

Türkiye'de Sanayi Üretim ve Tüketici Fiyat Endeksinin Konut Fiyat Endeksi Üzerindeki Etkisi: ARDL Sınır Testi Analizi¹

The Impact of Industrial Production and Consumer Price Index on House Price Index in Turkey: An ARDL Bounds Testing Approach

Sadam SHINWARI²
Dicle ÖZDEMİR³

Öz

Makroekonomik faktörler, herhangi bir ülkede ev fiyatlarındaki değişiklikleri belirlemede öncü rol oynamaktadır. Bu çalışmanın amacı, 2010-2020 döneminde Türkiye'de tüketici fiyat endeksi ve sanayi üretim endeksi gibi seçilmiş makroekonomik değişkenler ile konut fiyatları arasındaki dinamikleri araştırmaktır. Otoregresif dağılım gecikme modeli ARDL-sınır testi uygulanarak, ampirik sonuçlar, tüketici fiyat endeksindeki veya sanayi üretim endeksindeki artışların Türkiye'de kısa vadede hedonik konut fiyat endeksinin olumsuz etkilediğine dair kanıtlar sunmaktadır. Toda-Yamamoto nedensellik testinden elde edilen sonuçlar, endüstri endeksi ve tüketici fiyat endeksinden konut fiyat endeksine doğru bir nedensellik olmadığını göstermektedir; ancak Türkiye'de konut fiyat endeksinden sadece tüketici fiyat endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik gözlemlenmektedir. Söz konusu iki makroekonomik değişken ile konut fiyat endeksi arasında uzun dönemli bir eşbütünlük olmaması, konut piyasası dinamikleri arasındaki ilişkilerin doğrusal bir özellik göstermesinden ziyade, temelde doğrusal olmayan bir yapıya sahip olduğunun göstergesi olabilir.

Anahtar Kelimeler: Konut Fiyat Endeksi, Sanayi Üretim Endeksi, TÜFE.

ABSTRACT

Macroeconomic factors play a leading role in determining changes in house prices in any country. The aim of this study is to investigate the dynamics between selected macroeconomic variables as consumer price index and industrial production index and the house prices in Turkey during the 2010-2020 period. By applying the autoregressive distribution lag model ARDL-boundary test, the empirical results provide evidence that increases in the consumer price index or industrial production index negatively affect the hedonic housing price index in the short run in Turkey. The results from the Toda-Yamamoto causality test indicate that there is no causality running from the industry index and consumer price index to the housing price index; however, a unidirectional causality is observed from the housing price index only to the consumer price index in Turkey. The absence of a long-term cointegration between these two macroeconomic variables and the housing price index may indicate that the relations between the housing market dynamics are basically nonlinear rather than linear.

Keywords: House Price Index, Industrial Production Index, CPI.

Tür: Araştırma makalesi

Gönderim tarihi: 17.04.2022

Kabul tarihi: 12.06.2022

¹Bu çalışma, birinci yazarın ikinci yazar danışmanlığında hazırladığı yüksek lisans tezinden üretilmiştir.

²Yüksek Lisans Öğrencisi, Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, shinwari.sadam@yahoo.com, (ORCID: 000-0003-0475-1189)

³Doç. Dr., Muğla Sıtkı Koçman Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü, dicleozdemir@mu.edu.tr,

(ORCID: 0000-0002-7594-1054)

1. Giriş

Konut piyasasının, ekonomik büyüme sürecinde önemli bir role sahipken aynı zamanda toplum bireylerinin refah seviyesini de etkiler. Bunun altında yatan temel etken, konutların hem tüketim hem de yatırım malı olarak değerlendirilebilme özelliğidir. Ancak ekonomik büyüme süreci devam ederken, diğer tüm varlık fiyatlarında olduğu gibi, konut fiyatlarındaki balonlaşmalar da özellikle son yıllarda kullanımı yaygınlaşan türev piyasaları araçlarının da etkisi ile finansal risk açısından tehlikeli bir boyuta ulaşabilmektedir. Daha kritik bir önem arz eden durum ise, Geng (2018) tarafından vurgulandığı gibi, birçok gelişmiş ekonomide konut fiyatlarının gelirden daha hızlı artarken bu durumun fiyat-harcanabilir gelir (PTI) oranlarında daha da güçlü bir artışa yol açmasıdır. Zira söz konusu türden fiyat balonlaşmaları hanehalkı borcunda önemli artışlara yol açabilirken hanehalkı borcunun hanehalkı gelirine olan oranında da hızlı bir artışa sebep olabilmektedir. Benzer şekilde, konut piyasası, bankacılık sektöründeki finansal krizlerin ve kırılganlıkların da kaynağı olabilmektedir; yükselen konut fiyatları tüketici harcamalarını teşvik etmekte ve daha yüksek ekonomik büyümeye yol açmaktadır ancak bu durum konut sahibi olmayan hanehalkının refah düzeyinde olumsuz sonuçlar doğurabilmekte ve dengesiz bir gelir dağılımı sürecini hızlandırabilmektedir (Tripathi, 2019, s.2). Bu nedenle konut fiyatlarının belirleyicilerini tahmin etmek, ekonomik aktiviteyi ve finansal istikrarı önemli ölçüde etkilediği için çok önemlidir (Algieri, 2013, s.315).

Konut fiyatlarının belirlenmesine yönelik yapılan teorik tartışma ve incelemeler ile ampirik çalışmalarda kullanılan modeller gerek konut piyasalarının heterojen yapısı gerekse farklı dönemlerde ve farklı bölgelerde farklı etkin finansal ve ekonomik değişkenlerin etkilenebilmeleri nedeni ile büyük ölçüde değişebilmektedir. Buna göre, herhangi bir ülkedeki, hatta aynı ülkede yer alan bir bölgede konut fiyatlarının belirleyicileri diğer ülkelerden/bölgelerden farklı olabilir (Salihu ve Yusuf, 2017). Ancak uluslararası literatürde konut fiyatlarının belirleyicileri olarak özellikle tüketici fiyatları, gayrisafı yurtiçi hasıla, faiz oranları, inşaat maliyetleri ve konut kredisi gibi temel ekonomik göstergeler ön plana çıkmaktadır (Katrakilidis ve Trachanas, 2012). Bu nedenle, söz konusu çalışmada, Türkiye'de konut fiyatları ile tüketici fiyatları ve milli gelir düzeyini temsil etmek üzere sanayi üretim endeksi arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkiler Otoregresif dağılımlı gecikme modeli ARDL-sınır testi ve bu ilişkilerin yönünü belirleyebilmek amacı ile Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılarak analiz edilmeye çalışılacaktır.

Bu çalışma beş kısımdan oluşmaktadır. Giriş kısmı birinci bölüm olmak üzere, ikinci bölümde literatür taraması gerçekleştirilmiştir. Ekonometrik yöntem ve veri setinin anlatıldığı üçüncü bölümü sırası ile dördüncü bölümde ampirik bulgular ve beşinci bölümde sonuç ve tartışma kısmı izlemektedir.

