

Konut fiyatları ve tüketim harcamaları arasındaki ilişki: OECD örneği

The relationship between housing prices and consumption expenditures: The OECD case

Sevda Vardar¹



Selçuk Koç²



1 Doktora Öğrencisi, Kocaeli Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat A.B.D., TÜRKİYE, e-mail: sevdakara1034@gmail.com

2 Prof.Dr., Kocaeli Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, TÜRKİYE, e-mail: selcukkoc@kocaeli.edu.tr

Öz

2008 küresel ekonomik kriziyle birlikte konut fiyatlarının ekonomi üzerindeki etkisi dikkatleri üzerinde toplamıştır. Bu nedenle konut fiyatlarının önemini farklı bakış açılarıyla inceleyen birçok çalışma yapılmıştır. Bu çalışmada konut fiyatlarının özel nihai tüketim harcamalarına olan etkisi, özel nihai tüketim harcaması, nominal konut fiyat endeksi ve GSYİH verileri kullanılarak panel veri analizi yöntemiyle incelenmektedir. 33 OECD ülkesinin verileri 2008 yılı birinci döneminden başlayarak 2020 yılı ikinci dönemine kadar çeyrek dönemlik olarak incelenmiştir. Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi panel eş bütünleşme testi ile incelenmiştir. Uzun dönem esneklik katsayılarının belirlenmesi amacıyla DOLSMG tahmincisi kullanılmıştır.

Çalışmanın temel amacı, konut fiyatları ve tüketim harcamaları arasındaki ilişkiyi hangi makroekonomik göstergelerin daha çok etkilediğinin belirlenmesidir. Bu nedenle 33 OECD ülkesi çeşitli makroekonomik kısıtlara göre sınıflandırılarak ikiye ayrılmıştır. Yapılan testler sonucunda gelir eşitsizliğinin yüksek, net tasarruf oranlarının düşük ve kentsel nüfus oranlarının uçlarda olması durumunda konut fiyatlarının özel tüketimi etkileme seviyesi artmaktadır.

Bu özelliklere sahip ülkelerde çeşitli mali ve ekonomik önlemlerle konut fiyatlarında sert dalgalanmaların oluşmaması için çaba harcanması yerinde olacaktır. Aksi takdirde bu özelliklere sahip ülkelerde, konut fiyatlarındaki ani değer kayıpları özel tüketimi hızla düşürerek daha derin ekonomik daralmalara sebebiyet verebilir.

Anahtar kelimeler: konut fiyatları, tüketim, panel eşbütünleşme testi

Jel kodları: E21, R00

Abstract

Along with the 2008 global economic crisis, the impact of housing prices on the economy drew attention. For this reason, many studies have been conducted examining the importance of housing prices from different perspectives. In this study, the effect of housing prices on private final consumption expenditures is analyzed using panel data analysis method utilizing data on private final consumption expenditure, nominal housing price index and GDP. The data of thirty three OECD countries were analyzed on a quarterly basis, starting from the first quarter of 2008 to the second quarter of 2020. The long-term relationship between variables was examined using the panel cointegration test. The DOLSMG estimator was used to determine the long-term elasticity coefficients.

The main purpose of the study is to determine which macroeconomic indicators affect the relationship between housing prices and consumption expenditures more. For this reason, 33 OECD countries are classified according to various macroeconomic criteria and divided into two. As a result of the tests carried out, if income inequality is high, net savings rates are low and urban population rates

Citation/Atf: VARDAR, S. & KOC, S., (2021). Konut fiyatları ve tüketim harcamaları arasındaki ilişki: OECD örneği. *Journal of Life Economics*. 8(3): 317-337, DOI: 10.15637/jlecon.8.3.05

Corresponding Author/ Sorumlu Yazar:
Sevda Vardar
E-mail: sevdakara1034@gmail.com



Bu derginin içeriği Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 Uluslararası Lisansı altında lisanslanmıştır.

Content of this journal is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

are at the extreme, the level of impact of housing prices on private consumption increases.

In countries with these characteristics, it would be appropriate to make efforts to prevent sharp fluctuations in house prices with various financial and economic measures. Otherwise, in countries with these characteristics, sudden loss of value in housing prices may cause deeper economic contractions by rapidly decreasing private consumption.

Keywords: housing prices, consumption, panel cointegration test

Jel codes: E21, R00

1. GİRİŞ

Konut sektörü, gelişmiş ve gelişmekte olan ülke farkı gözetmeksizin ekonominin lokomotif sektörlerinin başında gelmektedir. Konut hane halkları tarafından bazen bir tüketim malı, bazen bir yatırım malı, bazen de bir değer saklama aracı olarak görülmektedir. Maslow (1943)'e göre insanların temel ihtiyaçları olarak adlandırılan en az beş hedef grubu vardır ve konut insanların temel ihtiyaçlarının hemen hepsiyle bir yönüyle bağlantılıdır. Her bir birey bu şekildeki farklı ihtiyaçlarına farklı değerler atfetmektedir. Konutun birçok farklı ihtiyaca cevap verebilmesi bu varlığın fiyatlandırılmasını güçleştirmektedir.

Konut birçok farklı niceliksel ve niteliksel özelliği içinde barındıran heterojen bir maldır ve bu özelliklerin toplamı neticesinde konutun fiyatı belirlenmektedir. Gelişen teknoloji ile birlikte konutlar farklı ihtiyaçlara göre dizayn edilerek daha farklı özellikler kazanmakta ve daha dayanıklı hale gelmektedir. Konutların bir yatırım aracı olarak da görülmesi eklendiğinde konut piyasasında satılan malların birbirinden çok farklı fiyatları oluşmaktadır (Gözen, Bostancı, 2021: 507-508). Bununla birlikte konut piyasasında arz miktarı kısa dönemde değiştirilememektedir. Bu nedenle konut piyasasında bir talep değişimi olduğu takdirde fiyat dalgalanmaları kaçınılmaz olmaktadır.

Ancak bu fiyat dalgalanmaları ekonomideki diğer mal ve hizmetlerin fiyat dalgalanmalarından daha büyük bir etkiye sahiptir. Bunun nedeni konut harcamalarının büyüklüğüdür. Tüketim, bir ekonomideki toplam talebin yüzde 60'undan fazlasını oluştururken, örneğin Türkiye'de 2019 yılında toplam tüketim harcamalarının %24,1'ü konut giderleri için yapılmıştır. Mobilya ve ev aletleri için de %6,4 harcama yapılmaktadır. Bu açıdan bakıldığında hanehalkı tüketiminin %30'undan fazlası konut harcamalarıyla ilgilidir veya bu harcamalardan etkilenmektedir. Dolayısıyla tüketim harcamaları ile konut harcamaları arasındaki ilişki ve ilişkinin incelenmesi ekonomik açıdan önemli hale gelmektedir.

Konut piyasasında oluşabilen balonların ekonomi üzerinde ne kadar etkili olabileceği 2008 yılında yaşadığımız küresel ekonomik krizde görülmüştür. Krizin başlangıç noktasının ABD konut piyasasındaki spekülasyon fiyat hareketleri olduğu genel olarak kabul edilmektedir. Konut fiyatları aniden düştüğünde, bazı

küresel finans kuruluşları ve bankalar yükümlülüklerini yerine getiremediğinden batmış ya da batma noktasına gelmiştir. Küreselleşmenin etkisiyle ABD'de yaşanan bu kriz kısa zamanda tüm dünyaya yayılmıştır.

Konut fiyatları ve tüketim ile ilgili yapılan çalışmalarda ülkeler arası veri setlerinin yanı sıra ülke içindeki sosyo-ekonomik gruplar da incelenmektedir. Bununla birlikte Christelis ve diğ. (2020)'de olduğu gibi, tüketim tepkileri hakkında bilgi elde etmek için doğrudan anket soruları da kullanılmaktadır (Christelis ve diğ.,2020:1). Son zamanlarda yapılan çalışmalarla büyüyen geniş bir ampirik literatür sayesinde, konut fiyatı değişikliğine karşı güçlü bir tüketim tepkisinin ortaya konulduğu, He ve diğ. (2020)'de belirtilmiştir. Yazarlara göre, bu bulgular, konut fiyatlarındaki patlama-düşüşlerin tüketici harcamalarında büyük dalgalanmalar oluşturabileceğine dair yaygın bir endişeyi doğrulamaktadır (He ve diğ.,2020:1717).

Bu endişeyle ilgili olarak yapılan bu çalışmada 33 OECD ülkesine ait, 2008 yılı birinci döneminden 2020 yılı ikinci dönemine kadar olan zaman dilimini kapsayan çeyreklik veriler kullanılarak panel veri tekniklerinden yararlanılmıştır. Konut fiyatlarının tüketim üzerindeki etkisi araştırılırken kurulan modellerle ilgili hipotezler, literatürdeki çalışmalarla tutarlı olacak şekilde geliştirilmiştir. İlk olarak Yaşam Boyu Gelir, Sürekli Gelir Teorilerinde belirtilen tüketim üzerinde servet etkisinin rolü 33 OECD ülkesine ait veriler kullanılarak sınanacaktır. Daha sonra ise çalışma için verileri kullanılan 33 ülke çeşitli makroekonomik ve demografik özelliklerine göre gruplandırılarak konut fiyatlarının tüketim üzerindeki etkisinin hangi durumlarda daha yüksek hangi durumlarda daha düşük olduğu sorusuna cevap aranacaktır. Ülkelerin gruplandırılması için seçilen makroekonomik ve demografik faktörler literatürde bulunan konut talebini ve arzını belirleyen faktörler arasından seçilmiştir. Bu sayede konut fiyatlarındaki bir şişmenin realize olmasıyla yaşanacak konut fiyat düşüşlerinden hangi ülkelerin daha az veya daha fazla etkilenebileceğiyle ilgili bir fikir elde edilerek politika yapımcılarına bilgi sunmak amaçlanmıştır.

İkinci bölümde konut kavramı ve konut arz ve talebi üzerinde kısaca durulmuştur. Üçüncü bölümde makroekonomik olarak konut fiyatının öneminden bahsedilmiştir. Dördüncü bölümde konu ile ilgili literatür araştırması yer almaktadır. Sonraki bölümler-

de ise konut fiyatlarının tüketim üzerindeki etkisinin ampirik olarak sınanması ile ilgili yöntem, veri seti ve analiz bulguları paylaşılacaktır. Son olarak elde edilen sonuçların değerlendirilmesi yapılacaktır.

2. KONUT VE KONUT TALEBİNİ/ARZINI BELİRLEYEN FAKTÖRLER

Barınma insanoğlunun en temel ihtiyaçlarından biridir. Göçebe yaşamdan yerleşik yaşama geçilmesiyle ve yerleşimin kırdan kente doğru kaymasıyla, doğada kendiliğinden var olan barınma olanaklarından, insanoğlu kendi inşa ettiği kapalı mekanlara geçmiştir. Konutun ihtiyaç olmasının yanı sıra, kişiler kiralamak ve/veya alım satımdan kâr etme amacıyla da konut talep etmektedirler. Bu nedenle konut sadece ihtiyaç değil aynı zamanda ekonomik bir mal olarak da tanımlanabilmektedir. (Çalmaşur, Emre Aysin, 2019:78)

Konutun en önemli özelliklerinden biri uzun ömürlü olmasıdır. Belli bir kaliteye sahip konutun ömrü en az 70 yıldır. Gerekli yenileme ve bakımın yapılması durumunda bu kullanım ömrü 150-200 yıla kadar çıkmaktadır (Taşdemir, 2017: 101). Bu nedenle konut arzının büyük bir kısmı mevcut konut stoku ile karşılanmaktadır. Ayrıca konutun bu kadar uzun ömürlü olması nedeniyle kişiler servet biriktirmek amacıyla da konut talep etmektedirler.

