinin (2002) ve Katrakilidis ve Trachanas'ın (2012) konut fiyat endeksinde ilişkin çalışmalarından hareketle değişkenler doğal logaritmik biçimde kullanılmıştır.⁴

⁴ Bkz. TÜİK tarafından oluşturulup yayımlanan Türkiye Konut Fiyat Endeksi (TKFE).

Konut fiyat endeksi tüketici fiyat endeksine bölünerek enflasyondan arındırılmıştır (Gupta ve diğerleri, 2010; Plakandaras ve diğerleri, 2015; Yıldırım, 2019). Bunun nedeni enflasyonun konut fiyatları üzerindeki etkisini yok etmektir. HPI ve IP serilerinin aynı zamanda logaritmik farkı alınmış ve seriler mevsimsellikten arındırılmıştır.

Apergis'in (2003) makroekonomik faktörlerin konut fiyatları üzerindeki etkilerini ve Gebeşoğlu'nun (2019) Türkiye konut fiyat endeksinin belirleyicilerini ele aldıkları çalışmalarında belirttikleri üzere, konut kredi faiz oranlarındaki düşüşler hanehalkının konut satın alma talebini artırırken reel faiz oranlarında meydana gelen artışlar inşaat sektöründe maliyetlerin artmasına yol açmaktadır. Bunun yanında Coşkun (2016), konut kredisinin vade yapısı ve konut kredilerine uygulanan faiz oranlarının konut fiyatları üzerinde önemli etkileri olduğunu belirtmektedir. Dolayısıyla konut fiyat endeksindeki hareketleri etkilediği düşünülen faiz oranı (bu çalışmada konut kredilerine uygulanan ağırlıklı ortalama faiz oranı- *crdtint*) modele dışsal değişken olarak katılmıştır. Döviz kuru konut fiyat hareketlerini etkileyen bir diğer dışsal değişken olarak modele eklenmiştir. Abelson ve diğerleri (2005), döviz kurunun Sidney'de konut fiyatlarının önemli bir belirleyicisi olduğunu ifade ederken Zhu (2006), döviz kurunun konut fiyatları üzerindeki etkisinin büyük ölçüde sabit ya da dalgalı kur rejiminin benimsenmesine bağlı olduğunu ön plana çıkarmaktadır. Zhu'nun (2006) elde ettiği bulgular esnek döviz kuru rejimini benimseyen ülkelerde döviz kurlarının konut fiyatları üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu noktadan hareketle çalışmada reel efektif döviz kuru (*reer*) modelde dışsal değişken olarak kullanılmıştır.

Çalışmada, *IP*'nin *HPI* üzerindeki etkisini araştırabilmek için yöntem olarak Shin ve diğerlerinin (2014) çalışmalarında yer alan Doğrusal Olmayan Gecikmesi Dağıtılmış Ototregresif Model (Nonlinear Autoregressive Distributed Lag; NARDL) kullanılmıştır. Bunun nedeni, konut fiyat endeksi değişkeni kullanılarak yapılan önceki çalışmalardan farklı olarak, ekonomik büyümedeki artışlarla birlikte düşüşlerin de konut fiyatları üzerindeki etkisinin araştırılmasıdır. NARDL modeli, ekonomik büyümenin konut fiyatları üzerindeki etkisini asimetric olarak kanıtlama olanağı vermekte ve büyümede meydana gelen artış ve düşüş durumlarında konut fiyat davranışlarını analiz edebilmeyi sağlamaktadır.

Model tahmininden önce değişkenlerin durağanlıklarının sınanması amacıyla uygulanan Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF) (1981) ve Phillips ve Perron (PP) (1988) sabit terim ve trend birim kök testlerine göre *HPI*, *IP* ve *reer* değişkenleri birinci düzeyde $I(1)$, *crdtint* değişkeni ise düzeyde durağan $I(0)$ bulunmuştur.⁵

Shin ve diğerlerinin (2014) geliştirdiği NARDL yöntemine göre sanayi üretim endeksinin pozitif ve negatif kısmi toplamları denklem 1 ve denklem 2'deki biçimiyle ayrıştırılabilmektedir.

$$\ln IP^+ = \sum_{i=1}^t \Delta \ln IP_i^+ = \sum_{i=1}^t \text{Max} (\Delta \ln IP_i, 0) \quad (1)$$

$$\ln IP^- = \sum_{i=1}^t \Delta \ln IP_i^- = \sum_{i=1}^t \text{Min} (\Delta \ln IP_i, 0) \quad (2)$$

Birinci düzeyde durağan olan *HPI* $I(1)$ ve *IP* $I(1)$ değişkenleri için uzun dönem asimetric denge ilişkisini yansıtan NARDL modeli aşağıdaki biçimde kurulmaktadır;

$$\ln HPI_t = \beta^+ \ln IP_t^+ + \beta^- \ln IP_t^- + u_t \quad (3)$$

u_t , uzun dönem dengeden sapmaları gösteren sıfır ortalama hata terimidir. β^+ ve β^- ise uzun dönem parametreleri yansıtmaktadır.

⁵ Birim kök testlerinin sonuçları metin içinde tablo halinde sunulmamıştır. Ancak istenildiği takdirde yazardan temin edilebilir.