2. Literatür

Konut fiyatlarını etkileyen faktörlere ilişkin mevcut araştırmalar, çoğunlukla enflasyon, faiz oranları ve gelirin bir göstergesi olarak GSYİH'yi içeren temel makroekonomik göstergeler üzerine yoğunlaşmıştır. Bununla birlikte, yerel konut fiyatlarının belirlenmesinde ayırt edici birtakım konumsal ve fiziki faktörleri ele alan çalışmalar da mevcuttur (Kartal ve Çorum, 2020). Söz konusu çalışmalar, çoğunlukla doğrusal bir çerçeve varsayarak, vektör otoregresyon, zaman serileri veya panel veri modellerinin kullanıldığı çalışmaları diğer ülkeler ve Türkiye için yapılan çalışmalar olmak üzere iki bölümde incelemek mümkündür. Konut kredisi faiz oranlarının konut kredileri üzerindeki etkilerini belirlemeyi amaçlayan Akkaş ve Sayılğan (2015), bu amaçla 2010-2015 dönemini Toda-Yamamoto (1995) ve etki-tepki analizleri ile analiz etmiştir. Çalışmada konut fiyat endeksinin belirlenme sürecinde geçmiş dönem konut fiyatları ve konut kredisi faiz oranlarının anlamlı bir şekilde belirleyici olduğu sonucuna varılmıştır. Yine Dilber ve Sertkaya (2016) tarafından 2008-2014 yılları arasında konut fiyat endeksi ile döviz kuru arasında çift yönlü, faiz oranı ve enflasyon oranı arasında tek yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Canbay ve Mercan (2020), 2010-2019 döneminin kapsayan çalışmalarında, Granger nedensellik analizi ile faiz oranlarından kredi hacmine, kredi hacminden de konut fiyatları ve tüketici fiyat endeksine doğru kısa ve uzun dönemde nedensellik ilişkileri olduğu sonucuna varmışlardır. Karaağaç ve Altınırnak (2018), Türkiye'de 2000-2012 dönemine ait bölgesel konut fiyat endeksi ile sanayi üretim endeksi, tüketici fiyat endeksi, tüketici güven endeksi, döviz kuru, istihdam ve işsizlik arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmış ve konut fiyat endeksleri ve söz konusu değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin bölgelere göre değişkenlik gösterdiği sonucuna ulaşmışlardır. Türkiye için yapılan bir başka çalışma olan Korkmaz (2019)'da ise 2010-2019 yılları arasında konut fiyatlarının bölgesel bazda enflasyonist bir baskı yaratıp yaratmadığı araştırılmış ve elde edilen sonuçlar bazı bölgelerde bu tür bir baskının olduğunu doğrulamıştır. Canbay ve Mercan (2020), 2010-2019 döneminin kapsayan çalışmalarında, Granger nedensellik analizi ile faiz oranlarından kredi hacmine, kredi hacminden de konut fiyatları ve tüketici fiyat endeksine doğru kısa ve uzun dönemde nedensellik ilişkileri olduğu sonucuna varmışlardır. Karadaş ve Salihoğlu (2020) ise 2012-2018 yılları arası Türkiye'deki konut fiyatlarındaki değişimi etkileyen makro ekonomik faktörleri ARDL eşbütünleşme testi ile araştırmış ve buna göre konut fiyatları ile konut kredilerine uygulanan faiz oranları, konut kredisi hacmi, reel döviz kuru ve tüketici fiyat endeksi arasında negatif, sanayi üretim endeksi ile pozitif bir ilişki olduğu sonucuna varmıştır.

Türkiye verilerini kapsayan son önemli çalışmalardan bir diğeri ise Kırca ve Canbay (2021) çalışmasıdır. Söz konusu çalışmada, Türkiye'de tüketici faiz oranı, döviz kuru ve konut arzındaki değişimlerin konut enflasyonu üzerinde kalıcı etkilerinin olup olmadığını araştırılmıştır. Tüketici faiz oranı, döviz kuru, konut arzı ve konut enflasyonundaki ilişkiler çeşitli nedensellik testleri ile 2010-2020 yıllarını kapsayacak şekilde aylık veriler kullanılarak incelenmiştir. Tüketici faiz oranı ve döviz kurundaki değişimlerden konut enflasyonuna doğru nedensellik ilişkileri bulunmuş, bununla birlikte konut arzı ile konut enflasyonu arasında nedensellik ilişkisi dair bir bulgu elde edilememiştir. Koşullu frekans etki alanı nedensellik testi sonuçlarına göre, tüketici faiz

oranındaki değişimlerden konut enflasyonuna kalıcı ve orta vadeli, döviz kurundaki değişimlerden konut enflasyonuna orta vadeli ve geçici nedensellik vardır. Ayrıca tüketici faiz oranındaki değişiklikler ile döviz kurundaki değişiklikler arasında nedensellik ilişkilerinin olduğu tespit edilmiştir. Yapılan son çalışmalar arasında yer alan Akkay (2021)'de 2010-2020 verileri kullanılarak konut fiyatları ve makro değişkenler arasındaki ilişki incelenmiştir. ARDL eş-bütünleşme sınır testi ve Granger Nedensellik testlerinin kullanıldığı çalışmada konut faiz oranı ve konut fiyat endeksi arasında negatif bir ilişki olduğu, ayrıca Türk Lirasının dolara karşı değeri kaybetmesi ve istihdam oranının da konut fiyatına etkisinin anlamlı bir şekilde yüksek olduğu tespit edilmiştir. Buna göre, istihdam düzeyindeki %1 artış konut fiyat endeksini % 3.48 oranda arttıran, nominal döviz kurundaki bir artış ise konut fiyat endeksini % 0.74 oranında yükseltmektedir. Benzer şekilde bir diğer son dönem çalışmalardan olan Çetin (2021) ise konut fiyatlarının tüketici fiyat endeksi ve sanayi üretim endeksinden negatif yönde, konut kredisi faiz oranı ve inşaat malzemeleri toptan eşya fiyat endeksinden ise pozitif yönde etkilendiği sonucuna ulaşmıştır.

Konut fiyat ile makro ekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin incelendiği diğer ülke çalışmalarından biri olan Apergis (2003) bazı makro değişkenleri ele alıp, bu değişkenlerin Yunanistan'daki yeni inşa edilen konutlarına etkisini araştırmıştır. Çalışmada, ECVAR (Hata Düzeltme Vektör Autoregressive Modeli) kullanılarak, ipotek faizi oranı, enflasyon ve istihdam seviyelerinin reel konut fiyatlarına etkilerinin nasıl olduğunu incelenmiştir. Sonuç olarak da söz konusu makro değişkenlerin konut fiyat endeksine anlamlı bir etkisinin olduğu sonucuna varılmıştır. Yazarın bu araştırmada kullandığı değişkenler ise; İpotek faizi oranı, Enflasyon ve İstihdamdır, değişkenlerin arasında, İpotek oranının açıklayıcı gücü daha fazla olduğunu gösterilmektedir. İmpulse Response (Dürtü yanıtına) göre, konut kredisindeki bir artış (pozitif) konutun reel fiyatlarını, konut fiyatı düştüğünde de konuta olan talep artar. Diğer tarafta enflasyon ve istihdamda bir artış söz konusu olduğunda reel konut fiyatlar yükselir. Konut kredisindeki bir artış konut talebini güçlendirirken, enflasyon ve istihdamdaki pozitif bir artış ise konut talebini düşürmektedir. Para politikası ve ekonomik aktivite ile konut fiyat arasındaki ilişkinin nasıl olduğunu Goodhart ve Hafman (2008) incelemiştir; buna göre konut fiyatı, para, kredi ve diğer makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Araştırmada 1970-2006 dönemi kapsayan veriler kullanılarak VAR yöntemi ile istatistiksel açıdan ilişkinin anlamlı olduğunu tespit edilmiştir. Araştırmacı incelemeyi 17 sanayilemiş ülke üzerinde yaparak, konut fiyatları, para politikası değişkenleri ve makroekonomi arasında çok-yönlü ve anlamlı ilişkinin var olduğu sonucuna varmıştır. Araştırmacının bulduğu sonuçlara göre, 1985-2006 dönemde konut fiyatları ve para politikasının değişkenleri arasındaki ilişkinin güçlü olduğunu ve para genişlemesinin konut fiyatlara ve krediye etkisi oldukça anlamlı olduğunu görülmektedir.