Konutun bir diğer özelliği ise hiçbir konutun diğeriyle aynı olmamasıdır. Fiziki özellikler bakımından birçok konut birbirinden farklıdır. Bunun yanı sıra bulunduğu bölgenin de değiştirilememesi bir konut satın alındığında o çevrenin de satın alınması sonucunu doğurur. Böylece o muhit bakımından da konutu eşsiz kılar. Bu nedenle diğer mal ve hizmetlerde bekleyebileceğimiz tek fiyat yasaının konut piyasasında işlemesi imkansızdır (Taşdemir, 2017: 102).

Konutun Maslow'un ihtiyaçlar hiyerarşisinde yer alan fizyolojik, güvenlik, sosyal ve saygınlık ihtiyaçlarının hemen hepsine karşılık veren bir yönü bulunmaktadır. Bütün bu bireysel ihtiyaçları karşılamasının yanı sıra toplumsal ve ekonomik olarak da önemlidir. Bu nedenle konut talebini birçok farklı etken belirlemektedir. Bunlardan birkaçı aşağıdaki şekilde açıklanabilir.

Konut talebini etkileyen en önemli unsur gelirdir. Konut talep eden ve bu isteği karşılayabilecek olanaklara sahip olan kesim efektif talebi temsil etmektedir. Öte yandan konut satın almayı istediği halde yeterli olanakları bulunmayan kişiler ise bastırılmış talebi oluşturur. Bu bağlamda konut talebine daha geniş bir açıdan bakıldığında; gelir/servet yeterliliğinin, konut fiyatlarının ve finansman koşullarının konuta erişebilirliği desteklemesi durumunda; konut gereksiniminin satın alma talebine doğru evrilmesi mümkündür.

Nüfus artış hızı, hane halkının oluşumu, kentsel nüfus

oranı, yaş ve aile özellikleri, gelir ve yaşam tarzı gibi tüketicilerin demografik özellikleri de konut talebinin belirlenmesinde önem taşımaktadır. Enflasyonun ve reel faiz oranlarının düşmesi, serbestleşme, finansal yenilikler, gelir dağılımı gibi genel ekonomideki gelişmeler de konut talebini artırmaktadır (Coşkun, 2016: 126-127, Durkaya, 2002:13,22).

Konut arzının belirleyicileri ise arsanın uygunluğu, konutun tamamlanma sürecinin sonunda konutun beklenen fiyatı, inşaat düzenlemeleri ve maliyeti (işçilere ödenen ücretler, inşaat malzemeleri fiyatı, gibi) arsa maliyeti, vergiler, inşaat teknolojisi ve uzun dönemli reel faiz oranlarıdır (Çalmaşur, Emre Aysin, 2019:78). Bununla birlikte konut talebini değiştiren tüm faktörlerin fiyat değişimlerine de neden olarak aynı zamanda konut arzı üzerinde de bir etkiye sahip olduğu söylenebilir.

Çok geniş bir kavram olan konut ve konut arz-talebini belirleyen faktörler hakkında kısaca bilgi verildikten sonra daha makroekonomik düzeyde konut fiyatlarının önemi üzerinde durulacaktır.

3. KONUT FİYATLARININ ÖNEMİ

Konut, toplam hanehalkı servetinin önemli bir bölümünü oluşturmaktadır. Çoğu gelişmiş ülkede, konut ortalama hanehalkı servetinin yarısı ila üçte ikisini oluşturmaktadır. Bu ağırlık sebebiyle, konut değerlerindeki değişiklikler, bir hane halkının tüketim kapasitesinin değişmesine neden olabilir. Hanehalkı tüketiminin de GSYİH içinde önemli bir payı olduğundan, konut değerlerindeki değişiklikler ekonominin seyri üzerinde de etkilidir (Lee, 2020:1).

Konut piyasasında oluşabilen balonlar da ekonomi üzerinde derin etkiler bırakabilmektedir. Bu durumun en son örneği 2008 küresel ekonomik krizidir. Bu krizin çıkış noktası olarak ABD konut piyasasında meydana gelen spekülasyon fiyat artışı ve bunun neticesinde meydana gelen balonun patlaması görülebilir. Yakın geçmişte yaşanan bu krizden başka ekonomi tarihine bakıldığında da meydana gelen gayrimenkul balonlarının ülke ekonomileri üzerinde yarattığı olumsuz etkileri gözlemek mümkündür. (Çankaya, 2013: 145). Nisan 2003 IMF-Dünya Ekonomik Görünümü yayınında; hisse senedi fiyat düşüşlerinin ortalama olarak her 13 yılda bir gerçekleştiği, 2,5 yıl sürdüğü ve GSYİH'nın yaklaşık yüzde 4'ü kadar kayba yol açtığı belirtilmektedir. Konut fiyatlarındaki düşüşlerin ise daha seyrek görüldüğü, ancak neredeyse iki kat daha uzun sürdüğü ve iki kat daha büyük GSYİH kaybına neden olduğu ifade edilmiştir. Konut fiyatlarındaki düşüşlerin gayrimenkulle yoğun şekilde ilişkili olan bankacılık sistemleri ve tüketim üzerinde daha büyük bir etki yarattığının da üzerinde durulmuştur. (IMF, 2003: 61)

Para teorisinde de servet etkilerinin rolünü vurgula-

yan uzun bir gelenek vardır. Servet etkilerinin önemi, yani para politikasındaki değişikliklere yanıt olarak finansal ve insan servetinin yeniden değerlendirilmesi, Piggou (1943) gibi klasik iktisatçıların yanı sıra Metzler (1951), Patinkin (1965) ve Tobin (1969) gibi Keynesçi iktisatçılara kadar izlenebilir. (Caramp, Silva, 2020:1)

Keynes, Genel Teoride net gelirin hesaplanmasında hesaba katılmayan sermaye değerinde meydana gelen beklenmedik değişimlerin tüketim eğilimini etkilediğini belirtmektedir. Söz konusu değişimler, gelire uyumlu bir ilişkiye sahip değildir. Keynes'e göre; servet sahibi sınıfın tüketimi, servetinin parasal değerinde meydana gelen beklenmedik değişimlere aşırı duyarlı olabilir. Toplam geliri öncekiyle aynıysa, faiz oranı yüzde 5'ten 4'e düştüğü için yaşam tarzını değiştirecek pek fazla insan yoktur. Faiz oranındaki değişiklikler nedeniyle, gelir seviyesi değişmezken yapılacak harcamaları değiştiren belki de en önemli etki, faiz değişikliğinin menkul kıymet ve diğer değerli varlıkların fiyatlarını değiştirmesidir. (Keynes, 1936: 87-88)

4. LİTERATÜR

Hanehalkı tüketimindeki servet etkisinin teorik temelleri yaşam boyu gelir teorisinde veya sürekli gelir teorisinde bulunur (Modigliani ve Brumberg, 1954; Friedman, 1957). Bu yazarlara göre, günlük gelir, gelecekteki beklenen gelirler veya mal varlığı, servet genel teması altında birleştirilerek tüketimin önemli bir belirleyicisini oluşturur (Okombi, 2018:34). Tüketim teorileri çerçevesinde konut serveti ile hanehalkı tüketim harcamaları arasındaki ilişkiyi inceleyen geniş bir literatür bulunmaktadır. Söz konusu bazı önemli çalışmalar aşağıda belirtilmiştir.

Ando ve Modigliani'nin (1963), yaptıkları çalışmada Amerika Birleşik Devletleri'nde İkinci Dünya Savaşı yılları 1941-46 hariç 1929-1959 dönemi için; tüketim, vergiler hariç emek geliri ve net servet verileri kullanılmıştır. Çalışmada serveti tüketme marjinal eğilimi 0,06 civarında hesaplanmıştır.

Ludwig ve Sløk (2004), 16 OECD ülkesine ait verileri kullanarak hisse senedi fiyatları, konut fiyatları ve tüketim arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Piyasaya dayalı finansal sistemleri olan ülkeler için varlık fiyatlarındaki değişikliklere daha yüksek bir tüketim duyarlılığı olduğu teorik düşüncesinin sınanabilmesi için örneklem banka bazlı finansal sistemlere sahip ekonomiler ve piyasa bazlı ekonomiler şeklinde ikiye bölünmüştür. Tüm ülkeler için 1985-2000 döneminde toplam tüketim fonksiyonu tahmini katsayıları, hisse senedi fiyatları için 0,026, konut fiyatları için 0,043 bulunmuştur. (Ludwig, Sløk, 2004:1-19)

Berger vd. (2018)'e göre, yakın zamandaki ampirik çalışmalar, konut fiyatı hareketlerinin büyük tüketim tepkilerine yol açtığını göstermektedir. Elde edilen

bu sonuçlar, sürekli gelir hipotezinin mantığını kullanarak, tüketim tepkilerinin küçük olması gerektiğini savunan teorik görüşle çelişmektedir. Berger vd. (2018)'de; gelir belirsizliği, kira piyasaları, teminatlı borçlanma ve konut tahsisinin sabit maliyetlerle yapılmasını içeren bir eksik piyasa modeli için yapılan uygulama sonucunda konut fiyatlarındaki artışın toplam tüketim esnekliği 0,23 olarak bulunmuştur. Esnekliğin boyutunun konut ve borçların ekonomideki ortak dağılımına bağlı olduğu belirtilmiştir. (Berger vd. 2018: 1503)

Mikro ölçekli olarak, konut fiyatları ile hane halkı tüketim harcamaları arasındaki ilişkiyi inceleyen pek çok çalışmada, ABD kaynaklı, Gelir Dinamikleri Panel Çalışması (PSID) olarak adlandırılan, hane halkı düzeyinde bir anket kullanılmıştır. Skinner (1989), havuzlanmış bir yatay kesit regresyonuna dayalı olarak konut fiyat değişikliklerinin hane halkı tüketimi üzerinde küçük ama anlamlı bir (0.0625) etkisinin olduğunu bulmuştur, ancak hane halkı sabit etkileri dikkate alındığında bu olumlu etkiyi bulamamıştır. Sonuçlar, hane halklarının konut servetini tüketemeyeceklerini veya konut servetlerini harcayamamalarının çeşitli nedenleri olabileceğini ima etmektedir. Skinner (1996), konut servetindeki bir değerlendirilmenin, genç hane halklarının tüketim harcamalarını artırdığını, ancak bu kazançları harcama konusunda büyük ihtimalla daha ihtiyatlı olan yaşlı hanelerde bu artışın olmadığını bildirmiştir. Engelhardt (1996), 65 yaşın altındaki ortalama ev sahibi haneler için konut servetinin marjinal tüketim eğiliminin yaklaşık 0,029 olduğunu ifade etmektedir. Konut değerlerinde düşüş yaşayan haneler bu zararı tasarruf yoluyla denkleştirme yoluna gitmektedir ancak sermaye kazancı yaşayan hane halkları tasarruf davranışlarını değiştirmemektedir. Lehnert (2004), genel olarak konut serveti kazançlarının marjinal tüketim eğiliminin 0,04 ile 0,05 arasında olduğunu bulmuştur. Hane halklarının yaş grupları (beşte birlik kesimler) arasındaki asimmetrik tepkiler incelendiğinde, en genç grubun sonraki iki yaş grubundan daha yüksek esnekliğe sahip olduğu görülmektedir. Bunun nedeni muhtemelen en genç grubun beklenen gelir artışına daha hızlı yönelmesi ve bu yüzden daha yaşlı hanelerden daha fazla borç almasıdır. Emekliliğe yaklaşan hane halkları en yüksek duyarlılığa sahiptir. Bunun nedeni, konut servetlerini küçültmek suretiyle sermaye kazancı elde etmeleri olabilir. Bostic, Gabriel ve Painter (2009), hanehalkı düzeyinde iki mikro veri kaynağını birleştirmiştir ve konut serveti esnekliğinin, ev sahipleri için 1989-2001 döneminde 0,06 seviyesinde olduğunu bulmuştur. Bu tahmin, konut fiyatlarındaki yüzde 10'luk düşüşün, GSYİH büyümesinde yüzde 1'lik bir azalmaya dönüştüğü anlamına gelmektedir.