Doğrusal olmayan asimetrik eşbütünleşme regresyonu Schorderet (2003) ve Shin ve diğerlerinin (2014) çalışmalarından hareketle (4) numaralı eşitlikteki gibi yazılmaktadır;

$$y_t = \beta_0^+ \ln HPI_t^+ + \beta_0^- \ln HPI_t^- + \beta_1^+ \ln IP_t^+ + \beta_1^- \ln IP_t^- \quad (4)$$

$\ln HPI_t$ ve $\ln IP_t$, denklem (4)'te asimetrik eşbütünleşme ilişkisini yansıtmaktadır. $\beta_0^+ = \beta_0^-$ ve $\beta_1^+ = \beta_1^-$ olursa, (4) numaralı eşitlik uzun dönemde simetrik eşbütünleşme ilişkisini ifade edecektir.

Shin ve diğerlerinin (2014) genişlettiği hata düzeltme modeli (ECM), asimetrik hata düzeltme modeli (AECM) biçimi ile denklem (5)'te gösterilmektedir. Bu denklem, çalışmada tahmin edilecek olan temel denklem sistemidir.

$$\Delta \ln HPI_t = \alpha_0 + \rho \ln HPI_{t-1} + \theta^+ \ln IP_{t-1}^+ + \theta^- \ln IP_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta \ln HPI_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\varphi_j^+ \Delta \ln IP_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta \ln IP_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta \ln HPI_t = \alpha_0 + \rho \zeta_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta \ln HPI_{t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} (\varphi_j^+ \Delta \ln IP_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta \ln IP_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (6)$$

Denklem 5'te $\theta^+ = -\rho \beta_1^+$ ve $\theta^- = -\rho \beta_1^-$ biçiminde tanımlanır. Açıklayıcı değişkendeki (IP) pozitif ve negatif uyarlamalar ise sırasıyla φ_j^+ ve φ_j^- den çıkarılır. Denklem 5'te gösterilen + ve - üst simgeler, denklem 1 ve 2'deki ayırıştırma yoluyla hesaplanan pozitif ve negatif kısmi toplamları göstermektedir. Pozitif ve negatif unsurlar, ekonomik büyüme ile konut fiyatları arasındaki eşbütünleşme ilişkisini ve kısa ve uzun dönem asimetriyelerin varlığını göstermektedir. Bunun yanında Denklem 5'in bir yarısı değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkiyi, diğer yarısı ise ekonomik büyüme değişkeninin gecikmelerini içerir. Denklem 5'in ikinci yarısı, değişkenler arasındaki kısa dönem asimetriyi test etmede kullanılmaktadır. Denklem 6'daki eşitlikler şu şekilde ifade edilir;

$$\zeta_t = \ln HPI_t - \beta^+ \ln IP_t^+ - \beta^- \ln IP_t^- ; \beta^+ = -\theta^+ / \rho \text{ ve } \beta^- = -\theta^- / \rho$$

Böylece denklem 5 tahmin edilerek $\ln IP_t^+$ ve $\ln IP_t^-$ deki bir birimlik değişimin konut fiyatları ($\ln HPI_t$) üzerindeki asimetrik dinamik çarpan etkileri yani uzun dönem katsayıları elde edilebilir.

NARDL modeli uygulanırken doğrusal ARDL modelinde kullanılan adımlar izlenir. Birinci aşamada, doğrusal ARDL modelinde olduğu gibi, doğrusal olmayan asimetrik ARDL modelinde de gecikme uzunluğu (denklem 5'te gösterilen p ve q) genelden özele doğru araştırılmaktadır. Stepwise regresyon tahmini ile istatistiki olarak anlamlı bulunmayan değişkenler çıkarılarak model tahmin edilmektedir (Shin ve diğerleri, 2014). İkinci aşamada, sınır testi kullanılarak değişkenlerin düzeyleri arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı sınanmaktadır. Bunun için Pesaran ve diğerlerinin (2001) çalışmalarından hareketle *F-istatistik* (F_{PSS}) değerine bakılır. *F-istatistiği* ile değişkenler arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını sınanan boş hipotez test edilir. Buna göre $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$ ise değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığına karar verilir. Bu durumda Banerjee ve diğerleri (1998)'den hareketle *t istatistiği* (t_{BDM}) yardımıyla değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığını sınanan boş hipoteze karşı alternatif hipoteze bakılır ($\rho \neq \theta^+ \neq \theta^- \neq 0$). Bu iki istatistik, değişkenlerin bütünleşme sıralarına bağlı standart olmayan dağılıma sahiptir. Bu nedenle Pesaran ve diğerlerinin (2001) geliştirdiği sınır testi yaklaşımı, NARDL modelinde de kullanılmaktadır.⁶ Üçüncü aşama, asimetrik modelin uygunluğunu sınamak için uzun ve kısa dönem simetri ilişkisini gösteren Wald