Iossifov ve diğerleri (2008), Batı Avrupa ve Asya'daki 20 gelişmiş ülkenin emlak fiyatlarını incelemiştir. Konut fiyatlarının belirleyicileri olarak, kişi başına reel GSYİH, faiz oranları, işsizlik, finansal derinleşme, nüfus, faiz dışı mali denge ve cari hesapları gibi değişkenleri kullanarak bir araştırma yapmıştır. Çalışma 1980-2007 yıllarını kapsayan veriler üzerinde yapılmış ve kısa vadeli faiz oranları ve dolayısıyla uygulanan

para politikaları ile konut fiyatları arasında anlamlı bir ilişki olduğu sonucuna varılmıştır. Literatürde yer alan uluslararası çalışmalar arasında en dikkat çekici olanı Katrakilidis ve Trachanas (2012)'in Yunanistan Ekonomisi için 1999-2011 dönemi ele alarak konut fiyatları ve makro temel ilkeleri arasındaki ilişkiyi araştırdığı çalışmadır. Çalışmada konut sektörünün Yunanistan ekonomisindeki katkısının çok büyük olduğunu belirtilmiştir; örneğin, 2000-2008 dönemi arasındaki konut sektörüne olan yatırımlar, Yunanistan'ın ekonomik büyümesinin %7,5'ünü oluşturmaktadır, ayrıca bu rakamın 2006'da %9,1 seviyesine çıktığı görülmüştür. Araştırmacılar bu çalışmada konut fiyatlama modeli için aylık konut fiyat endeksi, tüketici fiyat endeksi, sanayi endeksi verilerini kullanarak araştırmayı ARDL yöntemiyle incelemiştir. Elde ettikleri sonuçlara göre, uzun dönemde, konut fiyat endeksi ve sanayi üretim endeksinin konut fiyatına etkisi vardır. Değişkenler arasında ise istatistik'e göre anlamlı bir ilişkinin olduğunu tespit edilmiştir, ayrıca araştırmada asimetrik modelin kısa ve uzun dönem için uygun olup olmadığını Wald Testi ile incelenmektedir. Bulunan sonuçlara göre tüketici fiyattaki yükseliş söz konusu olduğunda, bu durum konut fiyatını daha fazla etkilemektedir, tüketiciler fiyattaki azalış söz konusu ise, bu değişimden konut fiyat daha az etkilenmektedir.

Algieri (2013), 1970'den 2010 yılına kadar beş ana Euro bölgesi ülkesinde ve Anglo-Sakson ekonomilerinde reel konut fiyatlarının temel belirleyici faktörlerini incelemiştir. Ampirik sonuçlar, reel gelirdeki değişikliklere ek olarak, uzun vadeli faiz oranları, hisse senedi fiyatları ve enflasyon gibi gizli bileşenin reel konut fiyatlarını açıklamada önemli bir role sahip olduğunu göstermiştir. Panagiotidis ve Printzis (2016) ise konut piyasasının Yunanistan ekonomisindeki rolünü incelemiştir. Araştırmada, 1997-2013 dönemi kapsayan seriler kullanılarak, konut fiyat endeksi ve makroekonomik belirleyicilerinin arasındaki ilişkiyi VECM (Vektör Hata Düzeltme Modeli) yöntemi ile değerlendirilmektedir. Konut fiyat endeksi ve Makroekonomik belirleyicilerinin arasındaki ilişki ise Denge Bağlantısı olarak bulunmuştur, ayrıca perakende ve ipotek kredisi, konut için en önemli değişkenler olarak saptanmaktadır. Araştırmada elde edilen sonuçlara göre, sanayi üretimindeki herhangi bir dalgalanma konut fiyatlarını etkilememektedir.

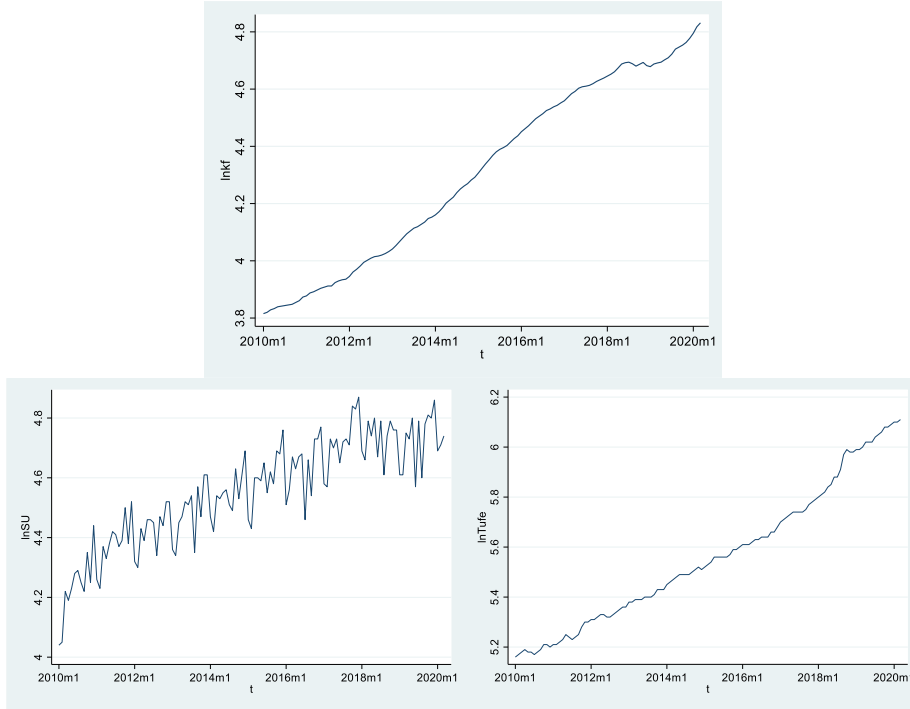
Kishor ve Marfatia (2016), OECD ülkelerin konut fiyatları, faiz oranı ve gelir arasındaki dinamik ilişkileri 1975-2013 dönemi için araştırmıştır. Buna göre, konut fiyatlarında kısa dönemde herhangi bir dalgalanma meydana geldiğinde, diğer değişkenlere herhangi bir etkisinin olmadığını söylenmektedir, kısa dönemde değişkenlerin birbirinden bağımsızdır. Konut fiyatlarda kalıcı ve sürekli dalgalanma veya hareketler değişkenleri birbirleriyle ilişkilendirilmektedir. Konut fiyatlarında korelasyon ilişkisi ise OECD ülkelerde zamanla değiştiğini gösterilmektedir ve en yüksek korelasyon ilişkisinin 1985-2005 dönemini kapsayan yıllarda yaşandığını görülmüştür. Araştırmadan elde edilen sonuçlara göre, kişi başı gelir ve konut fiyatı arasındaki ilişki pozitifdir, çoğu ülke için faiz oranı ve konut fiyatı arasındaki uzun dönem ilişki ise negatiftir.

3. Ekonometrik Yöntem ve Veri seti

Bu çalışmada Katrakilidis ve Trachanas (2012) çalışmasında kullanılan model baz alınarak Türkiye'de konut fiyat endeksi (KF) ile sanayi üretim endeksi (SU) ve tüketici fiyat endeksi (TÜFE) arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkinin ve nedenselliğin araştırılması için aşağıdaki doğrusal model kullanılmıştır:

$$\ln KF_t = f(\ln SU_t, \ln TUF E_t) \quad (1)$$

Buna göre, 2010M1-2020M3 dönemini kapsayan aylık seriler Fiyat Endeksi (Tüketici)(2003=100) ve Sanayi Üretim Endeksi (2015=100) Türkiye İstatistik Kurumu'ndan ve Konut Fiyat Endeksi (2017=100) de Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası veri tabanlarından derlenmiştir. Tüm değişkenlerin doğal logaritması alınmıştır. Söz konusu değişkenlerin zaman serileri Şekil 1'de görülmektedir.



Şekil 1. lnKF, lnSU ve ln TÜFE Zaman Serileri

ARDL (Autoregressive Distributed Lag Bound Test) sınır testi yaklaşımı yaklaşımı, küçük örneklere uygunluğu ve durağan ve durağan olmayan değişkenlerle de çalışılabilmesi nedeniyle özellikle tek ülke analizlerinde için en çok kullanılan ekonometrik yöntemlerden biri olmuştur. İki aşamalı bir süreci kapsayan bu yöntemde