Campbell ve Cocco (2007) ve Disney, Gatherwood ve Henley (2010) Birleşik Krallık'taki hanehalkı dü-

zeyindeki verileri kullanmaktadır. Campbell ve Cocco (2007), hanehalklarını yaşa ve ev sahipliğine göre kategorize ederek Finansal Harcama Anketlerinden (Financial Expenditure Survey) yararlanarak konutun fiyat esnekliğini tahmin etmiştir. Genç kiracılar için konutun fiyat esnekliği 0,003 iken yaşlı ev sahipleri için yaklaşık 1,67 kadar büyük bulunmuştur. Genç ev sahipleri ve yaşlı kiracılar için esneklik değerleri sırasıyla 0,796 ve 0,742 olarak tahmin edilmiştir. Disney, Gatherwood ve Henley (2010), Britanya Hanehalkı Panel Anketi (British Household Panel Survey-BHPS) verilerinden yararlanarak, beklenmeyen konut sermayesi kazançlarının tüketim davranışı üzerindeki etkisini incelemektedir. Disney, Gatherwood ve Henley ayrıca, genç ve yaşlı ev sahiplerinin tepkilerinde heterojenliğe dair çok az kanıt olduğunu fakat ev sahipleri ve kiracılar arasında farklılıklar bulunduğunu ifade etmektedir. Bununla birlikte çalışmada artan ve düşen konut fiyatlarına verilen asimetrik tepkiler incelendiğindeyse, hanelerin sürpriz konut sermayesi kazançlarına (kayıplarına) karşılık olarak tasarruflarını düşürdükleri (artırdıklarını) bulunmuştur. Gan (2010)'da, Hong Kong'daki hanehalkı düzeyindeki panel verilerinden yararlanılarak, konut serveti ve hanehalkı tüketimi arasındaki ilişki araştırılmaktadır. Birden fazla evi olan hanehalklarının çok daha güçlü tüketim tepkilerine sahip olması, saf servet etkisini destekleyen bir kanıt olarak bulunmuştur.

Birkaç çalışma, ev sahibi olmayanların tüketimi üzerinde yüksek konut fiyatlarının etkisine odaklanmaktadır ancak konut fiyatlarındaki artışlara tepki olarak tüketimin yönüne dair elde edilen kanıtlar karışıktr. Yoshikawa ve Ohtake (1989), Japonya'daki yüksek arazi fiyatlarının, ev sahibi olmayan ve bir ev almayı planlayan haneler için tasarruf oranını artırdığını, ancak ev alma planından vazgeçen ev sahibi olmayan hanelerin tasarruf oranını düşürdüğünü bulmuştur. Bu, bazı muhtemel ev sahiplerinin yüksek konut fiyatları nedeniyle cesaretlerinin kırılacağı ve bir ev satın alma umudundan vazgeçerek, tüketimlerini arttırabilecekleri anlamına gelir. Bu durum cesaret kırma etkisi olarak adlandırılmaktadır. Engelhardt (1994), Kanada'da ilk kez ev almayı planlayanlara yönelik bir vergi ertelemeli tasarruf programının üye veri tabanından elde edilen veriler ile peşinat ödemesi için birikim yapan kiracı hanehalkları üzerinde bir çalışma yapmıştır. Engelhardt, yüksek konut fiyatlarının (konut fiyatlarında yüzde 5'lik bir artış) peşinat ödemesi için birikim yapma olasılığını yüzde 1 düşürdüğünü bulmuştur ki bu, cesaret kırma etkisiyle tutarlıdır.

Sheiner (1995) ise bu bulgunun aksine, ABD'deki 25-34 yaş arası kiracılar için konut fiyatlarındaki artışın tasarruf üzerindeki etkisinin pozitif ve oldukça büyük olduğunu ifade etmektedir.

Son olarak Christelis ve diğ. (2020) Hollanda hane halklarından oluşan temsili bir örneklemin, konut değerlerinde olumlu veya olumsuz şoklar yaşadıklarında tüketimlerini ne kadar değiştireceklerine ilişkin sorulara verdikleri yanıtları kullanmaktadır. Hanehalklarının verdiği bireysel yanıtlardan hesaplanan, konut değerindeki bir değişikliğe karşı tüketim üzerindeki ortalama etki, yüzde 2 ila 5 arasında bulunmuştur. Ancak servet etkisi asimetrik bir yapıdadır. Pozitif servet şoklarına verilen tüketim tepkisi, negatif şoklara verilen tepkiden daha büyük bulunmuştur.

5. YÖNTEM

Çalışmada 33 OECD ülkesinin verileri 2008 yılı birinci döneminden başlayarak 2020 yılı ikinci dönemine kadar çeyrek dönemlik olarak incelendiğinden panel zaman serileri analizinden yararlanılmıştır. Panel zaman serileri analizinde, parametrelerin homojen/heterojen olması ve yatay kesit bağımlılığının olup olmamasına göre testler ve tahmin yöntemleri farklılaşmaktadır. Bu nedenle ilk olarak yatay kesit bağımlılığı ile ilgili Pesaran CD testi ve Breusch-Pagan LM testi yapılmıştır. Homojenlik sınaması ise Swamy S testi ile gerçekleştirilmiştir.

Yapılan test sonuçlarına göre serilerde yatay kesit bağımlılığı olduğu ve parametrelerin homojen olmadığı birimden birime geçtiği sonucuna ulaşılmıştır. Bu nedenle yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci kuşak panel birim kök testlerinden Yatay Kesit Genişletilmiş Im, Pesaran ve Shin (CIPS) panel birim kök testi ile serilerin durağanlığı sınanmıştır. Yine heterojenlik ve yatay kesit bağımlılığı durumlarına izin veren Gengenbach, Urbain ve Westerlund (2016) panel eşbütünleşme testi ile eşbütünleşme ilişkisi sınanmış, Ortalama Grup Dinamik En Küçük Kareler (DOLS-MG) tahmincisi ile panel eşbütünleşme modelinin tahmini gerçekleştirilmiştir.

5.1. Gengenbach, Urbain ve Westerlund Panel Eşbütünleşme Testi

Gengenbach vd. (2016) tarafından literatüre kazandırılan, Gengenbach, Urbain ve Westerlund panel eşbütünleşme testi ikinci nesil bir eş bütünleşme testidir. Test için öncelikle kurulan $Y_{i,t}$ için koşullu hata düzeltme modeli aşağıdaki gibidir.

$$\Delta y_{i,t} = \delta'_{y,xi} d_t + \alpha_{yi} y_{i,t-1} + \gamma'_i \omega_{i,t-1} + B_{y,yi}(L) \Delta y_{i,t-1} + A_{y,xi}(L) \Delta x_{i,t} + A_{yF,xi}(L) \Delta F_t + \eta'_{y,xi} f_{i,t} + \varepsilon_{y,xi,t} \quad (1)$$

Denklem (1)'de $\delta_{y.xi} = \delta_{yi} - \sum_{yxi} \sum_{xxi}^{-1} \delta_{xi}$, $\gamma_i = -\alpha_{yi}(\beta'_{xi}, \beta'_i \lambda'_i)'$, $A_{yx.xi}(L) = \sum_{yxi} \sum_{xxi}^{-1} + B_{yx.xi}(L)L$, $B_{yx.xi}(L) = B_{yxi}(L) - \sum_{yxi} \sum_{xxi}^{-1} B_{xxi}(L)$, $A_{yF.xi}(L) = A_{yFi}(L) - \sum_{yxi} \sum_{xxi}^{-1} A_{xFi}(L)$, $\eta_{y.xi} = \eta_{yi} - \sum_{yxi} \sum_{xxi}^{-1} \eta_{xi}$ ve $\varepsilon_{y.xi,t} = \varepsilon_{yi,t} - \sum_{yxi} \sum_{xxi}^{-1} \varepsilon_{xi,t}$ 'dir.

Her bir birimin test istatistiğinin hesaplanması için kurulan, vektör formunda hata düzeltme modeli Denklem (2)'deki gibidir.

$$\Delta y_i = d\delta_{y.xi} + \alpha_{yi}y_{i,-1} + \omega_{i,-1}\gamma_i + v_i\pi_i + \varepsilon_{y.xi} = \alpha_{yi}y_{i,-1} + g_i^d \lambda_i + \varepsilon_{y.xi} \quad (2)$$

Testte ilk olarak her bir yatay kesit birimi için modelin OLS tahmini yapılmakta ve denklem (2)'deki hipotezi en küçük kareler (LS) t-istatistiği ile test edilmektedir. Herhangi bir -sıralı matris A için boyutlu projeksiyon matrisi aşağıdaki şekilde tanımlanabilir.

$$M_A = I_{T-1-p} - A(A'A)^{-1}A' \quad (3)$$

Bu gösterimde α_{yi} 'nin en küçük kareler (LS) tahmincisi

$$\hat{\alpha}_{yi} = \frac{y'_{i,-1} M_{g_i^d} \Delta y_i}{y'_{i,-1} M_{g_i^d} y_{i,-1}} \quad (4)$$

ve tahmini varyansı,

$$\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{yi}}^2 = \frac{\hat{\sigma}_{y.xi}^2}{y'_{i,-1} M_{g_i^d} y_{i,-1}} \quad (5)$$

şeklinde ifade edilebilir. (5) denklemde $\hat{\sigma}_{y.xi}^2 = T^{-1}(\Delta y_i - \hat{\alpha}_{yi} y_{i,-1})' M_{g_i^d} (\Delta y_i - \hat{\alpha}_{yi} y_{i,-1})$ 'dir. Böylece her bir yatay kesit biriminin $H_0: \alpha_{yi} = 0$ hipotezini test etmek için t-istatistiği aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$T_{\alpha_{yi}}(F, 0) = \frac{\hat{\alpha}_{yi}}{\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}_{yi}}} \quad (6)$$

Denklem (6)'daki her bir yatay kesit birimine özgü testlerin ortalaması bize (7)'deki panel test istatistiğini verir (Gengenbach, 2016: 984-985, 988).

$$\bar{T}_c = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N T_{c_i} \quad (7)$$

Hesaplanan panel test istatistikleri için H_0 ve H_1 hipotezleri şu şekilde ifade edilebilir;

$H_0: \alpha_{y_1}, \dots, \alpha_{y_N} = 0$ ise eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

$H_1: en az bir i için \alpha_{y_i} < 0$ ise eşbütünleşme ilişkisi vardır (Alev, Erdemli, 2019: 76).