⁶ Pesaran ve diğerleri (2001), değişkenlerin durağanlıklarını dikkate alan hipotezler için standart olmayan bir F testi önermektedir. Böylece durağanlıkları test eden birim kök testlerine gerek kalmadan model tahmin edilmektedir. Sınır testinde hesaplanan F istatistiği, Pesaran ve diğerlerinin (2001) çalışmalarında yer alan tablodaki alt [I(0)] ve üst [I(1)] kritik değerler ile karşılaştırılır. Elde edilen değer alt sınırdan I(0) küçük ise, bağımlı değişken ile açıklayıcı değişkenler arasında eşbütünleşmenin olmadığı şeklinde kurulan sıfır hipotez reddedilemez. Modelde değişkenler arasında uzun dönem eşbütünleşme ilişkisi olmadığı sonucuna ulaşılır. Elde edilen değer üst kritik değerden I(1) büyük ise boş hipotez reddedilir, alternatif hipotez kabul edilir ve eşbütünleşme ilişkisinin olduğu kabul edilir.

testinin yapıldığı aşamadır (W_{LR}, W_{SR}). Burada Wald testi kullanılarak kısa ve uzun dönem asimetri belirlenmektedir.⁷ Wald istatistiği, alternatif hipotez karşısında kısa ve uzun dönem simetri için boş hipotezi test etmektedir. $H_0 = \sum_{j=0}^{q^1} \varphi_{1j}^+ = \sum_{j=0}^{q^2} \varphi_{2j}^-$. Sanayi üretim endeksi için asimetrik etkinin olup olmadığı L_{lnIP}^+ ve L_{lnIP}^- 'nin birbirine eşit olduğu boş hipotezi ile araştırılır (F_{PSS} ; $H_0: \rho = \theta^+ = \theta^- = 0$). Bunun için uzun dönem asimetrik ilişki için boş hipotezle ilgili olarak $H_0 = \beta^+ = \beta^-$ eşitliğine bakılır (denklem 4). Boş hipotezin reddedilmesi uzun dönemde asimetrik etkinin varlığını göstermektedir (Nusair, 2016). W_{SR} ise kısa dönem asimetrisinin varlığını sınamaktadır. Bu aşamaların ardından çalışmada tahmin edilen NARDL modeli denklem 5'te gösterildiği biçimde kurulmaktadır.

4. AMPİRİK BULGULAR

Tablo 1'de NARDL-ECM modelinin tahmin bulguları yer almaktadır. Buna göre, $lnIP_{t-1}^+$ ve $lnIP_{t-1}^-$ deki bir birimlik değişimin konut fiyatları ($lnHPI_t$) üzerindeki asimetrik dinamik çarpan etkileri yani elde edilen uzun dönem katsayıları sırasıyla 0,09 ve 0,07'dir ve her iki katsayı da istatistiksel olarak anlamlıdır (sırasıyla %1 ve %5). Katsayıların işaretleri beklentilerle uyumludur; uzun dönemde büyümede meydana gelecek artışlar konut fiyatlarını artıracak, düşüşler ise konut fiyatlarını düşürecektir. Değişkenler arasındaki ilişki yönü pozitiftir.

Tablo 1. Dinamik Asimetrik Tahmin Bulguları

Konut Fiyat Endeksi			
Değişken	Katsayı	p-değeri	
C (sabit)	-0,758***	0,000	
$lnHPI_{t-1}$	-0,065***	0,005	
$lnIP_{t-1}^+$	0,091***	0,000	
$lnIP_{t-1}^-$	0,078**	0,010	
$\Delta lnHPI_{t-1}$	0,193**	0,027	
$\Delta lnHPI_{t-2}$	-0,322***	0,000	
$\Delta lnHPI_{t-3}$	0,279***	0,001	
$\Delta lnHPI_{t-4}$	-0,233***	0,008	
$\Delta lnIP^+$	0,039	0,411	
$\Delta lnIP_{t-1}^+$	-0,066	0,146	
$\Delta lnIP_{t-2}^+$	0,072	0,131	
$\Delta lnIP_{t-3}^+$	0,012	0,780	
$\Delta lnIP_{t-4}^+$	-0,039	0,383	
$\Delta lnIP_{t-5}^+$	-0,027	0,556	
$\Delta lnIP_{t-6}^+$	0,094**	0,042	
$\Delta lnIP_{t-7}^+$	0,080*	0,075	
$\Delta lnIP_{t-8}^+$	0,084	0,125	
$\Delta lnIP_{t-9}^+$	0,100*	0,069	
<i>treer</i>	0,132***	0,000	
<i>lnrdtint</i>	0,010*	0,081	
L_{lnIP}^+	1,391***	0,000	
L_{lnIP}^-	1,187**	0,035	
R^2	0,671	-	
Adj. R^2	0,609	-	
LM ⁽¹⁾	1,496	0,229	
ARCH ⁽²⁾	1,860	0,175	
RESET ⁽³⁾	7,092***	0,009	
$F_{PSS}^{(4)}$	16,053***	-	
$W_{LR}^{(5)}$	19,931***	0,000	
$W_{SR}^{(6)}$	17,131***	0,000	

Notlar: (a) *** %1, ** %5, *%10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. (b) LM ve ARCH testlerinde altı gecikme uzunluğu ile çalışılmıştır. (c) RESET testi için bir gecikme uzunluğu seçilmiştir. (1) Breusch-Godfrey Serial Correlation LM testi, *F-istatistik* değeri. (2) Heteroscedasticity için ARCH testi, *F-istatistik* değeri. (3) Reset testi, *t-istatistik* değeri. (4) PSS testi. (5) Uzun dönem Wald testi. (6) Kısa dönem Wald testi.