öncelikle ilgili modelde değişkenler arası eşbütünleşmenin olup olmadığı sorgulanır; zira değişkenler arasında mevcut bir eşbütünleşme durumu aynı değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin ilk göstergesi olarak kabul edilir. Diğer bir ifade ile, sınır testi yöntemi, eşbütünleşme analizi için F istatistiğine dayanmaktadır (Pesaran and Shin, 1999; Pesaran vd., 2001). Bu yöntemin en büyük avantajı, modelde yer alan değişkenlerin düzey seviyesinde durağan $I(0)$ ya da birinci dereceden farkları alınarak durağanlaştırılmış $I(1)$ olup olmadığına bağlı kalınmadan sınır testini uygulamaya imkan sağlamasıdır. Bununla birlikte bu yöntemin uygulanabilmesi için iki durumun var olması gerekmektedir; bağımlı değişkenin $I(1)$ olması ve diğer tüm değişkenlerin ikinci farkta durağan $I(2)$ olmaması gerekmektedir (Pesaran vd., 2001). Bu süreç sınırsız hata düzeltme (ECM) ile tamamlandıktan sonra, eşbütünleşme ilişkisinin saptanması halinde bir sonraki adım, kısa ve uzun dönem katsayı tahmini ile devam eder. Burada değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığının tespiti (Pesaran and Shin, 1999; Pesaran vd., 2001) tarafından sağlanan alt ve üst sınır kritik değerleri temelinde yapılır. Buna göre alt sınırların, tüm değişkenlerin düzey seviyesinde durağan olduğu $I(0)$ ve üst sınırların da tüm değişkenlerin birinci dereceden farkları alınarak durağanlaştırılmış $I(1)$ olduğu kısıtlaması söz konusudur. Hesaplanan F istatistiği, üst sınır değerinden yüksek ise eşbütünleşme olmadığına dair boş hipotez reddedilir. Benzer şekilde, F istatistiği değeri alt sınır değerinden küçükse, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığı şeklindeki boş hipotezi reddedemeyiz. F istatistiği alt ve üst sınır kritik değerleri arasındaysa, testin sonuçsuz olduğu sonucuna varırız. Eşbütünleşme süreci için karar verme mekanizması Şekil 2'de gösterilmiştir.

F istatistik değerinin bulunduğu bölge ↓ Eşbütünleşme yok	Sonuçsuz bölge	F istatistik değerinin bulunduğu bölge ↓ Eşbütünleşme var
$I(0)$		$I(1)$

Şekil 2. Eşbütünleşme Testi Karar Verme Tablosu

İkinci aşama olarak, ilk adımdan elde edilen sonuçlar uzun dönemli bir ilişkinin olduğunu gösteriyorsa, kısa ve uzun dönem modellerinin tahminleme aşamasına geçilir. Bu aşamada elde edeceğimiz sonuçlar, konut fiyat endeksi ile sanayi üretim endeksi ve tüketici fiyat endeksi arasındaki kısa ve uzun vadeli dinamiklere ışık tutacaktır. Son aşamada, elde edilen kısa ve uzun dönem tahmin sonuçlarını güvenilirliğini belirlemek amacıyla Jarque-Bera testi (Bera ve Jarque, 1980), seri korelasyonu Breusch-Godfrey testi (Breusch, 1978 ve Godfrey, 1978), değişen varyanslılığı Breusch-Pagan/Cook-Weisberg testi (Breusch ve Pagan, 1979; Cook ve Weisberg, 1983) ve yanlış modelleme Ramsey RESET Testi (Ramsey, 1969) şeklinde bir dizi tanı testi uygulanacaktır. Bu testlerden Jarque-Bera testi ile verilerin normal dağılıma uygun olup olmadığı,

Breusch–Godfrey testi ile hata terimleri arasında yüksek dereceden bağımlılık olup olmadığı (seri korelasyon/otokorelasyon), Breusch-Pagan/Cook-Weisberg testi ile modelde değişen varyans (heteroscedasticity) sorunu olup olmadığı ve son olarak Ramsey Reset testi ile modelleme hatası olup olmadığı belirlenmeye çalışılacaktır. Daha sonra ARDL modeli ile tahmin edilen parametre katsayılarının istikrarının ölçülmesi amacı ile CUSUM ve CUSUMQ testleri uygulanacaktır (Durbin ve Evans, 1975). Buna göre, CUSUM testi hata terimlerinin istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerler arasında olup olmadığını gösterirken CUSUMQ testi ise hata terimlerini karelerinin birikimli toplamalarının %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerler arasında olup olmadığını gösterecektir. Hata terimlerini ve hata terimleri karelerinin birikimli toplamaları kritik değerler arasında yer alıyorsa, modelin katsayıların istikrarlı olduğu sonucuna varılacaktır. Son olarak, konut fiyat endeksi ile sanayi üretim ve tüketici fiyat endeksleri arasında herhangi bir nedensellik durumunun söz konusu olup olmadığını incelemek amacı ile Toda ve Yamamoto (1995) nedensellik testi uygulanacaktır. Temel olarak Granger (1969) nedensellik testine dayanan bu yöntemde modelde kullanılan seriler kointegrasyon oluşturmamış ya da farklı durağanlık derecelerinde veya her iki durumun birden söz konusu olduğu durumlar için de uygulanabilmektedir.

Kısıtsız Hata düzeltme modeli (unrestricted error correction model) olarak da bilinen ARDL sınır testi yaklaşımı, Pesaran vd (2001) tarafından geliştirilmiş ve daha sonra McNown et al. (2018) tarafından geliştirilerek bütünleştirilmiş ARDL modeli ismini almıştır. Buna göre, modelin bu versiyonu, gecikmeli bağımsız değişkenlerin katsayıları üzerinde ekstra bir t-testi veya F-testi üzerine kuruludur. Konut fiyat endeksi ile sanayi üretim endeksi ve TÜFE arasındaki uzun dönemli ilişkiyi ortaya çıkarmak için kullanılacak denklem şu şekilde ifade edilir:

$$\Delta \ln KF_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_1 \Delta \ln KF_{t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_2 \Delta \ln SU_{t-i} + \sum_{i=0}^m \beta_3 \Delta \ln TUF E_{t-i} + \delta_1 \ln KF_{t-1} + \delta_2 \ln SU_{t-1} + \delta_3 \ln TUF E_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

(2) numaralı denklemde Δ fark operatörünü, β_1 , β_2 ve β_3 kısa dönem katsayılarını, δ_1 , δ_2 ve δ_3 uzun dönem katsayılarını, ε_t modelin hata terimini göstermektedir. Denkleme göre değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi, uzun dönemli ilişki olmadığını ifade eden boş hipotezin ($H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3$) test edilmesi ile yapılmaktadır. ARDL modelleme analizindeki ilk test, uzun dönem katsayılarının ortak anlamlılığına yönelik bir F testidir (Pesaran ve Shin 1999; Pesaran vd. 2001). İkinci test, gecikmeli bağımlı değişkenler için bir t testidir. Hesaplanan F istatistik değeri alt sınır kritik değerinden küçükse veya t-test istatistiğinin mutlak değeri, mutlak alt sınır kritik değerinden düşükse, o zaman "uzun dönemli ilişki yok" boş hipotezi reddedilmez. Bu durum değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını gösterir. Buna karşılık, F-test istatistiğinin değeri üst sınır kritik değerinden büyükse veya t-test istatistiğinin mutlak değeri, mutlak üst sınır kritik değerinden büyük olduğu takdirde boş hipotez reddedilir.

Bu durum ise değişkenler arasında uzun dönemli ilişkilerin var olduğunu ifade eder; seriler arasında eşbütünleşme olduğu sonucuna varılır. Son olarak, test istatistiğinin değeri, iki kritik değerden ne küçük ne de büyükse, yani değer iki kritik değer arasında kalmışsa, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkilere ilişkin karar sonuçsuz olarak yorumlanır.

Benzer şekilde, konut fiyat endeksi ile sanayi üretim endeksi ve TÜFE arasındaki kısa dönem dinamiklerini analiz etmek için ise aşağıdaki hata düzeltme modeli (ECM) uygulanacaktır:

$$\Delta \ln KF_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^p \theta_1 \Delta \ln KF_{t-i} + \sum_{i=0}^q \theta_2 \Delta \ln SU_{t-i} + \sum_{i=0}^m \theta_3 \Delta \ln TUF E_{t-i} + \omega ECT_{t-1} + \mu_t \quad (3)$$

(3) numaralı eşitlikte ECT, uzun dönem modelinden elde edilen hata terimleri serisinin bir dönem gecikmeli değerini ifade eder ve dengeden sapma durumunda intibak hızını gösterir. Söz konusu hata düzeltme terimi, negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olmalıdır; zira burada bu katsayının negatif bir değere eşit olması kısa dönemde seriler arasında oluşacak sapmaların uzun dönemde tekrar denge değerine yakınsaması anlamına gelecektir. Yine aynı eşitlikte θ katsayıları kısa dönem dinamiklerini temsil ederken, ω katsayısı da yine hata düzeltme terimindeki sapmaların hangi hızla düzeldiğini gösteren parametredir. Buna göre, bu parametrenin beklenen değeri -1'den 0'a kadar değişir, burada 0 dengeye doğru yakınsama olmadığını ve -1 ise mükemmel yakınsamayı ifade etmektedir.