5.2. Ortalama Grup Dinamik En Küçük Kareler (DOLSMG) Tahmincisi

Çalışmada kullanılan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunursa bu ilişkinin yönü ve derecesi panel eşbütünleşme tahmincileri ile belirlenmektedir. Eş bütünleşme modelleri de yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ve almayanlar şeklinde birinci kuşak ve ikinci kuşak şeklinde ikiye ayrılabilir.

Çalışmamızda panel veri setini oluşturan birimler arasında yatay kesit bağımlılığı olması ve uzun dönem parametresi heterojen olduğu için ikinci kuşak heterojen tahmincilerden Pedroni (2001) tarafından önerilen Ortalama Grup Dinamik En Küçük Kareler (DOLSMG) tahmincisi kullanılmıştır. Bu yöntemde öncelikle, yatay kesit ortalamalarından fark alma işle-

miyle değişkenler dönüştürülmektedir. Ardından Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) yöntemiyle her bir birim için model tahmini yapılmaktadır. Daha sonra elde edilen sonuçlar Pesaran ve Smith (1995) Ortalama Grup (MG) yöntemi yardımıyla tüm panel için birleştirilmektedir. DOLSMG tahmincisi her birim için elde edilen DOLS tahmincilerinin ortalaması alınarak elde edilmektedir. Böylece, DOLSMG tahmincisi DOLS ve FMOLS yöntemlerinden daha güvenilir tahminler üretebilmektedir (Bulut, Karakaya, 2018: 213). DOLSMG tahmincisi heterojen bir tahmincidir, değişkenler yatay kesit ortalamalarından fark alınarak dönüştürüldükten sonra model, birimler için DOLS ve tüm panel için DOLSMG tahmincisi ile tahmin edildiğinde yatay kesit bağımlılığı da dikkate alınmış olur. (Yerdenlen Tatoğlu, 2020: 233).

DOLSMG tahmincisinde regresyon denklemi aşağıdaki gibidir.

$$Y_{it} = \mu_i + \beta_i X_{it} + u_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T \quad (8)$$

Denklem eşbütünleşme modelinin birimler bazında heterojen olduğunu göstermektedir. İlk olarak denklem (8) modeli ile her bir birim için öncül değerler ve gecikmeler ilave edilerek dinamik en küçük kareler (DOLS) yöntemiyle tahmin işlemi yapılmaktadır. T'nin bu sebeple orta veya büyük olması istenilmektedir. Daha sonra Pesaran ve Smith (1995) Ortalama Grup (MG) yaklaşımı ile sonuçlar tüm panel için birleştirilmektedir. Denklem (9)'da bu işlem görülebilir.

$$\hat{\beta}_{DOLSMG} = N^{-1} \left[\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T (Z_{it} Z'_{it}))^{-1} \right] (\sum_{t=1}^T (Z_{it} \bar{Y}_{it})) \quad (9)$$

Denklem (9)'da Z_{it} açıklayıcı değişkenler vektörüdür ve şeklinde gösterilebilir. Ayrıca $\bar{Y}_{it} = Y_{it} - \bar{Y}_i$ 'dir. Buradan DOLSMG tahmincisini elde etmek için eşitlik (10)'da görüldüğü gibi her bir i birimi için elde edilen DOLS tahmincilerinin ortalaması alınmalıdır.

$$\hat{\beta}_{DOLSMG} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_{DOLS,i} \quad (10)$$

ve t istatistiği de yine ortalama alma işlemiyle,

$$t_{\hat{\beta}_{DOLSMG}} = N^{-1} \sum_{t=1}^T t_{\hat{\beta}_{DOLS,i}} \quad (11)$$

şeklinde elde edilmektedir. (11) denkleminde yer alan $t_{\hat{\beta}_{DOLS,i}} = (\hat{\beta}_{DOLS,i} - \beta)(\sigma_i^{-2} \sum_{t=1}^T (X_{it} - \bar{X}_i)^2)^{1/2}$

'dir (Alev, Erdemli, 2019: 76).

6. MODEL VE VERİ SETİ

Konut fiyatları ve tüketim harcamaları arasındaki ilişkiyi incelerken 33 OECD ülkesinin tamamı için oluşturduğumuz model aşağıdaki gibidir.

$$\log z_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \log gdp_{it} + \beta_2 \log nomkonut_{it} + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Tüketim teorilerinde sıklıkla önemi belirtilen gelirin ve servetin özel tüketimi ne miktarda etkilediğini tespit etmek için GSYİH ve konut fiyatı bağımsız değişken olarak modele eklenmiştir. İlk modelde 33 OECD ülkesinin tamamı için tahmin yapılarak genel ilişkinin yönü ve derecesi bulunacaktır. Daha sonra çeşitli

makroekonomik ve demografik kıstaslara göre ülkeler iki gruba ayrılarak hangi makroekonomik göstergeye sahip ülkelerde konut fiyatlarının tüketimi daha çok etkilediği sorusuna yanıt aranacaktır. Ek-1'de yapılan ayrımlar sonucunda elde edilen ülke grupları görülebilir. Oluşturulan modellerin listesi aşağıdaki tabloda toplu halde yer almaktadır.

Tüm değişkenler OECD internet adresinden alınmıştır. GSYİH ve özel nihai tüketim harcaması verileri OECD tarafından yılda dört kez yayımlanan "Quarterly National Accounts" Cilt 2011 Sayı 4, Cilt 2014 Sayı 3, Cilt 2017 Sayı 1 ve Cilt 2020 Sayı 3 yayınlarından, konut fiyat endeksi verileri ise OECD Data internet adresi "housing prices" başlığı altından elde edilmiştir. "Quarterly National Accounts" yayınlarında GSYİH ve özel nihai tüketim harcaması verileri cari fiyatlarla gösterildiği için konut fiyat endeksi verileri nominal olarak alınmıştır. Türkiye ile ilgili konut fiyat endeksi verileri 2010 yılından itibaren mevcut olduğu için veriler dengesiz panel veri seti oluşturmaktadır.

Bu çalışmada tüketimi göstermesi amacıyla bağımlı değişken olarak OECD ülkelerinin milyar ABD doları cinsinden cari fiyatlarla ve satınalma gücü paritesine göre ayarlanmış özel nihai tüketim harcaması verileri kullanılmıştır. Geliri gösteren bağımsız değişken olarak; ülkede tüketilebilecek mal ve hizmet miktarını gösteren aynı zamanda üretim, gelir ve harcama yöntemleri ile hesaplanabildiğinden kişilerin gelirleri hakkında da bilgi veren GSYİH verisi yine milyar ABD doları cinsinden, cari fiyatlarla ve satınalma gücü paritesine göre ayarlanmış bir şekilde kullanılmıştır. Konut fiyatlarını göstermesi amacıyla bir diğer bağımsız değişken olarak 2015 yılı fiyatları baz alınarak hazırlanan OECD ülkelerinin nominal konut fiyat endeksi verileri kullanılmıştır.

7. ANALİZ VE BULGULAR

Panel veriler ile çalışılırken, yatay kesit bağımlılığı olup olmaması modellerde kullanılan tahmin tekniklerinin seçiminde önemli bir rol oynamaktadır. Panel

Tablo 1: Oluşturulan Modellerin Listesi

Model 1	33 OECD ülkesinin tamamı
Model 2	Daha Düşük Medyan Nüfus Yaşına Sahip 17 Ülke
Model 3	Daha Yüksek Medyan Nüfus Yaşına Sahip 16 Ülke
Model 4	Daha Düşük Net Tasarruf Oranına Sahip 17 Ülke
Model 5	Daha Yüksek Net Tasarruf Oranına Sahip 16 Ülke
Model 6	Daha Düşük Kentsel Nüfus Artış Oranına Sahip 17 Ülke
Model 7	Daha Yüksek Kentsel Nüfus Artış Oranına Sahip 16 Ülke
Model 8	Daha Düşük Enflasyona Sahip 17 Ülke
Model 9	Daha Yüksek Enflasyona Sahip 16 Ülke
Model 10	Daha Düşük Kentsel Nüfus Oranına Sahip 17 Ülke
Model 11	Daha Yüksek Kentsel Nüfus Oranına Sahip 16 Ülke
Model 12	Daha Düşük Gelir Eşitsizliğine Sahip 17 Ülke
Model 13	Daha Yüksek Gelir Eşitsizliğine Sahip 16 Ülke
Model 14	Daha Düşük Kısa Vadeli Faiz Oranlarına Sahip 17 Ülke
Model 15	Daha Yüksek Kısa Vadeli Faiz Oranlarına Sahip 16 Ülke

veri modelinin her bir birimi için tahmin edilen modellerden elde edilen kalıntılar arasında korelasyon olduğunu ifade eden yatay kesit bağımlılığı varsa ve bu durum dikkate alınmadan tahmin yapılırsa, tahminler etkin olmamaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2020:3). Bu nedenle uygulama aşamasında ilk önce Pesaran CD testi ve Breusch-Pagan LM testi ile yatay kesit bağımlılığı olup olmadığı sınanacaktır.

Yapılan birimler arası korelasyon testi sonuçlarına göre 15 modelimizin tamamı için elde edilen olasılık değerleri 0.05'ten küçük olduğu için yatay kesit bağımlılığının olmadığını varsayan H_0 hipotezi reddedilmiştir. Kullanılan serilerde yatay kesit bağımlılığı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ek-2 kısmında testin ayrıntılı sonuç değerleri görülebilir. Bu nedenle yatay kesit bağımlılığı varlığında kullanılan ikinci kuşak panel birim kök ve eşbütünleşme testleri tercih edilmiştir.

Panel veriyi oluşturan birimlerin benzer özelliklere sahip olup olmaması, farklı bir deyişle birimlerin homojen ya da heterojen olması panel veri analizinde kullanılacak olan yöntemlerin seçimine etki etmektedir. Heterojen panel veri modellerinin, homojen paneller için önerilen tekniklerle tahmin edilmesi durumunda heterojenlik sapması oluşmakta ve tahminler sapmalı ve tutarsız olmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2020:2-3). Bu nedenle uygulama aşamasında yatay kesit bağımlılığı testlerinden sonra kurulan 15 modelin tamamı için Swamy S testi ile homojenlik sınaması yapılmıştır.

15 modelin tamamı için yapılan Swamy S testlerinde olasılık değeri 0.0000 elde edilmiştir. Bu nedenle H_0 hipotezi reddedilmiş ve parametrelerin homojen olmadığı birimden birime değiştiği kabul edilmiştir. Yapılan testlerin ayrıntılı sonuç değerlerine Ek-3 kısmından ulaşılabılır. Bu durumda heterojenlik durumuna izin veren eşbütünleşme testlerinin sonuçlarına güvenmek uygun olacaktır.