L_{lnIP}^+ ve L_{lnIP}^- , $lnIP$ 'deki pozitif ve negatif değişmeye ilişkin uzun dönem katsayıları tahmin eden test istatistiğidir. $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ ve $\beta^- = -\theta^-/\rho$ kullanılarak hesaplanmaktadır. Çalışmada elde edilen katsayılar ve olasılık değerlerine göre, ekonomik büyüme ile konut fiyatları arasında

⁷ WSR ve WLR sırasıyla kısa ve uzun simetriye ilişkin Wald testini göstermektedir. Wald istatistiğinin anlamlı olması, değişkenler arasında simetri olduğu sıfır hipotezinin reddedildiğini ve asimetrik ilişkinin varlığını göstermektedir.

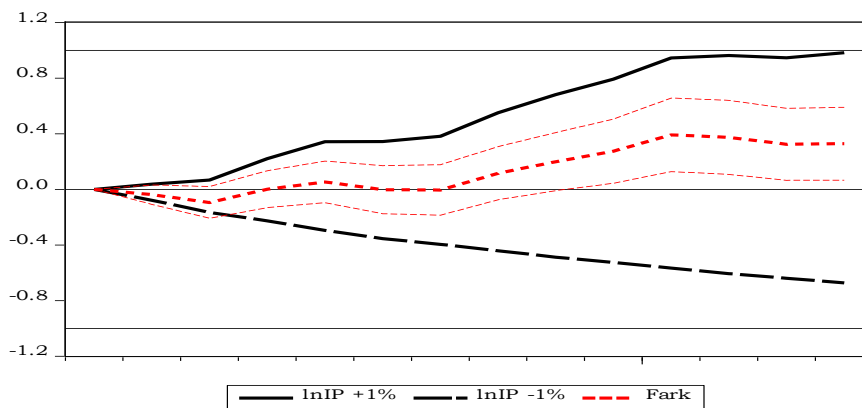
pozitif ve negatif eşbütünleşme ilişkisi olmadığını sıyanan boş hipotez reddedilmektedir. Böylece IP ile HPI değişkenleri arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu kabul edilir. Pesaran ve diğerlerinin (2001) çalışmalarından hareketle değişkenler arasındaki uzun dönem ilişki için *F-istatistik* (F_{PSS}) testine bakılır. Burada da değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığını sıyanan boş hipotez reddedilir ve %1 düzeyinde anlamlı eşbütünleşme ilişkisi kabul edilir.

NARDL modelinde uzun dönem simetriye ilişkin Wald testi ($W_{LR, IP}$) sonuçları incelendiğinde, F testinin istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Buna göre, sanayi üretim endeksi değişkeni ile konut fiyat endeksi değişkeni arasında uzun dönem simetri ilişkisi olduğu hipotezi reddedilerek, asimetrik ilişkinin varlığı kabul edilir. Kısa dönem Wald testi istatistiği ($W_{SR, IP}$) bulguları da istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlıdır. Dolayısıyla değişkenler arasında kısa dönem asimetrisinin olmadığını sıyanan boş hipotez reddedilmektedir. Buna göre değişkenler arasında uzun ve kısa dönemde asimetrisinin varlığına karar verilmektedir. Böylece IP değişkeninin HPI ile asimetrik ilişkiye sahip olduğu ve bu nedenle doğrusal ARDL modeli kurularak tahmin yapılmasının spesifikasyon hatasına neden olabileceği sonucuna varılmaktadır.

Çalışmada, büyümede meydana gelen artış ve azalışlar karşısında konut fiyatlarının nasıl tepki verdiğini görebilmek amacıyla doğrusal olmayan dinamik asimetrik çarpanlar tahmin edilmektedir (Shin ve diğerleri, 2014; Bahmani-Oskooee ve Fariditavana, 2016; Hoang ve diğerleri, 2016). Denklem 7’de gösterildiği biçimde elde edilen bu çarpanlar, sanayi üretim endeksinin konut fiyatlarına etkisine ilişkin uzun dönem katsayılar ile paralellik göstermektedir ($-\theta^+/\rho$ ve $-\theta^-/\rho$) (Şahin ve Berument, 2019).

$$m_k^+ = \sum_{j=0}^k \frac{\partial \ln HPI_{t+j}}{\partial \ln IP_t^+} , m_k^- = \sum_{j=0}^k \frac{\partial \ln HPI_{t+j}}{\partial \ln IP_t^-} ; k = 0, 1, 2, 3, \dots \dots \dots (7)$$

Denklem (7) ile elde edilen dinamik asimetrik çarpanların grafik üzerindeki gösterimi Şekil 1’den izlenebilir. Şekil 1, konut fiyat endeksi için IP’nin dinamik çarpanını göstermektedir. Düz siyah çizgi, IP’de bir artış olduğunda elde edilen dinamik çarpanı, kesikli siyah çizgi ise IP’de düşüş olduğunda elde edilen dinamik çarpanı göstermektedir. Ortadaki belirgin kırmızı çizgi, düz ve siyah çizgilerin temsil ettiği dinamik çarpanların mutlak değerindeki farkı ve diğer iki kırmızı çizgi %90 güven aralıklarını göstermektedir. Ortadaki kırmızı çizginin sıfırdan farklı olduğu reddedilmezse, çalışmada ilgili dönem için asimetri olmadığına karar verilir. Şekil 1, kırmızı çizginin sıfırdan farklı olduğunu gösterdiği için değişkenler arasında asimetrik ilişkinin varlığı bu noktada da kabul edilmektedir.