Değişkenler arasındaki uzun dönemli nedensellik yönünü elde etmek için ise aşağıdaki gibi belirtilen Toda-Yamamoto, diğer bir ifade ile Modifiye WALD testi (Toda ve Yamamoto, 1995) kullanılmıştır. Toda-Yamamoto testinin tercih edilme sebebi modeldeki değişkenlerin aynı dereceden durağan olması şartı aranmamaktadır. Toda-Yamamoto (1995) testi, seriler kaçınıcı dereceden bütünleşik olursa olsun düzeyleri baz alınarak standart vektör otoregresif model (VAR) modeli üzerine kurulmuştur. Buna göre, Toda-Yamamoto prosedürü esas olarak iki adımdan oluşur; ilk olarak optimal gecikme uzunluğu (k) belirlenerek VAR modeli oluşturulur ve modelde yer alan değişkenleri için eşbütünleşme dereceleri (dmax) belirlenir. İkinci aşamada gecikme uzunluğu ve eşbütünleşme derecesinin toplamı üzerinden (k+dmax) tekrar VAR modeli tahminlemesi yapılır. VAR modelini takiben yapılan MWald (F-testi) kullanılarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini saptayabilmek amacı ile $H_0: \beta_{1,2,3} = 0$, $H_0: \delta_{1,2,3} = 0$ ve $H_0: \theta_{1,2,3} = 0$ hipotezleri sınanacaktır. Buna göre, elde edilen istatistikî değerler (χ^2) üç farklı anlamlılık düzeylerindeki (%1, %5 ve %10) tablo değerlerinden büyük olması (ya da p-olasılık değerlerinin ilgili üç anlamlılık düzeylerinden küçük olması) durumunda söz konusu boş hipotezler reddedilecek ve değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisi olduğuna karar verilecektir.

Modelimizde kullanılan üç değişken itibari ile model eşitlikleri şu şekilde gösterilebilir:

$$\ln KF_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{k+d} \beta_{1i} \ln KF_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d} \delta_{1i} \ln SU_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d} \theta_{1i} \ln TUF E_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4)$$

$$\ln SU_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^{k+d} \beta_{2i} \ln KF_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d} \delta_{2i} \ln SU_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d} \theta_{2i} \ln TUF E_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (5)$$

$$\ln TUF E_t = \alpha_3 + \sum_{i=1}^{k+d} \beta_{3i} \ln KF_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d} \delta_{3i} \ln SU_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+d} \theta_{3i} \ln TUF E_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (6)$$

Yukarıdaki denklemlerde k optimal gecikme uzunluğunu temsil ederken, d sistemdeki seriler için maksimum bütünleşme derecesini gösterir. Buna göre, optimal gecikme uzunluğu ve maksimum bütünleşme derecesi belirlendikten sonra ilgili VAR modeli toplamda (r+dmax) gecikme uzunluğuna sahip olacak şekilde olacak şekilde tahmin edilir tahmin edilir. Optimal gecikme uzunluğu (k) ve maksimum bütünleşme derecesinin (dmax) belirlenmesinin ardından k+dmax gecikme uzunluğunda geliştirilmiş VAR modeli tahmin edilir. Son aşamada, Granger nedenselliği hakkında bir sonuca varabilmek için k sayıda gecikme için standart Wald kısıtlama testi uygulanır. Modelde yer alan β , δ ve θ katsayılarının istatistiksel olarak anlamlılıkları sınanılarak nihai sonuca varılır.

4. AMPİRİK SONUÇLAR

Tablo 1’de model değişkenleri lnKF, lnSU ve lnTUF E için temel açıklayıcı istatistikler yer almaktadır. Her bir değişken için 123 gözlem sayısı mevcuttur ve serilerin ortalaması, standart sapması, minimum ve maksimum değerleri ilgili tabloda görülebilmektedir.

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler

<i>Değişken</i>	<i>Gözlem</i>	<i>Ortalama</i>	<i>Standart Sapma</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maksimum</i>
Lnkf	123	4.309691	0.3189182	3.815512	4.831509
Lntufe	123	5.565772	0.2771341	5.16	6.11
Lnsanayi	123	4.552276	0.1807263	4.04	4.87

ARDL sınır testi her ne kadar farklı durağanlık seviyelerine sahip serilere uygulanabilse de iki ön koşulun sağlanması gerekmektedir. Öncelikle hiçbir değişken I(2) durumunda olmamalı ve bağımlı değişken I(1) olmalıdır. Bu amaçla, modelde kullanılan değişkenlerin durağanlık seviyelerinin tespit edilmesi amacı ile her bir değişken için ayrı ayrı seviyesinde ve ilk farkında trend eklenerek/eklenmeyerek bir takım birim kök testleri uygulanmıştır. Bu testler sırası ile Augmented Dickey Fuller (ADF), Phillips Perron (PP), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) testleridir ve elde edilen sonuçlar Tablo 2’de gösterilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, hiçbir değişken I(2)

seviyesi durağanlığında değildir. Sonuç itibari ile, lnKF ve ln TUFÉ'nin I(1), lnSU'nin ise I(0) olduğu kabul edilebilir.

Tablo 2: Birim Kök Testleri

		LNKF	LNSU	LNTUFÉ
Düzy				
<u>Sabit</u>	ADF	0.210 (1) [0.972]	-3.312** (11) [0.0166]	2.541 (4) [1.000]
	PP	0.273 (7) [0.976]	-3.633*** (6) [0.0064]	2.563 (10) [1.000]
	KPSS	1.334*** (9)	1.294*** (9)	1.305*** (9)
<u>Sabit+Trend</u>	ADF	-1.739 (1) [0.727]	-2.003 (11) [0.593]	-0.625 (4) [0.975]
	PP	-1.713 (7) [0.739]	-9.327*** (3) [0.000]	-0.938 (8) [0.947]
	KPSS	0.173*** (9)	0.311*** (4)	0.283*** (9)
Birinci Fark				
<u>Sabit</u>	ADF	-5.546*** (0) [0.000]	-3.175** (12) [0.024]	-6.386*** (3) [0.000]
	PP	-5.554*** (4) [0.000]	-36.899*** (23) [0.0001]	-8.254*** (8) [0.000]
	KPSS	0.176 (7)	0.388* (23)	0.502** (4)
<u>Sabit+Trend</u>	ADF	-5.542*** (0) [0.000]	-3.352* (12) [0.063]	-7.082*** (3) [0.000]
	PP	-5.591*** (5) [0.000]	-42.034*** (22) [0.0001]	-8.608*** (14) [0.000]
	KPSS	0.172** (7)	0.148* (23)	0.067 (10)

Not: ***, **, ve * sırasıyla yüzde 1, 5 ve 10 % anlamlılık düzeylerini göstermektedir. Parantez içerisindeki değerler ADF testi için optimum gecikme uzunluğunu, PP ve KPSS testleri için bant genişliklerini ifade etmektedir. Köşeli parantez içerisindeki değerler, olasılık (p-value) değerleridir.

Modelde yer alan değişkenlerin farklı durağanlık seviyelerinde olması ARDL yöntemi ile kısa ve uzun dönem tahmin çalışmasına olanak sağlamaktadır. Akaike Bigi Kriteri (AIC) doğrultusunda belirlenmiş olan gecikme uzunlukları (2,4,4) şeklindedir. Burada kısa ve uzun dönem katsayıları, ilgili bağımsız değişkenin bağımlı değişkeni ne yönde ve hangi büyüklükte etkilediğini gösterirken, uzun dönem katsayıları aynı zamanda uzun dönem denge katsayıları olarak da kabul edilir ki intibak hızı katsayısı da istatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretli olmak şartı ile bu dengeye yakınsamanın hangi hızda gerçekleştiğini göstermektedir. İstatistiksel olarak anlamlı ve negatif işaretli intibak hızı katsayısı esasen değişkenler arasında farklı gecikme uzunluklarında uzun dönemli bir uzun dönemli bir ilişkini varlığına işaret etse de bu durumun ve yine diğer uzun dönem katsayılarının geçerliliğinin söz konusu tahmin sonuçlarının elde

edilmesinde sonra uygulanan eşbütünleşme testi ile de doğrulanması gerekmektedir. Tablo 3'de ARDL sınır testi sonuçları ile birlikte Pesaran vd. (2001) tarafından listelenen kritik değerler görülmektedir. Test sonuçlarına göre hem F istatistiği hem de t istatistiği tüm durağanlık seviyelerinde tablo değerlerinin altında kaldığı için boş hipotez reddedilir ve değişkenler arasında herhangi bir eşbütünleşme bulunamamıştır sonucuna varılır.