Yapılan testler sonucunda, tüm modeller için kullanılan serilerde yatay kesit bağımlılığı olduğu sonucuna varıldığı için ikinci kuşak panel birim kök testlerinden yatay kesit genişletilmiş Im, Pesaran ve Shin (CIPS) testi ile serilerin durağanlığı sınanacaktır. Test sabite ve trende izin verilerek 1 gecikme olduğu durumda yapılmıştır.

Yapılan panel birim kök testi sonuçlarına göre %99 güven aralığında düzey değerleri ile seriler durağan değildir. Bütün modellerin veri setlerinde birinci fark alma işlemi sonunda veriler %95 güven aralığında durağan hale gelmektedir.

Durağan olmayan panel veri modelleriyle regresyon analizi yapılması durumunda tıpkı zaman serilerinde olduğu gibi sahte regresyon sorunları oluşabilmektedir. Ancak veriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı durumunda yapılan regresyon analizi

anamlı olabilmektedir. Eşbütünleşme analizi, seriler arasında uzun dönem denge ilişkisinin bulunup bulunmadığını incemenin yanında durağan olmayan iki ya da daha fazla serinin doğrusal kombinasyonlarının durağan olabileceğini de belirtmektedir (Engle, Granger, 1987: 264). Çalışmamızda tüm modeller için veriler I (1) olduğu için başka bir ifadeyle durağan olmadığı için eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığı sınanacaktır.

Daha önce tüm modellerde yatay kesit bağımlılığının bulunduğu ve parametrelerin heterojen olduğu tespit edilmesi nedeniyle, eşbütünleşme analizi için bu durumları göz önüne alan Gengenbach, Urbain ve Westerlund (2016) panel eşbütünleşme testi kullanılacaktır. Testte logaritması alınmış özel tüketim verisi bağımlı değişken logaritması alınmış nominal konut fiyat endeksi ve logaritması alınmış GSYİH verisi bağımsız değişken olarak kullanılmıştır. Test sonuçları aşağıdaki tabloda gösterilmiştir.

Bütün modellerde panel eşbütünleşme testi için olasılık değerleri incelendiğinde ($P\text{-val} \leq 0,01$ olduğundan) H_0 hipotezi reddedilmiştir. Böylece tüm modellerde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna varılmıştır. Bu nedenle bir sonraki aşamada konut fiyatlarının tüketim harcamaları üzerindeki etkisinin yönü ve derecesini ölçmek amacıyla tüm modeller için Ortalama Grup Dinamik En Küçük Kareler (DOLSMG) yöntemi ile panel eşbütünleşme katsayı tahminleri yapılacaktır. DOLSMG yöntemi heterojen bir tahminci olarak yatay kesit bağımlılığını da dikkate alacak şekilde kullanılmıştır.

Tablo 4 incelendiğinde Model 1 (33 OECD ülkesinin tamamı) için nominal konut fiyat endeksi katsayısının 0.07117 bulunduğu görülecektir. Bulunan değer pozitif olması teorik literatüre uygun bir şekilde konut fiyatları arttıkça özel tüketimin de arttığı anlamına gelmektedir. Ancak literatürün geneline kıyasla bir miktar yüksektir. Gözlem yapılan süre boyunca uzun dönemde nominal konut fiyat endeksindeki %100'lük bir artış, özel nihai tüketim harcamalarında %7,1'lik bir artışa sebep olmaktadır. Yüzde doksan beş güven aralığında uzun dönem katsayısının t tablo değeri 1.96'dır ve t istatistiği anlamlıdır.

Model 2'de medyan nüfus yaşı görece düşük 17 ülkeye ve Model 3'te medyan nüfus yaşı görece yüksek 16 ülkeye ait katsayı tahmini sonuçları görülmektedir. Model 2'de konut fiyatlarının özel tüketimi etkileme katsayısı çok düşük negatif bir değer olan -.0007 bulunmuştur. Başka bir ifadeyle nominal konut fiyat endeksindeki %100'lük bir artış, özel nihai tüketim harcamalarında neredeyse yok denecek kadar az %0,07'lik bir azalışa sebep olmaktadır. Model 3 için konut fiyatlarının özel tüketimi etkileme katsayısı ise 0.0347 bulunmuştur. Elde edilen sonuçlar literatürde yer alan Campbell ve Cocco (2007)'de belirtilen nüfus

Tablo 2: Pesaran CIPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Model	Değişkenler	Düzye Değerleri		1. Fark	
		Z[t-bar]	Olasılık Değeri	Z[t-bar]	Olasılık Değeri
Model 1	logozeltuk	-1.446	0.074	-9.109	0.000
	lognomkonut	-0.399	0.345	-4.289	0.000
	loggdip	0.685	0.753	-5.849	0.000
Model 2	logozeltuk	-0.800	0.212	-8.981	0.000
	lognomkonut	-0.565	0.286	-4.719	0.000
	loggdip	0.823	0.795	-7.106	0.000
Model 3	logozeltuk	-0.005	0.498	-11.028	0.000
	lognomkonut	1.924	0.973	-4.681	0.000
	loggdip	0.058	0.523	-5.480	0.000
Model 4	logozeltuk	-2.293	0.011	-8.830	0.000
	lognomkonut	1.902	0.971	-4.468	0.000
	loggdip	0.473	0.682	-6.555	0.000
Model 5	logozeltuk	1.385	0.917	-11.148	0.000
	lognomkonut	-1.321	0.093	-4.304	0.000
	loggdip	1.989	0.977	-8.286	0.000
Model 6	logozeltuk	-0.106	0.458	-10.545	0.000
	lognomkonut	0.715	0.763	-5.408	0.000
	loggdip	0.480	0.684	-6.266	0.000
Model 7	logozeltuk	-0.329	0.371	-9.981	0.000
	lognomkonut	-1.339	0.090	-4.871	0.000
	loggdip	1.570	0.942	-6.662	0.000
Model 8	logozeltuk	-0.062	0.475	-10.674	0.000
	lognomkonut	-0.333	0.370	-4.539	0.000
	loggdip	0.968	0.834	-5.218	0.000
Model 9	logozeltuk	-0.793	0.214	-8.718	0.000
	lognomkonut	0.838	0.799	-5.161	0.000
	loggdip	0.583	0.720	-7.655	0.000
Model 10	logozeltuk	0.187	0.574	-9.981	0.000
	lognomkonut	0.019	0.508	-3.609	0.000
	loggdip	0.792	0.786	-6.381	0.000
Model 11	logozeltuk	-0.301	0.382	-9.253	0.000
	lognomkonut	1.534	0.938	-5.303	0.000
	loggdip	2.151	0.984	-7.043	0.000
Model 12	logozeltuk	-0.453	0.325	-11.592	0.000
	lognomkonut	1.404	0.920	-6.819	0.000
	loggdip	0.803	0.789	-9.125	0.000
Model 13	logozeltuk	-1.583	0.057	-9.339	0.000
	lognomkonut	0.298	0.617	-3.117	0.001
	loggdip	1.171	0.879	-4.925	0.000
Model 14	logozeltuk	-0.281	0.389	-10.454	0.000
	lognomkonut	1.551	0.940	-5.746	0.000
	loggdip	1.000	0.841	-7.049	0.000
Model 15	logozeltuk	0.361	0.641	-8.446	0.000
	lognomkonut	-2.189	0.014	-3.600	0.000
	loggdip	1.886	0.970	-5.969	0.000

Tablo 3: Gengenbach, Urbain ve Westerlund (2016) Panel Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Model	Katsayı	T-bar	Olasılık Değeri
Model 1	-0.546	-3.524	<=0.01
Model 2	-0.535	-3.483	<=0.01
Model 3	-0.560	-3.667	<=0.01
Model 4	-0.548	-3.383	<=0.01
Model 5	-0.531	-3.606	<=0.01
Model 6	-0.549	-3.614	<=0.01
Model 7	-0.554	-3.602	<=0.01
Model 8	-0.540	-3.469	<=0.01
Model 9	-0.497	-3.359	<=0.01
Model 10	-0.537	-3.837	<=0.01
Model 11	-0.579	-3.499	<=0.01
Model 12	-0.560	-3.666	<=0.01
Model 13	-0.529	-3.553	<=0.01
Model 14	-0.531	-3.464	<=0.01
Model 15	-0.550	-3.485	<=0.01

Tablo 4: DOLSMG Tahmincisi Sonuçları**Tablo 4** DOLSMG Tahmincisi Sonuçları

Model	Değişken	Beta Katsayısı	T-stat
Model 1	lognomkonut_td	.07117	7.577
	loggdp_td	.6915	40.82
Model 2	lognomkonut_td	-.0007103	2.116
	loggdp_td	.5879	23.32
Model 3	lognomkonut_td	.0347	3.853
	loggdp_td	.7508	29.96
Model 4	lognomkonut_td	.1351	11.62
	loggdp_td	.6874	26.27
Model 5	lognomkonut_td	-.0465	-2.892
	loggdp_td	.788	34.27
Model 6	lognomkonut_td	.0529	5.099
	loggdp_td	.7341	29.54
Model 7	lognomkonut_td	-.06196	-7.324
	loggdp_td	.5749	21.92
Model 8	lognomkonut_td	.01927	1.654
	loggdp_td	.6436	27.72
Model 9	lognomkonut_td	.04843	4.641
	loggdp_td	.808	32.85
Model 10	lognomkonut_td	.08373	2.94
	loggdp_td	.7906	39.03
Model 11	lognomkonut_td	.1263	4.948
	loggdp_td	.5314	20.36
Model 12	lognomkonut_td	.05845	6.583
	loggdp_td	.5869	24.73
Model 13	lognomkonut_td	.09404	4.672
	loggdp_td	.7552	28.94
Model 14	lognomkonut_td	.008463	3.444
	loggdp_td	.6886	24.95
Model 15	lognomkonut_td	.03458	5.305
	loggdp_td	.7486	30.84

yaşlandıkça, toplam tüketimin ev fiyatlarına daha duyarlı olduğu hipotezi ile aynı doğrultudadır.

Model 4 (daha düşük net tasarruf oranına sahip 17 ülke) için konut fiyatlarının özel tüketimi etkileme katsayısı 0.1351 düzeyinde ve oluşturulan 15 model içerisinde en yüksek değere sahiptir. Model 5 (daha yüksek net tasarruf oranına sahip 16 ülke) için ise bulunan katsayı -0.0465'tir. Konut fiyatlarının artması yüksek net tasarruf oranına sahip ülkelerde özel nihai tüketim harcamalarını düşürmektedir. Elde edilen sonuçlar, ülkelerin net tasarruf oranlarının konut fiyatlarının özel tüketimi etkileme seviyesinde çok ciddi bir fark yarattığını göstermektedir.

Nominal konut fiyat endeksi katsayısı, Model 6 (daha düşük kentsel nüfus artış oranına sahip ülkeler) için 0.0529 bulunmuştur. Ancak daha yüksek kentsel nüfus artış oranına sahip ülkeleri kapsayan Model 7'de uzun dönem katsayısının t istatistiği anlamlı değildir. Bu nedenle kentsel nüfus artış oranına göre yapılan ayırmada bir kıyaslama yapmak mümkün olmamaktadır.