Şekil 1. Dinamik Asimetrik Çarpan Etki Tepki Fonksiyonu

Notlar: Düz siyah çizgi sanayi üretim endeksindeki artış için, kesikli siyah çizgi ise sanayi üretim endeksindeki azalış için dinamik çarpanı göstermektedir. Ortada yer alan kırmızı çizgi, dinamik çarpanların mutlak değerindeki farkı, diğer iki kırmızı çizgi ise güven aralıklarını göstermektedir.

Tahmin sonuçları, IP düşerken başlangıçta konut fiyatlarının düştüğünü ve bu düşüşün altı ay sürdüğünü göstermektedir. Bunun yanında IP artarken konut fiyatları da yükselmektedir. IP'deki artışların konut fiyatları üzerindeki artış yönünde etkisi dokuzuncu ayda başlamakta ve uzun sürmektedir. Şekil 1'de görülen IP'deki artış ve azalışların konut fiyatları üzerindeki etki büyüklüğü IP'nin konut fiyatlarına etkisine ilişkin uzun dönem katsayılar ile yaklaşık olarak paralellik göstermektedir. Buna göre IP'deki artışın konut fiyatlarını artırıcı etkisi, IP'deki azalışın konut fiyatlarını düşürücü etkisinden az da olsa büyüktür. IP'deki düşüşlerin konut fiyatlarını düşürücü etkisi istatistiksel olarak bir ay, IP'deki artışların konut fiyatlarını artırıcı etkisi ise istatistiksel olarak yedi ay süresince anlamlı bulunmuştur.

5. SONUÇ

Bu çalışmada, Türkiye'de ekonomik büyümede meydana gelen artışlar ve düşüşler karşısında konut fiyat hareketlerinin kısa ve uzun dönem tepkisi araştırılmaktadır. Çalışma bu anlamda ekonomik faaliyetlerin konut piyasası üzerindeki asimetric etkisine yönelik kanıtlar sunmaktadır. Konut fiyat endeksi verileri TCMB tarafından 2010 yılından itibaren yayınlanmaya başladığı için çalışmada tahmin edilen model 2010:01-2019:04 dönemini kapsamaktadır.

NARDL modelinden elde edilen ampirik bulgular, iktisat yazını ile uyumlu olarak kısa ve uzun dönemde büyüme ile konut fiyatları arasında pozitif yönlü bir ilişki olduğunu göstermektedir. Sutton'un çalışmasında belirttiği İrlanda örneğinde olduğu gibi Türkiye'de de ekonomik büyümede meydana gelen artışlar konut fiyatlarında belirli bir dönem sonra artışı beraberinde getirmektedir. Bu çalışmanın bulgularına göre, ilgili dönemde sanayi üretim endeksindeki artışlar konut fiyatlarında on birinci ayda artışa yol açmaktadır. Büyüme oranlarında meydana gelen artışların bankacılık kesiminde kredi hacmini artırması ve görülen görece düşük enflasyon oranlarının yanında düşük reel faiz oranları özel sektörün kredi kullanma imkânlarını artırmaktadır. Elde edilen bulgular, büyümenin sağlandığı dönemlerde konut kredilerinde gözlemlenen artışların, konut piyasasına belirli bir gecikme dönemi ile etki ederek konut fiyatlarını artırdığı biçiminde açıklanabilmektedir.

Çalışmada elde edilen bir diğer bulgu, sanayi üretim endeksinin düştüğü dönemlerde konut fiyatlarının düşmesidir. Dolayısıyla, artış yönünde elde edilen bulgunun benzeri düşüş durumunda da yaşanmakta ve iki endeks arasındaki ilişkinin burada da pozitif olduğu görülmektedir. Bu bulgu, sanayi üretim endeksi ile konut fiyat endeksi arasındaki asimetric ilişkiyi ortaya koymaktadır. Buna göre, ekonomik büyümenin gerilediği (ya da yavaşladığı) dönemlerde konut fiyatları düşmektedir. Ancak, büyümede meydana gelen artışların konut piyasasını gecikmeli olarak etkilediği, düşüşlerin konut piyasası üzerindeki etkisinin ise hemen başladığı dikkat çekmektedir. Düşük büyüme oranlarının konut fiyatlarını etkilemesi yine enflasyon ve faiz oranı kanalıyla olmaktadır. Enflasyonun yüksek olduğu dönemlerde daralan kredi hacmi nedeniyle kredi faiz oranları –ve dolayısıyla konut kredi faiz oranları- yükselmektedir. Bu şekilde artan borçlanma maliyetleri karşısında tüketicilerin kredi talepleri azalmakta ve konut fiyatlarında düşme meydana gelmektedir. Büyümede meydana gelen düşüşlerin konut piyasasını hemen etkilemesi, tüketicilerin konut talebinin esnekliğinin makroekonomik bozulmaya kısa dönemde daha duyarlı olduğu ile açıklanabilir. Bunun yanında inşaat maliyetlerindeki artışların konut arzını etkilediği dikkate alındığında konut fiyat endeksinin sanayi üretim endeksindeki düşüşten kısa bir süre içinde etkilenmesi beklenen bir bulgudur. NARDL modelinin tahmin bulguları, uzun dönemde sanayi üretim endeksindeki yükselmenin konut fiyatlarını artırıcı etkisinin, sanayi üretim endeksindeki düşüşün konut fiyatlarını düşürücü etkisinden az da olsa büyük olduğunu göstermektedir.