Tablo 3: ARDL Sınır Testleri (Pesaran vd., 2001)

H ₀ : ilişki yoktur		<i>F</i> -istatistiği = 1.423					
		<i>t</i> -istatistiği = -1.822					
F-istatistiği için kritik değerler							
<i>K</i>	<i>F</i>	1% Anamlılık Seviyesi		5% Anamlılık Seviyesi		10% Anamlılık Seviyesi	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
2	1.423	5.15	6.36	3.79	4.85	3.17	4.14
Boş hipotez kabul eğer <i>F</i> istatistiği < kritik değer [I(0) için]							
Boş hipotez red eğer <i>F</i> istatistiği > kritik değer [I(1) için]							
t-istatistiği için kritik değerler							
<i>K</i>	<i>t</i>	1% Anamlılık Seviyesi		5% Anamlılık Seviyesi		10% Anamlılık Seviyesi	
		I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
2	-1.822	-3.43	-4.10	-2.86	-3.53	-2.27	-3.21
Boş hipotez kabul eğer <i>t</i> istatistiği > kritik değer [I(0) için]							
Boş hipotez red eğer <i>t</i> istatistiği < kritik değer [I(1) için]							

ARDL model tahmin sonuçlarının yer aldığı Tablo 4'de görüldüğü üzere intibak hızı katsayısı negatif ama istatistiksel olarak 0.05 düzeyinde anlamlı bulunamamıştır. Ancak 0.10 anlamlılık düzeyi baz alınır, konut fiyat endeksindeki uzun vadeli artış oranında meydana gelebilecek herhangi bir sapmanın, bir sonraki yıla kadar ortalama olarak % 1.3 oranında düzeltildiğini ifade ettiğini belirtebiliriz. Uzun dönem katsayıları ise hem sanayi üretim endeksi hem de TÜFE için 0.05 düzeyinde anlamlı ve pozitif bulunmuştur. Ancak, daha önce belirtildiği üzere, sınır testi yaklaşımı ile elde ettiğimiz sonuçlar değişkenler arasında uzun vadeli bir eşbütünleşme öngörmediğinden, model tahmin sonuçlarından elde edilen uzun vade katsayılarını anlamsız kılmaktadır. Kısa dönem katsayıları incelendiğinde ise, değişkenlerin model tahmin sonuçları istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Buna göre, konut fiyat endeksinin bir dönem gecikmeli değerinin, yine konut fiyat endeksi üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi vardır, ve yine en yüksek etki değerine sahip değişken de yine söz konusu gecikmeli değişkenin kendisidir. Konut fiyat endeksinin kısa dönemde pozitif ve anlamlı olarak etkileyen bir başka değişken ise TÜFE'nin bir dönem gecikmeli değeridir; diğer bir ifade ile, TÜFE'de %1'lik bir artış, bir dönem sonrasının konut fiyat endeksine %9.9 oranında artış olarak yansımaktadır. TÜFE'nin şimdi ve üç dönem gecikmeli değerlerinin ise konut fiyat endeksi üzerinde anlamlı ancak negatif bir etkisi söz konudur. TÜFE'nin aksine sanayi üretim endeksinin iki dönem gecikmeli değeri hariç diğer tüm dönem değerleri konut fiyat endeksinin anlamlı ve negatif yönde etkilemektedir.

Bulgularımız itibari ile TÜFE ve sanayi üretim endeksindeki artışların kısa dönemde konut fiyat endeksini negatif yönde etkilemesinin sebepleri neler olabilir sorusunun tartışılması önem arz etmektedir. Enflasyonun konut fiyatları üzerindeki en güçlü olumsuz etkisi, ödünç alınan paranın faiz oranları ile ilgilidir. Yüksek faiz oranları nedeniyle borçlanmak daha maliyetli hale geleceğinden, talep tarafında borçlanma eğilimi düşecektir. Sınırlı borçlanma olanaklarının getirdiği likidite kısıtlamalarıyla karşılaşan hanehalkı için ciddi nakit akışı sorunları oluşur. Yüksek faiz oranlarında özellikle konut kredisi gibi uzun vadeli borçlanma istekliliğinde ve kredibilitesindeki hanehalkı sayısı da azalacaktır. Yüksek faiz oranları nedeniyle daha az konut alıcısı da yabancı ülke vatandaşlarının talebinde bir artış olmadığı sürece genellikle konut fiyatlarının genel seviyesinde düşüşe neden olabilmektedir. Diğer bir ifade ile, yine Goodhart ve Hofmann (2008) tarafından belirtildiği gibi, belirtildiği gibi, TÜFE arttıkça, reel GSYİH düşer, nominal faiz oranı yükselir ve konut fiyatları da düşme eğilimine girer. Sanayi üretim endeksi ile konut fiyat endeksi arasındaki kısa dönemli negatif ilişki de yine hanehalkı geliri ile açıklanabilir. Zira sanayi üretimi düştüğü zaman işsizlik oranı artacak ve hanehalkı geliri azalacaktır. Ekonomideki bu yavaşlama inşaat sektörünü de olumsuz etkileyeceğinden yeni konut arzı azalacak, hatta mevcut konut stoklarının düşmesine yol açacak ve sonrasında konut fiyatlarında artış yaşanacaktır. Elde ettiğimiz bu sonuç, sanayi üretim endeksiyle konut fiyatları arasında uzun dönem ilişkinin negatif olduğunu belirten Karamelikli (2016) ve Çetin (2021) ile uyumludur.

Tablo 4: ARDL (2,4,4) Model Tahmin Sonuçları

	Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-istatistiği	P değeri
İntibak Hızı Katsayısı	LNKF				
	L1.	-0.013*	0.007	-1.82	0.071
Uzun Dönem Katsayıları	LNTUFE	0.569**	0.264	2.15	0.034
	LNSU	1.226**	0.479	2.56	0.012
Kısa Dönem Katsayıları	LNKF				
	LD.	0.619***	0.072	8.58	0.000
	LNTUFE				
	D1.	-0.091**	0.038	-2.39	0.019
	LD.	0.099**	0.037	2.64	0.010
	L2D.	-0.060	0.038	-1.54	0.126
	L3D.	-0.114***	0.038	-2.96	0.004
	LNSU				
	D1.	-0.019**	0.007	-2.48	0.015
	LD.	-0.016**	0.006	-2.47	0.015
	L2D.	-0.009	0.005	-1.60	0.112
	L3D.	-0.013***	0.004	-3.06	0.003
	Sabit	-0.053*	0.028	-1.90	0.060
	Gözlem Sayısı	119			
R-kare	0.517				
Düzeltilmiş R-kare	0.463				
Log	502.146				

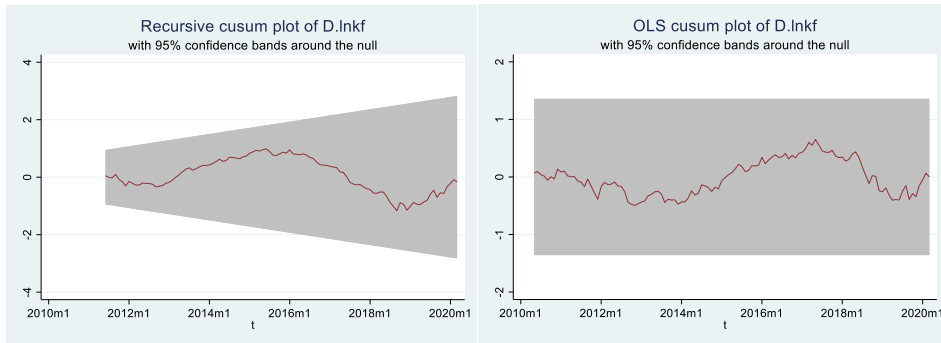
Not: *, **, *** sırasıyla %10, %5 ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir

ARDL sonuçlarından elde edilen çıkarımların geçerliliği, hata terimleri dağılımına ve parametrelerin zaman içinde istikrarlı olması açısından istatistiksel olarak yeterli olup olmadığına bağlıdır. Tablo 5, seri korelasyon, değişen varyans, normallik ve ihmal edilen değişkenler şeklinde bazı tanısal testleri bildirmektedir. Hata terimi varyansının, bağımsız değişkendeki değişimlere bağlı olarak değişip değişmediğini test etmemize yarayan Breusch-Pagan/cook Weisberg testinden elde ettiğimiz sonuca göre t istatistiği yeterince küçük olduğundan, diğer bir ifade ile p değeri 0.05'den büyük olduğundan, söz konusu testin boş hipotezi olan "hata terimleri arasında sabit varyans vardır" hipotezi reddedilmez ve modelde değişen varyans (heteroscedasticity) sorunu olmadığı sonucuna varılır. Diğer bir tahmin sonrası testi de serisel korelasyon (otokorelasyon) testidir. Bu testin boş hipotezi ise "serisel korelasyon yoktur" şeklindedir ve elde ettiğimiz sonuç 0.05'den büyük olduğu için boş hipotez reddedilmez ve kullandığımız modelde serisel korelasyon olmadığını gösterir. Ramsey testinin p değerini

incelediğimizde ise 0.05'den küçük olduğu görülür ki bu da Ramsey testinin boş hipotezi olan “modelde ihmal edilen değişken yoktur” hipotezinin reddedilmesi anlamına gelmektedir. Bu noktada daha sonraki çalışmalarda modelde kullanılan bağımsız değişkenlerin etkileşimde olduğu ya da ikinci dereceden fonksiyonel hale getirilerek modele eklendiği tahminleme yöntemleri denenebilir. Ancak unutulmamalıdır ki söz konusu farklı modellemelerin teorik temellere dayandırılarak oluşturulması gerekmektedir. Model yapılarında herhangi bir yapısal kırılma olup olmadığı, diğer bir ifade ile, regresyon katsayılarının kararlılığı Şekil 3’de gösterilen CUSUM testleri ile incelenebilir. Grafikler incelendiğinde herhangi bir yapısal kırılma gözlenmemektedir.

Tablo 5: Ramsey, Skewness, Kurtosis, Heteroskedasticity, Breusch-Pagan, Breusch-Godfrey Testleri

<i>Tests</i>	<i>X²</i>	<i>Probability</i>
Breusch-Pagan/cook Weisberg testi (Değişen varyans/Heteroscedasticity)	2.46	0.117
Breusch-Godfrey LM testi (Otokorelasyon)	0.005	0.942
Ramsey Testi	142.94	0.000
Skewness Testi	0.95	0.418
Kurtosis Testi	0.95	0.594



Şekil 3. CUSUM ve CUSUMQ Parametre Kararlılık Testleri

Granger yönteminden farklı olarak Toda Yamamoto nedensellik testi durağan olmayan seriler (I (0) veya I (1)) üzerinde gerçekleştirilebilir. Benzer şekilde, bu yöntemde serilerin eşbütünleşme özelliklerinin de ön teste tabi tutulması gerekmektedir. Diğer bir ifade ile, söz konusu yöntem, değişkenlerin entegrasyon ve eşbütünleşme özelliklerinden bağımsız olarak güvenilir tahminler verdiği kabul edilir (Zapata ve Rambaldi, 1997). Toda-Yamamoto nedensellik testini uygulamadan önce VAR modeli kurup uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Bunun nedeni, gecikme uzunlukları ile birim kök testlerinden elde edilen maksimum durağanlık derecelerini gösteren $k+d_{max}$ değerinin belirlenmesi gereğidir. Tablo 6’da elde edilen sonuçlara göre

LR, FPE, AIC, SC, HQ kriterleri itibari ile optimal gecikme uzunluğu $k=2$ olarak belirlenmiştir. Elde ettiğimiz bu sonucu, daha önce uyguladığımız birim kök testlerinden elde ettiğimiz sonuçlar ile birleştirdiğimizde $k+d_{\max}=3$ olduğu anlaşılır.

Tablo 6: VAR Modeli Optimum Gecikme Uzunluğu

<i>Lag</i>	<i>LL</i>	<i>LR</i>	<i>Df</i>	<i>P</i>	<i>FPE</i>	<i>AIC</i>	<i>HQIC</i>	<i>SBIC</i>
0	249.061				2.4e-06	-4.43353	-4.40383	-4.3603
1	918.657	1339.2	9	0.000	1.6e-11	-16.3362	-16.2173	-16.0432
2	949.904	62.495	9	0.000	1.1e-11	-16.737	-16.5291	-16.2244*
3	960.28	20.751	9	0.014	1.1e-11	-16.7618	-16.4647	-16.0295
4	977.277	33.995	9	0.000	9.2e-12	-16.9059	-16.5197	-15.9539
5	990.347	26.139	9	0.002	8.5e-12	-16.9792	-16.5039	-15.8075
6	1003.01	25.317	9	0.003	8.0e-12	-17.0451	-16.4807	-15.6538
7	1009.83	13.657	9	0.135	8.4e-12	-17.006	-16.3524	-15.3949
8	1017.4	15.134	9	0.087	8.7e-12	-16.9802	-16.2375	-15.1494
9	1023.09	11.378	9	0.251	9.3e-12	-16.9205	-16.0887	-14.8701
10	1043.18	40.186	9	0.000	7.7e-12	-17.1204	-16.1995	-14.8503
11	1052.23	18.092	9	0.034	7.8e-12	-17.1212	-16.1112	-14.6314
12	1090.21	75.966*	9	0.000	4.7e-12*	-17.6434*	-16.5443*	-14.9339

Modelde yer alan değişkenlerin $k=2$ gecikmeli I(I) durağanlık seviyesindeki değerlerine Wald istatistiği uygulayarak elde ettiğimiz sonuçlar Tablo 7'de görülmektedir. Buna göre, sanayi endeksi ve TÜFE'den konut fiyat endeksine doğru işleyen bir nedensellik ilişkisi mevcut değildir. Ancak konut fiyat endeksinden sadece TÜFE'ye doğru tek yönlü bir nedensellik durumu gözlemlenmektedir. Bu durum varlık fiyatlarındaki artışın enflasyon üzerindeki doğrudan etkisini göstermektedir. Benzer şekilde sanayi endeksinden de TÜFE'ye doğru tek yönlü bir nedensellik durumu görülebilmektedir.

Tablo 7. Toda-Yamamoto Model Tahmin Sonuçları

<i>Model</i>			<i>Chi2</i>	<i>df</i>	<i>Prob > chi2</i>
Lnkf	→	Lnsanayi	3.9322	2	0.140
Lnkf	→	Lntufe	12.082	2	0.002
Lnkf	→	ALL	16.496	4	0.002
Lnsanayi	→	Lnkf	4.0556	2	0.132
Lnsanayi	→	Lntufe	10.904	2	0.004
Lnsanayi	→	ALL	13.18	4	0.010
Lntufe	→	Lnkf	3.6753	2	0.159
Lntufe	→	Lnsanayi	0.9591	2	0.619
Lntufe	→	ALL	4.5144	4	0.341

5. Sonuç

Bir ülkede konut fiyatlarının genel seyri konut talebini belirleyen makroekonomik, finansal ve demografik faktörler ve konut arzındaki kısıtlamalar ile doğrudan ya da dolaylı olarak belirlenir. Konut fiyatlarındaki dalgalanmalar ve yine uzun süreli devam eden aşağı ya da yukarı yönlü eğilimler de potansiyel yeni konut inşaatlarını (arz tarafı) ve tüketicilerin konut sahibi olabilme durumunda başlıca etkidir. Konut piyasasındaki bu karşılıklı etkileşim esasen birçok yönden incelenmesi gereken bir durumdur. Bu çalışmada da Katrakilidis ve Trachanas (2012)'dan yola çıkılarak Türkiye'de hedonic konut fiyat endeksi ile TÜFE ve sanayi üretim endeksi arasındaki dinamik ilişki 2010-2020 yılları arası aylık verileri kullanılmak sureti ile ARDL sınır testi ve Toda-Yamamoto nedensellik testleri ile analiz edilmeye çalışılmıştır. Bu çalışmanın, kullanılan yöntemler ve değişkenler itibari ile, daha önce yapılan çalışmalara katkı sağlayacağı düşünülmektedir. Elde edilen bulgular, her ne kadar konut fiyat endeksi ile TÜFE ve sanayi üretim endeksi arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını doğrulamasına da kısa dönem için negatif yönlü bir etkileşim söz konusudur. Diğer bir ifade ile, TÜFE ve sanayi üretim endeksindeki artışlar kısa dönemde konut fiyat endeksinin negatif yönde etkilemektedir.