Model 8 ve Model 9'un DOLSMG katsayı tahminlerinde de benzer bir sonuç alınmıştır. Nominal konut fiyat

endeksi katsayısı, Model 8 (daha düşük enflasyona sahip ülkeler) için 0.01927, Model 9 (daha yüksek enflasyona sahip ülkeler) için ise 0.04843 bulunmuştur. Ancak Model 8'deki uzun dönem katsayısının t istatistiği anlamlı olmadığından enflasyona göre yapılan ayırmada da bir kıyaslama yapmak mümkün değildir.

Toplam nüfus içinde kentsel nüfusun düşük ve yüksek olması şekilde yapılan ayırım sonucunda, her iki model için de elde edilen konut fiyatlarının özel tüketimi etkileme katsayısı pozitif ve anlamlı bulunmuştur. Nominal konut fiyatları ve özel tüketim birlikte artmaktadır. Model 10 (daha düşük kentsel nüfus oranına sahip ülkeler) için nominal konut fiyat endeksindeki %100'lük bir artış, özel nihai tüketim harcamalarında %8,3'lük bir artışa sebep olmaktadır. Model 11'de (daha yüksek kentsel nüfus oranına sahip ülkeler) ise bu oran %12,6'dır ve kurulan 15 model içerisindeki en yüksek ikinci değerdir.

Daha düşük gelir eşitsizliğine sahip ülkeler için oluşturulan Model 12'de nominal konut fiyat endeksi katsayısı 0.05845'tir. Daha yüksek gelir eşitsizliğine sahip ülkeler için oluşturulan Model 13'te ise 0.09404 bulunmuştur. Her iki modelde de konut fiyatlarının özel tüketimi etkileme katsayısı pozitif ve anlamlıdır.

Ancak gelir eşitsizliği arttıkça nominal konut fiyatları özel tüketimi daha çok yükseltmektedir.

Model 14 ve 15'te sırasıyla daha düşük ve daha yüksek kısa vadeli faiz oranlarına sahip ülkeler için elde edilen katsayı tahmini sonuçları görülmektedir. Her iki modelde de uzun dönem katsayılarının t istatistiği anlamlıdır. Model 14 (daha düşük kısa vadeli faiz oranına sahip 17 ülke) için konut fiyatlarının özel tüketimi etkileme katsayısı Model 2'de olduğu gibi yine çok düşük ancak pozitif bir değer olan 0.008463 bulunmuştur. Nominal konut fiyat endeksindeki %100'lük bir artış, özel nihai tüketim harcamalarında %0,8'lik çok az bir artışa sebep olmaktadır. Model 15 (daha yüksek kısa vadeli faiz oranına sahip 16 ülke) için ise konut fiyatlarının özel tüketimi etkileme katsayısı 0.03458 bulunmuştur. Elde edilen sonuçlara göre faiz oranları yükseldikçe nominal konut fiyatlarının özel tüketimi etkileme oranı yükselmektedir.

8. SONUÇ

Sonuç olarak konut talebini ve arzını etkileyen demografik ve makroekonomik faktörler, konut fiyatlarının özel tüketimi etkileme seviyesinde farklılaşmaya neden olmaktadır. Model 6 ve 7'de kentsel nüfus artış hızına göre, Model 8 ve 9'da ise enflasyon oranlarına göre ülkeler iki gruba ayrılmıştır. Ancak Model 7 ve 8'deki katsayılar anlamlı çıkmadığı için bir kıyaslama yapmak mümkün değildir.

Nüfusun medyan yaşı ve kısa vadeli faiz oranları için kurulan modellerde elde edilen katsayılar otuz üç ülkenin tamamı için elde edilen katsayılardan düşük olduğu için nüfusun medyan yaşı ve faiz oranlarının konut fiyatlarının özel tüketimi etkileme seviyesinde başat rolü oynamadığı söylenebilir. Keynes'in (1936) Genel Teoride faiz oranları ve tüketim ilişkisi ile ilgili fikirleri bu durumu açıklayabilir. Keynes'e göre, faiz oranlarında alışımlı türden kısa dönemli dalgalanmaların harcamayı her iki yönde de doğrudan etkilemesi pek mümkün değildir. Faiz oranlarındaki dalgalanma dolaylı yoldan daha çok etki ortaya çıkarabilir ancak bu etkilerin hepsi de aynı yönde olmamaktadır (Keynes, 1936: 88).

Gelir eşitsizliğinin yüksek olduğu, net tasarruf oranlarının düşük olduğu, kentsel nüfusun genel nüfus içerisindeki payının çok düşük ya da çok yüksek olduğu durumlarda konut fiyatlarının özel tüketimi etkileme seviyesi ortalamaların üzerinde bir seviyede yüksektir. 33 OECD ülkesinin tamamı için konut fiyat endeksinin %100'lük artışı sonucunda özel nihai tüketim harcamalarında %7'lik bir artış olmaktadır. Buna karşın özellikle net tasarruf oranları düşük olan ve kentsel nüfusun fazla olduğu ülkelerde konut fiyat endeksinin %100'lük artışı sonucunda özel nihai tüketim harcamalarında oldukça yüksek bir seviye olan %12'nin üzerinde bir artış olduğu tespit edilmiştir.

Bu nedenle konut fiyatlarının özel tüketimi yüksek oranda etkilediği bu özelliklere sahip ülkelerde ekonomi politika yapımcılarının çeşitli mali önlemlerle konut fiyat balonlarının oluşmasını engellemesi yerinde olacaktır. Aksi takdirde konut fiyatlarının ani düşüşü halinde bu özelliklere sahip ülkelerde özel tüketim de büyük miktarda düşebilir ve daha derin ekonomik daralmalar meydana gelebilir.

KAYNAKÇA

ALEV, N. & ERDEMLİ M. (2019). Elektrik Enerjisi Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Avrupa Birliği Ülkeleri ve Türkiye İçin Bir Analiz. *ASSAM Uluslararası Hakemli Dergi*, 6(15), 66-85.

ANDO A.A. & MODIGLIANI F. (1963). The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *The American Economic Review*. 53(1), 55-84.

BERGER, D., GUERRIERI, V., LORENZONI, G. & VAVRA, J. (2018). Housing Prices and Consumer Spending. *Review of Economic Studies*. 85(3), 1502-1542.

BOSTIC, R., GABRIEL S. & PAINTER G. (2009). Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence from Micro Data. *Regional Science and Urban Economics*. 39(1), 79-89.

BULUT, E. & KARAKAYA, A. (2018). Tasarruflar ve Makroekonomik Değişkenler Arasındaki Uzun Dönemli İlişki: OECD Ülkeleri Örneği. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*. Prof. Dr. Harun TERZİ Özel Sayısı, 207-226.

CAMPBELL, J. Y. & COCCO J. F. (2007). How Do House Prices Affect Consumption? Evidence From Micro Data. *Journal of Monetary Economics*. 54(3), 591-621.

CARAMP, N. & SILVA, D. H. (2020). Monetary Policy and Wealth Effects. Working Papers 337, University of California, Davis, Department of Economics. 1-93.

CHRISTELIS, D., GEORGARAKOS, D., JAPPELLI, T., PISTAFERRI, L. & VAN ROOIJ, M. (2020). Heterogeneous Wealth Effects. University of Glasgow, Adam Smith Business School, Working Paper Series. Paper No:2020-20. 1-35.

COŞKUN, Y. (2016). Türkiye Konut Piyasasında Talep Eğilimleri ve Bilgi Bakımsızlığına Yönelik Politika Önerileri. *Bankacılar Dergisi*. 27(96), 122-143.

ÇALMAŞUR, G., EMRE AYSİN, M. (2019). Konut Fiyatlarına Etki Eden Faktörlerin Hedonik Modelle Belirlenmesi: TRA1 Alt Bölgesi Üzerine Bir Uygulama. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*. 12(22), 77-92.

- DISNEY, R., GATHERGOOD J. & HENLEY A. (2010). House Price Shocks, Negative Equity, and 28 Household Consumption in the United Kingdom. *Journal of the European Economic Association*. 8(6), 1179-1207.4
- DURKAYA, M. (2002). *Türkiye'de Konut Piyasasının Talep Yönlü Analizi*. Doktora Tezi, Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- ENGELHARDT, G. V. (1996). House Prices and Home Owner Saving Behavior. *Regional Science and Urban Economics*. 26(3-4), 313-336.
- ENGLE, R. F. & GRANGER C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometric*. 55(2), 251-276.
- FRIEDMAN, M. (1957). *A Theory of the Consumption Function*. Princeton: Princeton University Press .
- GAN, J. (2010). Housing Wealth and Consumption Growth: Evidence from a Large Panel of Households. *The Review of Financial Studies*. 23(6), 2229-2267.
- GENGENBACH, C., URBAİN, J-P. & WESTERLUND, J. (2016). Error Correction Testing in Panels with Common Stochastic Trends. *Journal of Applied Econometrics*. 31(6), 982-1004.
- GÖZEN, M. Ç. & BOSTANCI, F. C. (2021). Konut Özelliklerinin Konut Fiyatlarına Etkisinin Kantil Regresyon Yöntemi ile İncelenmesi: İzmit Örneği. *İğdır Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. 26, 506-532.
- HE, Z., YE, J. & SHI, X. (2020). Housing Wealth and Household Consumption in Urban China. *Urban Studies*. 57(8), 1714-1732.
- International Monetary Fund (2003). *World Economic Outlook 2003, Chapter II: When Bubbles Burst*. 61-94. Washington, D.C.: International Monetary Fund, Publication Services, ISBN: 1-58906-212-4.
- KEYNES, J.M. (1936). *Genel Teori İstihdam, Faiz ve Paranın Genel Teorisi*. Çeviren: U. S. AKALIN. İstanbul, Kalkedon Yayınları, 2. Baskı, ISBN: 978-605-5679-26-2.
- LEE, S. (2020). House Prices and Household Consumption in Korea. *Economic Research Institute, Bank of Korea Working Paper*. 1-32.
- LEHNERT, A. (2004). Housing, Consumption, and Credit Constraints. *Finance and Economics Discussion Series*, Yayın No: 2004-63. Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.)
- LUDWIG, A. & SLØK, T. (2004). The Relationship between Stock Prices, House Prices and Consumption in OECD Countries. *Topics in Macroeconomics*. 4(1), 1-26.
- MASLOW, A. H. (1943). A Theory of Human Motivation. *Psychological Review*. 50(4), 370-396.
- METZLER, L. A. (1951). Wealth, Saving, and the Rate of Interest. *Journal of Political Economy*. 59(2), 93-116.
- MODIGLIANI, F. & BRUMBERG, R. (1954). Utility Analysis and the Consumption Function: an Interpretation of Cross-Section Data. içinde *Post-keynesian Economics*. Ed: K.K. Kurihara. ss. 388-436, New Brunswick: Rutgers University Press.
- OKOMBI, I.F. (2018). Empirical Measure of Wealth Effects in Household Consumption: The Case of Congo. *Applied Economics and Finance*. 5(5), 33-44
- PATINKIN, D. (1965). *Money, Interest, and Prices; an Integration of Monetary and Value Theory*. New York, Harper & Row.
- PEDRONI, P. (2001). Purchasing Power Parity Tests in Cointegrated Panels. *The Review of Economics and Statistics*. 83(4), 727-731.
- PESARAN, M. H. & SMITH, R. P. (1995). Estimating Long-Run Relationship from Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of Econometrics*. 68(1), 79-113.
- PIGOU, A. C. (1943). The Classical Stationary State. *The Economic Journal*. 53(212), 343- 351.
- SHEINER, L. (1995). Housing Prices and the Savings of Renters. *Journal of Urban Economics*. 38(1), 94-125.
- SKINNER, J. S. (1989). Housing Wealth and Aggregate Saving. *Regional Science and Urban Economics*. 19(2), 305-324.
- SKINNER, J. S. (1996). Is Housing Wealth a Sideshow?. içinde *Advances in the Economics of Aging*. Ed: D. A. Wise. 241-272, University of Chicago Press.
- TAŞDEMİR, M. (2017). Konut Piyasası. içinde *Gayrimenkul Ekonomisi*, Ed(s): C.N. Berberoğlu & L. Erdoğan, 100-124, Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Basımevi, 3. Baskı, 978-975-06-1430-9.
- TOBIN, J. (1969). A General Equilibrium Approach to Monetary Theory. *Journal of Money, Credit & Banking*. 1(1), 15-29.
- YERDELEN TATOĞLU, F. (2020). *Panel Zaman Serileri Analizi Stata Uygulamalı*. İstanbul: Beta Yayıncılık, 3. Baskı, 978-605-242-722-4
- YOSHIKAWA, H. & OHTAKA F. (1989). An Analysis of Female Labor Supply, Housing Demand and the Saving Rate in Japan. *European Economic Review*. 33(5), 997-1023.