KAYNAKÇA

- Abelson, P., Joyeux, R., Milunovich, G. ve Chung, D. (2005). Explaining house prices in Australia: 1970–2003. *Economic Record*, 81, S96-S103. Erişim adresi: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/>
- Adams, Z. ve Füss, R. (2010). Macroeconomic determinants of international housing markets. *Journal of Housing Economics*, 19(1), 38-50. doi: 10.1016/j.jhe.2009.10.005
- Afşar, A. (2018). Türkiye’de konut fiyatlarını belirleyici ekonomik faktörlerin analizi. *Sosyal, Beşeri ve İdari Bilimler’de Akademik Araştırmalar-V*, Finans Çalışmaları 129. Erişim adresi: https://www.researchgate.net/profile/Asli_Afsar/publication/326682919.pdf
- Anenberg, E. ve Laufer, S. (2017). A more timely house price index. *Review of Economics and Statistics*, 99(4), 722-734. doi: 10.2139/ssrn.2555765
- Apergis, N. (2003). Housing prices and macroeconomic factors: prospects within the European Monetary Union. *International real estate review*, 6(1), 63-74. Erişim adresi: <https://core.ac.uk/download/pdf/7074715.pdf>
- Azwan, N. I. ve Masih, M. (2019). Is the relationship between housing price and banking debt symmetric or non-symmetric? Evidence from Malaysia based on NARDL. *MPRA Paper No. 94685*. Erişim adresi: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/94685/1/MPRA_paper_94685.pdf
- Badurlar, I.Ö. (2008). Türkiye’de konut fiyatları ile makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin araştırılması, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Vol. 8(1), pp. 223-238. Erişim adresi: <http://193.140.22.72/xmlui/handle/11421/343>
- Bahmani-Oskooee, M. ve Fariditavana, H. (2016). Nonlinear ARDL approach and the J-curve phenomenon. *Open Economies Review*, 27(1), 51-70. doi: 10.1007/s11079-015-9369-5
- Bahmani-Oskooee, M. ve Ghodsi, S. H. (2016). Do changes in the fundamentals have symmetric or asymmetric effects on house prices? Evidence from 52 states of the United States of America. *Applied Economics*, 48(31), 2912-2936. doi: 10.1080/00036846.2015.1130795
- Banerjee, A., Dolado, J., Mestre, R. (1998). Error-correction mechanism tests for cointegration in a single-equation framework. *J. Time Ser. Anal.* 19 (3), 267–283. doi: 10.1111/1467-9892.00091
- Canbay, Ş. ve Mercan, D. (2020). Türkiye’de konut fiyatları kanalının işleyişine yönelik ampirik bir uygulama. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 18(1). doi: 10.11611/yead.674472
- Capozza, D. R., Hendershott, P. H., Mack, C. ve Mayer, C. J. (2002). Determinants of real house price dynamics (No. w9262). *National Bureau of Economic Research*. Erişim adresi: <https://www.nber.org/papers/w9262.pdf>
- Case, K. E. ve Shiller, R. J. (1990). Forecasting prices and excess returns in the housing market. *Real Estate Economics*, 18(3), 253-273. Erişim tarihi: <https://www.nber.org/papers/w3368.pdf>
- Case, K. E. ve Quigley, J. M. (2008). How housing booms unwind: income effects, wealth effects, and feedbacks through financial markets. *European Journal of Housing Policy*, 8(2), 161-180. doi: 10.1080/14616710802037383