Çalışmamızda konut fiyat endeksi ile sanayi üretim endeksi ve TÜFE arasında uzun dönem için anlamlı bir eşbütünlük ilişkisi bulunamamış olması, Türkiye'de konut piyasası analizi için doğrusal simetrik bir modelden ziyade doğrusal olmayan dinamiklerin analiz edilebileceği asimetrik olmayan modellerin de çalışılmasının yararlı olacağını gösterir. Bunun yanı sıra, bu çalışma, sanayi üretim endeksi ve TÜFE gibi iki önemi makroekonomik değişkenin konut piyasası üzerindeki etkisinin ayrıntılı bir incelemesini sunmuş olsa da, diğer makroekonomik, demografik, mali ya da parasal olmayan politika değişiklikleri temsil eden kategorik değişkenlerin konut fiyat endeksi üzerindeki etkisi ayrıca analiz edilmelidir. Bunlar, örneğin, ülke ekonomisinin

kendine has ya da değişen dinamiklerine bağlı olarak hem arzı hem de talebi geçici ya da sürekli etkileyebilecek kentleşme oranları, inşaat sektöründe kullanılan girdiler bakımından yeterli kaynağa sahip olup olmaması, demografik özellikleri ya da turizm sektörünün mevcut durumu gibi faktörler olabilir. Bu şekilde asimetrik olmayan modeller üzerine kurulu ve daha fazla sayıda makroekonomik temelleri temsil eden değişkenlerle gerçekleştirilecek kapsamlı bir analiz kuşkusuz daha verimli politika ve tahminlere oluşturmaya yardımcı olacaktır.

Referanslar

- Adana Karaağaç, G., & Altınırnak, S. (2018). Türkiye Konut Fiyat Endeksi ve Düzey Bazlı konut Fiyat Endeksleri Arasındaki Nedensellik İlişkisi. *Dergi Karadeniz*, 39(39), 222–240. <https://doi.org/10.17498/kdeniz.415650>
- Akkas, M. E.(2015). Housing prices and Mortgage Interest Rates: Toda-Yamamoto causality test. *Pressacademia*, 2(4), 572–572. <https://doi.org/10.17261/pressacademia.2015414369>
- Akkay, R. C. (2021). The Macroeconomic Determinants of the Housing Prices in Turkey. *Erciyes University İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (58), 241-264. <http://doi.org/20/2007-/erciyesibd.801319>
- Algieri, B. (2013). House price determinants: Fundamentals and underlying factors. *Comparative Economic Studies*, 55(2), 315–341. <https://doi.org/10.1057/ces.2013.3>
- Apergis, N., & Rezitis, A. (2003). Housing prices and macroeconomic factors in Greece: Prospects within the EMU. *Applied Economics Letters*, 10(9), 561–565. <https://doi.org/10.1080/1350485032000100260>
- Breusch, T. S. (1978). Testing for Autocorrelation in Dynamic Linear Models. *Australian Economic Papers*, 17, 334-355. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8454.1978.tb00635.x>
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. In *Econometrica* (Vol. 47, Issue 5). <https://doi.org/10.2307/1911963>
- Brown, R. L., Durbin, J., & Evans, J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 37(2), 149–163. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x>

- Canbay, Ş. & Mercan, D. (2020). Türkiye’de Konut Fiyatları, Büyüme ve Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi. *Journal of Management and Economics Research*, 18 (1), 176-200. *Dergisi*, 176–200. <https://doi.org/10.11611/yead.674472>
- Çetin, A. C. (2021). Türkiye’de Konut Fiyatlarına Etki Eden Faktörlerin Analizi. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Uygulamalı Bilimler Dergisi*, 5(1), 1-30. <https://doi.org/10.31200/makuubd.846667>
- Çorum, A. (2020). Konut Fiyatını Belirleyen Regresyon Denklemi: Maltepe İlçesi Örneği. *International Journal of Advances in Engineering and Pure Sciences*. <https://doi.org/10.7240/jeps.605719>
- Dennis Cook, R., & Weisberg, S. (1983). *Diagnostics for Heteroscedasticity in Regression* (Vol. 70, Issue 1). <https://www.jstor.org/stable/2335938>
- 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. <https://doi.org/10.18506/anemon.95997>
- Godfrey, L. G. (1978). Testing for Higher Order Serial Correlation in Regression Equations When the Regressors Include Lagged Dependent Variables. *Econometrica*, 46, 1303-1310.
- Goodhart, C., & Hofmann, B. (2008). House prices, money, credit, and the macroeconomy. *Oxford Review of Economic Policy*, 24(1), 180–205. <https://doi.org/10.1093/oxrep/grn009>
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. In *Econometrica* (Vol. 37, Issue 3). <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Geng, Nan, Fundamental Drivers of House Prices in Advanced Economies (July 2018). IMF Working Paper No. 18/164. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3236780>
- Iossifov, P. M. Cihak and A. Shanghavi. 2008. “Interest Rate Elasticity of Residential Housing Prices. IMF Working Paper No. 247. Washington, DC: *International Monetary Fund*. <https://doi.org/10.5089/9781451871050.001>
- Jarque, C. M., & Bera, A. K. (1980). Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals. *Economics Letters*, 6(3), 255-259. [https://doi.org/10.1016/0165-1765\(80\)90024-5](https://doi.org/10.1016/0165-1765(80)90024-5)

- Karadaş, H. A. & Salihoğlu, E. (2020). Seçili makroekonomik değişkenlerin konut fiyatlarına etkisi: Türkiye örneği. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 16(1), 63-80. <https://dergipark.org.tr/en/pub/esad/issue/54125/609047>
- Karamelikli, H. (2016). Linear and Nonlinear Dynamics of Housing Price in Turkey. *Ekonomia*, 46. <https://doi.org/10.17451/eko/46/2016/238>
- Katrakilidis, C., & Trachanas, E. (2012). What drives housing price dynamics in Greece: New evidence from asymmetric ARDL cointegration. *Economic Modelling*, 29(4), 1064–1069 <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.03.029>
- Kishor, N. K., & Marfatia, H. A. (2017). The Dynamic Relationship between Housing Prices and the Macroeconomy: Evidence from OECD Countries. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 54(2), 237–268. <https://doi.org/10.1007/s11146-015-9546-8>
- Kırca, M., & Canbay, Ş. (2022). Determinants of housing inflation in Turkey: a conditional frequency domain causality. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 15(2), 478–499. <https://doi.org/10.1108/IJHMA-02-2021-0013>
- Korkmaz, Ö. (2020). The relationship between housing prices and inflation rate in Turkey: Evidence from panel Konya causality test. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, 13(3), 427–452. <https://doi.org/10.1108/IJHMA-05-2019-0051>
- McNown, R., Sam, C. Y., & Goh, S. K. (2018). Bootstrapping the autoregressive distributed lag test for cointegration. *Applied Economics*, 50(13), 1509–1521. <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1366643>
- Panagiotidis, T., & Printzis, P. (2016). On the macroeconomic determinants of the housing market in Greece: a VECM approach. *International Economics and Economic Policy*, 13(3), 387–409. <https://doi.org/10.1007/s10368-016-0345-3>
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 31(2), 350–371. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1969.tb00796.x>
- Sabyasachi, T. (2019). Macroeconomic Determinants of Housing Prices: A Cross Country Level Analysis. *MPRA Paper*, (98089). <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/98089>

Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)

Zapata, H. O., & Rambaldi, A. N. (1997). Monte Carlo evidence on cointegration and causation. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59(2), 285-298. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.00065>