EKLER**EK-1 Ülkelerin Makroekonomik ve Demografik Özellikleri****Ortalaması Alınan Medyan Nüfus Yaşları**

Daha Düşük Medyan Nüfus Yaşına Sahip Ülkeler		Daha Yüksek Medyan Nüfus Yaşına Sahip Ülkeler	
Ülke Adı	Nüfusun Medyan Yaşı	Ülke Adı	Nüfusun Medyan Yaşı
Meksika	27,67	Belçika	41,39
Türkiye	29,91	Estonya	41,41
İsrail	30,28	Çekya	41,41
İzlanda	36,10	Danimarka	41,50
İrlanda	36,39	Macaristan	41,70
Yeni Zelanda	37,27	Hollanda	42,06
Avustralya	37,30	İsviçre	42,27
Amerika B.D.	37,58	İspanya	42,44
Norveç	39,22	Finlandiya	42,52
Slovakya	39,24	Avusturya	42,86
Lüksemburg	39,31	Slovenya	43,05
Polonya	39,82	Yunanistan	43,32
İngiltere	40,01	Portekiz	43,88
Kanada	40,38	Almanya	45,33
Güney Kore	40,83	İtalya	45,38
İsveç	40,87	Japonya	46,45
Fransa	41,22		

Not: 2010, 2015 ve 2020 yıllarının ortalaması hesaplanmıştır.

(<https://population.un.org/wpp/Download/Standard/Population/> Erişim tarihi 01.03.2021)

Ortalaması Alınan Net Tasarruf Oranları (GSYİH'nın Yüzdesi Cinsinden)

Düşük Net Tasarruf Oranına Sahip Ülkeler		Yüksek Net Tasarruf Oranına Sahip Ülkeler	
Ülke Adı	Net Tasarruf Oranı	Ülke Adı	Net Tasarruf Oranı
Yunanistan	-6,94	Meksika	6,52
İzlanda	-2,41	İrlanda	7,03
Portekiz	-2,20	Polonya	7,64
İngiltere	-1,20	Macaristan	7,64
İtalya	1,20	Lüksemburg	7,98
Amerika B.D.	2,30	Avusturya	8,32
Kanada	2,82	Türkiye	9,06
Japonya	3,83	Almanya	9,78
Finlandiya	3,96	Estonya	9,81
Slovenya	4,09	İsrail	10,72
Fransa	4,19	Danimarka	10,93
Çekya	4,50	İsveç	11,50
Avustralya	4,98	Hollanda	12,47
Slovakya	4,98	İsviçre	13,88
İspanya	5,36	Güney Kore	17,27
Yeni Zelanda	5,42	Norveç	18,78
Belçika	6,03		

Not: 2010, 2015 ve 2018 yıllarının ortalaması (<https://data.oecd.org/natincome/saving-rate.htm> Erişim Tarihi 07.03.2021). Türkiye ve İzlanda verisi

(<https://data.worldbank.org/indicator/NY.ADJ.NNAT.GN.ZS?end=2018&locations=TR-IS&start=2007> adresinden alınmıştır. Erişim Tarihi 07.03.2021).

Ortalaması Alınan Kentsel Nüfus Artış (Azalış) Oranları (Yıllık Yüzde Değişimi Cinsinden)

Daha Düşük Kentsel Nüfus Artış (Azalış) Oranına Sahip Ülkeler		Daha Yüksek Kentsel Nüfus Artış Oranına Sahip Ülkeler	
Ülke Adı	Kentsel Nüfus Artış (Azalış) Oranı	Ülke Adı	Kentsel Nüfus Artış Oranı
Polonya	-0,15	Amerika B.D.	0,87
Almanya	-0,14	Belçika	0,89
Slovakya	-0,11	İngiltere	1,03
Japonya	-0,01	İsviçre	1,03
Yunanistan	0,12	Hollanda	1,12
Estonya	0,14	Kanada	1,16
Macaristan	0,29	İzlanda	1,21
İtalya	0,30	İrlanda	1,25
Çekya	0,33	İsveç	1,26
Güney Kore	0,45	Norveç	1,45
Finlandiya	0,56	Yeni Zelanda	1,49
İspanya	0,63	Avustralya	1,58
Danimarka	0,64	Meksika	1,61
Fransa	0,65	İsrail	1,99
Avusturya	0,70	Türkiye	2,24
Portekiz	0,74	Lüksemburg	2,51
Slovenya	0,78		

Not: 2011, 2015 ve 2019 yıllarının ortalaması

(<https://databank.worldbank.org/reports.aspx?source=2&series=SP.URB.GROW#> Erişim Tarihi 07.03.2021).

Enflasyon (TÜFE 2015=100)

Daha Düşük Enflasyon Oranına Sahip Ülkeler		Daha Yüksek Enflasyon Oranına Sahip Ülkeler	
Ülke Adı	Enflasyon 2015=100	Ülke Adı	Enflasyon 2015=100
Yunanistan	99,91	Yeni Zelanda	107,65
İsviçre	100,66	Avustralya	107,82
İsrail	100,76	Slovakya	108,13
İrlanda	101,45	Avusturya	108,13
Japonya	101,80	Kanada	108,21
İtalya	102,73	Belçika	108,61
Portekiz	103,33	İngiltere	108,90
Danimarka	103,43	Estonya	109,08
Finlandiya	103,55	Polonya	109,10
İspanya	103,84	Amerika B.D.	109,20
Fransa	104,73	Çekya	111,77
Slovenya	104,76	Norveç	112,18
Güney Kore	105,42	İzlanda	112,58
Almanya	105,81	Macaristan	112,84
Lüksemburg	106,26	Meksika	122,56
İsveç	107,21	Türkiye	180,21
Hollanda	107,51		

Not: 2020 yılının tüketici fiyat endeksi (TÜFE) değeri. (<https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm> Erişim Tarihi 08.03.2021).

Ortalaması Alınan Kentsel Nüfus Oranı (Toplam Nüfusun Yüzdesi Cinsinden)

Daha Düşük Kentsel Nüfusa Sahip Ülkeler		Daha Yüksek Kentsel Nüfusa Sahip Ülkeler	
Ülke Adı	Kentsel Nüfus Oranı	Ülke Adı	Kentsel Nüfus Oranı
Slovenya	53,83	Norveç	81,05
Slovakya	54,01	Kanada	81,28
Avusturya	57,78	Güney Kore	81,66
Polonya	60,37	Amerika B.D.	81,69
İrlanda	62,56	İngiltere	82,62
Portekiz	63,48	Finlandiya	84,99
Estonya	68,48	Avustralya	85,71
İtalya	69,58	Yeni Zelanda	86,35
Macaristan	70,50	İsveç	86,52
Çekya	73,53	Danimarka	87,49
Türkiye	73,55	Hollanda	89,98
İsviçre	73,73	Lüksemburg	90,10
Almanya	77,25	Japonya	91,38
Yunanistan	78,03	İsrail	92,19
Meksika	79,28	İzlanda	93,71
İspanya	79,61	Belçika	97,87
Fransa	79,66		

Not: 2011, 2015 ve 2019 yıllarının ortalaması

(<https://data.worldbank.org/indicator/SP.URB.TOTL.IN.ZS?end=2019&locations=AU-AT-BE&start=2002> Erişim Tarihi 17.02.2021).

Ortalaması Alınan Gelir Eşitsizliği Katsayıları (Gini katsayısı, 0=tam eşitlik; 1=tam eşitsizlik)

Daha Düşük Gelir Eşitsizliğine Sahip Ülkeler		Daha Yüksek Gelir Eşitsizliğine Sahip Ülkeler	
Ülke Adı (*)	GINI Katsayısı	Ülke Adı (*)	GINI Katsayısı
Slovenya (2010-2018)	0,248	Kanada (2010-2018)	0,313
Slovakya (2010-2018)	0,249	Lüksemburg (2015-2018)	0,314
İzlanda (2010-2017)	0,251	Estonya (2013-2018)	0,327
Çekya (2010-2018)	0,255	İtalya (2010-2017)	0,329
Danimarka (2011-2017)	0,257	Avustralya (2012, 2014, 2016, 2018)	0,330
Norveç (2010-2018)	0,258	Yunanistan (2010-2018)	0,332
Belçika (2018)	0,258	Portekiz (2010-2018)	0,333
Finlandiya (2010-2018)	0,262	Japonya (2012, 2015)	0,335
İsveç (2013-2018)	0,277	Yeni Zelanda (2011, 2012, 2014)	0,335
Avusturya (2010-2018)	0,278	İspanya (2010-2018)	0,339
Macaristan (2010-2017)	0,279	Güney Kore (2015-2018)	0,352
Hollanda (2011-2016)	0,290	İngiltere (2010-2018)	0,356

Daha Düşük Gelir Eşitsizliğine Sahip Ülkeler		Daha Yüksek Gelir Eşitsizliğine Sahip Ülkeler	
Ülke Adı (*)	GINI Katsayısı	Ülke Adı (*)	GINI Katsayısı
Almanya (2011-2017)	0,291	İsrail (2011-2018)	0,358
Polonya (2010-2018)	0,292	Amerika B.D. (2013-2017)	0,392
İsviçre (2010-2017)	0,295	Türkiye (2011-2015)	0,399
Fransa (2012-2018)	0,295	Meksika (2012, 2014, 2016)	0,458
İrlanda (2010-2017)	0,303		

* Ortalama Almak İçin Kullanılan Yıllar

Not: 2008-2018 yıl aralığında erişilebilen GINI katsayısı verilerinin ortalaması hesaplanmıştır. (<https://data.oecd.org/inequality/income-inequality.htm> Erişim Tarihi 08.03.2021).