- Chen, N. K., Chou, Y. H., ve Wu, J. L. (2013). Credit constraint and the asymmetric monetary policy effect on house prices. *Pacific Economic Review*, 18(4), 431-455. doi: 10.1111/1468-0106.12033
- Coşkun, Y. (2016). Konut fiyatları ve yatırımı: Türkiye için bir analiz. *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(2), 201-217. Erişim adresi: <https://ssrn.com/abstract=2760867>
- Coskun, Y., Seven, U., Ertugrul, H. M. ve Alp, A. (2020). Housing price dynamics and bubble risk: the case of Turkey. *Housing Studies*, 35(1), 50-86. doi: 10.1080/02673037.2017.1363378
- Dalkılıç, B. ve Aşkın M. (2014). *Gayrimenkul ve konut sektörüne bakış*. Dalfin Finansal ve Kurumsal Çözümler Danışmanlığı, 1-4.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A.. (1981). Likelihood ratio tests for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49:1057-1072. doi: 10.2307/1912517
- Dilber, İ. ve 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. doi: 10.18506/anemon.95997
- Falk, B. (1986). Further evidence on the asymmetric behavior of economic time series over the business cycle. *Journal of Political Economy*, 94, 1069-1109. Erişim adresi: http://lib.dr.iastate.edu/econ_las_staffpapers
- Ferrero, A. (2015). House price booms, current account deficits, and low interest rates. *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(S1), 261-293. doi: 10.2139/ssrn.1995767
- Gebeşoğlu, P. F. (2019). Housing price index dynamics in Turkey. *Journal of Yaşar University*, 14, 100-107. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/680653>
- Girouard, N., ve S. Blondal (2001). House prices and economic activity. *OECD Economics Department Working Papers* No. 279 (Paris: Organisation for Economic Cooperation and Development, January). doi: 10.1787/061034430132
- Goodhart, C. and Hofmann, B. (2008). House prices, money, credit, and the macroeconomy. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), 180-205. Erişim adresi: <https://www.jstor.org/stable/23606731>
- Gupta, R., Jurgilas, M. ve Kabundi, A. (2010). The effect of monetary policy on real house price growth in South Africa: A factor-augmented vector autoregression (FAVAR) approach. *Economic modelling*, 27(1), 315-323. doi: 10.1016/j.econmod.2009.09.011
- Halıcıoğlu, F. (2007). The demand for new housing in Turkey: an application of ARDL model. *Global Business and Economics Review*, 9(1), 62-74. doi: 10.1504/GBER.2007.012509
- Hoang, T. H. V., Lahiani, A. ve Heller, D. (2016). Is gold a hedge against inflation? New evidence from a nonlinear ARDL approach. *Economic Modelling*, 54, 54-66. doi: 10.1016/j.econmod.2015.12.013
- Kargı, B. (2013). Housing market and economic growth relation: time series analysis over Turkey (2000-2012). *Journal of Human Sciences*, 10(1), 897-924. Erişim adresi: <http://mpr.ub.uni-muenchen.de/55694/>

- Katrakilidis, C. ve Trachanas, E. (2012). What drives housing price dynamics in Greece: New evidence from asymmetric ARDL cointegration. *Economic Modelling*, 29(4), 1064-1069. doi: 10.1016/j.econmod.2012.03.029
- Knoll, K., Schularick, M. ve Steger, T. (2017). No price like home: global house prices, 1870-2012. *American Economic Review*, 107(2), 331-53. doi: 10.24149/gwp208
- Malpezzi, S., 2003. *Hedonic pricing models: a selective and applied review*. In: O'Sullivan, T., Gibb, K. (eds.), *Housing Economics and Public Policy*. Blackwell, Malder, MA.
- Mian, A. ve Sufi, A. (2014). House price gains and US household spending from 2002 to 2006 (No. w20152). *National Bureau of Economic Research*. doi: 10.2139/ssrn.2412263
- Muellbauer, J. ve Murphy, A. (2008). Housing markets and the economy: the assessment. *Oxford review of economic policy*, 24(1), 1-33. doi: 10.1093/oxrep/grn011
- Neftci, S. (1984). Are economic time series asymmetric over the business cycle? *Journal of Political Economy*, 92, 307-328. doi: 10.1086/261226
- Nusair, S. A. (2016). The effects of oil price shocks on the economies of the gulf co-operation council countries: nonlinear analysis. *Energy Policy*, 91, 256-267. doi: 10.1016/j.enpol.2016.01.013
- Öztürk, N. ve Fitöz, E. (2012). Türkiye’de konut piyasasının belirleyicileri: Ampirik bir uygulama. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 5(10), 21-46. Erişim adresi: <http://ijmeb.org/index.php/zkesbe/article/view/197/146>
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326. doi: 10.1002/jae.616
- Phillips, P.C.B. ve Peron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75: 335-346. doi: 10.1093/biomet/75.2.335
- Plakandaras, V., Gupta, R., Gogas, P. ve Papadimitriou, T. (2015). Forecasting the US real house price index. *Economic Modelling*, 45, 259-267. doi: 10.1016/j.econmod.2014.10.050
- Robstad, Ø. (2018). House prices, credit and the effect of monetary policy in Norway: Evidence from structural VAR Models. *Empirical Economics*, 54(2), 461-483. doi:10.1007/s00181-016-1222-1
- Sarı, R., Ewing, B. T. ve Aydın, B. (2007). Macroeconomic variables and the housing market in Turkey. *Emerging Markets Finance and Trade*, Vol. 43, Issue. 5, pp. 5-19. doi: 10.2753/REE1540-496X430501
- Shin, Y., Yu, B. ve Greenwood, N. M. (2014). *Modelling asymmetric cointegration and dynamic multipliers in a nonlinear ARDL framework*. In: *Festschrift in honor of Peter Schmidt: Econometric methods and applications*, (pp. 281-314). USA: Springer Publications.
- Schorderet, Y. (2003). *Asymmetric cointegration*. Department of Econometrics, University of Geneva, Switzerland.
- Sutton, G. D. (2002). Explaining changes in house prices. *BIS quarterly review*, 32, 46-60. Erişim adresi: https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt0209f.pdf
- Tan, C. T., Lee, C. Y., Tan, Y. T. ve Keh, C. G. (2018). A nonlinear ARDL analysis on the relation between housing price and interest rate: The case of Malaysia. *Journal of Islamic, Social,*

- Economics and Development, 3(14), 109-121. <http://www.jised.com/PDF/JISED-2018-14-12-09.pdf>
- Taşdemir, M. (2015). Konut fiyatlarının kaynak tahsisatı ve gelir dağılımı üzerindeki etkileri. *İtem Politika Notu* 9.
- Tsai, I. C., Lee, C. F. ve Chiang, M. C. (2012). The asymmetric wealth effect in the US housing and stock markets: evidence from the threshold cointegration model. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 45(4), 1005-1020. doi: 10.1007/s11146-011-9304-5
- Tsatsaronis, K. ve Zhu, H. (2004). What drives housing price dynamics: cross-country evidence. *BIS Quarterly Review*, March. Erişim adresi: <https://ssrn.com/abstract=1968425>
- Van Hoang, T. H., Lahiani, A. ve Heller, D. (2016). Is gold a hedge against inflation? New evidence from a nonlinear ARDL approach. *Economic Modelling*, 54, 54-66. doi: 10.1016/j.econmod.2015.12.013
- Yıldırım, M. O. (2019). Konut fiyatlarının kısa dönem dinamikleri: Türkiye’den bulgular. III. ULUSLARARASI EUREFE KONGRESİ, BİLDİRİLER KİTABI, 11-20. Pamukkale Üniversitesi-Bilimsel Araştırma Projesi (BAP) Birimi tarafından desteklenen proje.
- Yıldırım, M. O. ve İvrendi, M. (2017). House prices and the macroeconomic environment In Turkey: The examination of a dynamic relationship. *Economic Annals*, 62(215), 81-110. Doi: 10.2298/EKA1715081Y
- Zhou, J. (2010). Testing for cointegration between house prices and economic fundamentals. *Real Estate Economics* 38, 599–632. doi: 10.1111/j.1540-6229.2010.00273.x
- Zhu, H. (2006). The structure of housing finance markets and house prices in Asia. *BIS Quarterly Review*, December. Erişim adresi: <https://ssrn.com/abstract=1632353>

SUMMARY

The housing market is at the heart of the global financial crisis, which affected the whole world in 2008. For this reason, the fluctuations in house prices after the crisis and the studies on the sources of these fluctuations have gained great importance in the economics literature.

The housing market is closely related to economic growth. Therefore, it is a market that is affected by general economic developments and has a high sensitivity to economic growth. Studies that examine economic growth and house prices together in the economics literature show that house prices are affected by economic activity. As such, increases in growth rates, increase the volume of credit in the banking sector. In addition to the relatively low inflation rates in the economy, low real interest rates increase the ability of the private sector to use loans. House prices are likely to show a non-linear outlook given that they are driven by economic activity. In other words, house prices can be expected to react differently to the positive and negative shocks that will occur in the economy. However, there are a limited number of studies (using nonlinear models) that can assess positive and negative shocks together in relation to the housing market. In Turkey, it is also worth noting that the impact of economic growth on the house price index is largely studied using linear models. Studies measuring the asymmetric effect are quite limited.

The purpose of this study is to investigate the effects of decreases as well as increases in the industrial production index variable, which represents economic growth, on the housing price index. For this purpose, using the Nonlinear Autoregressive Distributed Lag (NARDL) model, the short and long term asymmetric relationships between the industrial production index and the housing price index are analyzed. The monthly data used in the NARDL model estimate was obtained from the Central Bank of the Republic of Turkey Electronic Data Delivery System. Since the house price index for Turkey has been calculated since 2010 as a whole, the beginning of the period considered in the study is 2010. The study covers the period 2010: 01-2019: 04. In the model, the house price index reflecting the change in house prices is a dependent variable, and the Industrial Production Index, which is considered a leading indicator of economic growth and is a proxy variable in the study, was used as an explanatory variable. Variables are included in the model in natural logarithmic form. In addition, in order to eliminate the impact of inflation on house prices, the house price index is divided into the consumer price index and adjusted for inflation. At the same time, the logarithmic difference of the HPI and IP series was taken and the series was seasonally adjusted. The weighted average interest rate applied to housing loans and the real effective exchange rate are included in the model as external variables.

Empirical findings obtained from the model show that there is a positive relationship between economic growth and house prices in the short and long term. According to the findings, increases in the industrial production index lead to an increase in house prices in the eleventh month. These findings show that the increases observed in housing loans during periods of growth affect the housing market with a certain lag period. Another finding obtained in the study is that house prices decrease in periods when the industrial production index falls. Therefore, the finding obtained in the direction of increase is also experienced in the case of a decrease and it is seen that the relationship between the two indices used in the model is also positive. This finding reveals the asymmetric relationship between the industrial production index and the house price index. The findings from the NARDL model show that the increases in growth affect the housing market with a lag, and the effects of the decreases on the housing market begin immediately. The findings from the NARDL model show that the increases in growth affect the housing market with a lag, and the effects of the decreases on the housing market begin immediately. The effect of low

growth rates on housing prices, as in high growth rates, is again through inflation and interest rates. During periods of high inflation, credit interest rates and hence housing loan interest rates increase due to the narrowing of the credit volume. In the face of rising borrowing costs, consumers' demand for credit is declining and house prices are falling. The immediate impact of the decline in growth on the housing market can be explained by the fact that the flexibility of consumer housing demand is more sensitive to macroeconomic deterioration in the short term. Again, considering that the increases in construction costs affect the housing supply, it is a meaningful finding that the house price index is affected by the decrease in the industrial production index in a short time. Finally, according to the estimation findings, the effect of the increase in the industrial production index in the long run is slightly greater than the lowering effect of the decrease in the industrial production index.