Ortalaması Alınan Kısa Vadeli Faiz Oranları (Yıllık % Değişim Cinsinden)

Daha Düşük Kısa Vadeli Faiz Oranına Sahip Ülkeler		Daha Yüksek Kısa Vadeli Faiz Oranına Sahip Ülkeler	
Ülke Adı(*)	Kısa Vadeli Faiz Oranı Ort.	Ülke Adı(*)	Kısa Vadeli Faiz Oranı Ort.
İsviçre	-0,4438	Danimarka	0,2752
İsveç	-0,1569	Estonya	0,4095
Finlandiya	0,1565	İsrail	0,6346
Lüksemburg	0,1565	İngiltere	0,6656
Fransa	0,1565	Amerika B.D.	0,9089
Belçika	0,1565	Çekya	0,9636
İspanya	0,1565	Kanada	1,1297
Portekiz	0,1565	Norveç	1,6197
Yunanistan	0,1565	Güney Kore	2,0406
Avusturya	0,1565	Polonya	2,4603
İtalya	0,1565	Macaristan	2,5956
Slovakya	0,1565	Yeni Zelanda	2,7294
Slovenya	0,1565	Avustralya	2,9625
İrlanda	0,1565	Meksika	5,4661
Hollanda	0,1565	İzlanda	5,8011
Almanya	0,1565	Türkiye	12,5067
Japonya	0,2084		

Not: 2010, 2015 ve 2018 yıllarının ortalaması (<https://data.oecd.org/interest/short-term-interest-rates.htm#indicator-chart> Erişim Tarihi 09.03.2021). Türkiye verileri (<https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket> adresinden alınmıştır. Erişim Tarihi 09.03.2021).

EK-2 Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

33 OECD Ülkesinin Tamamı İçin Birimler Arası Korelasyon Testi Sonuçları

Değişkenler	Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
logozeltuk	Pesaran CD Testi	142,3243	(0,0000)
lognomkonut	Pesaran CD Testi	85,73188	(0,0000)
loggdpp	Pesaran CD Testi	145,9007	(0,0000)
logozeltuk	Breusch-Pagan LM Testi	22897,08	(0,0000)
lognomkonut	Breusch-Pagan LM Testi	15056,58	(0,0000)
loggdpp	Breusch-Pagan LM Testi	23195,58	(0,0000)

Daha Düşük Medyan Nüfus Yaşına Sahip 17 Ülkenin Birimler Arası Korelasyon Testi Sonuçları

Değişkenler	Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
logozeltuk	Pesaran CD Testi	79,20922	(0,0000)
lognomkonut	Pesaran CD Testi	61,43880	(0,0000)
loggdp	Pesaran CD Testi	79,57474	(0,0000)
logozeltuk	Breusch-Pagan LM Testi	6278,762	(0,0000)
lognomkonut	Breusch-Pagan LM Testi	4224,086	(0,0000)
loggdp	Breusch-Pagan LM Testi	6342,385	(0,0000)

Daha Yüksek Medyan Nüfus Yaşına Sahip 16 Ülkenin Birimler Arası Korelasyon Testi Sonuçları

Değişkenler	Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
logozeltuk	Pesaran CD Testi	61,09489	(0,0000)
lognomkonut	Pesaran CD Testi	26,98916	(0,0000)
loggdp	Pesaran CD Testi	64,81973	(0,0000)
logozeltuk	Breusch-Pagan LM Testi	48,48293	(0,0000)
lognomkonut	Breusch-Pagan LM Testi	3056,295	(0,0000)
loggdp	Breusch-Pagan LM Testi	4961,671	(0,0000)

Daha Düşük Net Tasarruf Oranına Sahip 17 Ülkenin Birimler Arası Korelasyon Testi Sonuçları

Değişkenler	Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
logozeltuk	Pesaran CD Testi	65,69540	(0,0000)
lognomkonut	Pesaran CD Testi	30,46489	(0,0000)
loggdp	Pesaran CD Testi	69,35313	(0,0000)
logozeltuk	Breusch-Pagan LM Testi	5491,205	(0,0000)
lognomkonut	Breusch-Pagan LM Testi	3580,506	(0,0000)
loggdp	Breusch-Pagan LM Testi	5631,330	(0,0000)

Daha Yüksek Net Tasarruf Oranına Sahip 16 Ülkenin Birimler Arası Korelasyon Testi Sonuçları

Değişkenler	Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
logozeltuk	Pesaran CD Testi	74,64924	(0,0000)
lognomkonut	Pesaran CD Testi	56,18273	(0,0000)
loggdp	Pesaran CD Testi	74,91468	(0,0000)
logozeltuk	Breusch-Pagan LM Testi	5576,351	(0,0000)
lognomkonut	Breusch-Pagan LM Testi	3604,092	(0,0000)
loggdp	Breusch-Pagan LM Testi	5621,675	(0,0000)

Daha Düşük Kentsel Nüfus Artış Oranına Sahip 17 Ülkenin Birimler Arası Korelasyon Testi Sonuçları

Değişkenler	Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
logozeltuk	Pesaran CD Testi	65,63367	(0,0000)
lognomkonut	Pesaran CD Testi	30,29908	(0,0000)
loggdp	Pesaran CD Testi	69,30818	(0,0000)
logozeltuk	Breusch-Pagan LM Testi	5502,778	(0,0000)
lognomkonut	Breusch-Pagan LM Testi	3175,930	(0,0000)
loggdp	Breusch-Pagan LM Testi	5633,466	(0,0000)

Daha Yüksek Kentsel Nüfus Artış Oranına Sahip 16 Ülkenin Birimler Arası Korelasyon Testi Sonuçları

Değişkenler	Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
logozeltuk	Pesaran CD Testi	74,64742	(0,0000)
lognomkonut	Pesaran CD Testi	61,93448	(0,0000)
loggdp	Pesaran CD Testi	74,79471	(0,0000)
logozeltuk	Breusch-Pagan LM Testi	5576,340	(0,0000)
lognomkonut	Breusch-Pagan LM Testi	4224,226	(0,0000)
loggdp	Breusch-Pagan LM Testi	5604,027	(0,0000)

Daha Düşük Enflasyona Sahip 17 Ülkenin Birimler Arası Korelasyon Testi Sonuçları

Değişkenler	Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
logozeltuk	Pesaran CD Testi	65,77448	(0,0000)
lognomkonut	Pesaran CD Testi	25,14895	(0,0000)
loggdp	Pesaran CD Testi	69,10685	(0,0000)
logozeltuk	Breusch-Pagan LM Testi	5512,683	(0,0000)
lognomkonut	Breusch-Pagan LM Testi	3075,655	(0,0000)
loggdp	Breusch-Pagan LM Testi	5612,930	(0,0000)

Daha Yüksek Enflasyona Sahip 16 Ülkenin Birimler Arası Korelasyon Testi Sonuçları

Değişkenler	Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
logozeltuk	Pesaran CD Testi	74,66196	(0,0000)
lognomkonut	Pesaran CD Testi	64,47530	(0,0000)
loggdp	Pesaran CD Testi	74,91720	(0,0000)
logozeltuk	Breusch-Pagan LM Testi	5577,742	(0,0000)
lognomkonut	Breusch-Pagan LM Testi	4325,077	(0,0000)
loggdp	Breusch-Pagan LM Testi	5621,408	(0,0000)

Daha Düşük Kentsel Nüfus Oranına Sahip 17 Ülkenin Birimler Arası Korelasyon Testi Sonuçları

Değişkenler	Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
logozeltuk	Pesaran CD Testi	65,97279	(0,0000)
lognomkonut	Pesaran CD Testi	30,82457	(0,0000)
loggdp	Pesaran CD Testi	69,15636	(0,0000)
logozeltuk	Breusch-Pagan LM Testi	5543,148	(0,0000)
lognomkonut	Breusch-Pagan LM Testi	3093,215	(0,0000)
loggdp	Breusch-Pagan LM Testi	5635,487	(0,0000)

Daha Yüksek Kentsel Nüfus Oranına Sahip 16 Ülkenin Birimler Arası Korelasyon Testi Sonuçları

Değişkenler	Test	Test İstatistiği	Olasılık Değeri
logozeltuk	Pesaran CD Testi	74,35949	(0,0000)
lognomkonut	Pesaran CD Testi	64,85701	(0,0000)
loggdp	Pesaran CD Testi	74,73154	(0,0000)
logozeltuk	Breusch-Pagan LM Testi	5540,084	(0,0000)
lognomkonut	Breusch-Pagan LM Testi	4421,747	(0,0000)
loggdp	Breusch-Pagan LM Testi	5594,373	(0,0000)

Daha Yüksek Medyan Nüfus Yaşına Sahip 16 Ülkenin Homojenlik Testi (Swamy S) Sonuçları

Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Değer	Olasılık Değeri
chi2	45	69025.23	(0.0000)

Daha Düşük Net Tasarruf Oranına Sahip 17 Ülkenin Homojenlik Testi (Swamy S) Sonuçları

Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Değer	Olasılık Değeri
chi2	48	44319.47	(0.0000)

Daha Yüksek Net Tasarruf Oranına Sahip 16 Ülkenin Homojenlik Testi (Swamy S) Sonuçları

Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Değer	Olasılık Değeri
chi2	45	48465.18	(0.0000)

Daha Düşük Kentsel Nüfus Artış Oranına Sahip 17 Ülkenin Homojenlik Testi (Swamy S) Sonuçları

Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Değer	Olasılık Değeri
chi2	48	47067.26	(0.0000)

Daha Yüksek Kentsel Nüfus Artış Oranına Sahip 16 Ülkenin Homojenlik Testi (Swamy S) Sonuçları

Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Değer	Olasılık Değeri
chi2	45	54910.20	(0.0000)

Daha Düşük Enflasyona Sahip 17 Ülkenin Homojenlik Testi (Swamy S) Sonuçları

Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Değer	Olasılık Değeri
chi2	48	88418.91	(0.0000)

Daha Yüksek Enflasyona Sahip 16 Ülkenin Homojenlik Testi (Swamy S) Sonuçları

Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Değer	Olasılık Değeri
chi2	45	24880.89	(0.0000)

Daha Düşük Kentsel Nüfus Oranına Sahip 17 Ülkenin Homojenlik Testi (Swamy S) Sonuçları

Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Değer	Olasılık Değeri
chi2	48	42461.52	(0.0000)

Daha Yüksek Kentsel Nüfus Oranına Sahip 16 Ülkenin Homojenlik Testi (Swamy S) Sonuçları

Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Değer	Olasılık Değeri
chi2	45	56721.37	(0.0000)

Daha Düşük Gelir Eşitsizliğine Sahip 17 Ülkenin Homojenlik Testi (Swamy S) Sonuçları

Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Değer	Olasılık Değeri
chi2	48	38719.83	(0.0000)

Daha Yüksek Gelir Eşitsizliğine Sahip 16 Ülkenin Homojenlik Testi (Swamy S) Sonuçları

Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Değer	Olasılık Değeri
chi2	45	50614.23	(0.0000)

Daha Düşük Kısa Vadeli Faiz Oranlarına Sahip 17 Ülkenin Homojenlik Testi (Swamy S) Sonuçları

Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Değer	Olasılık Değeri
chi2	48	82430.07	(0.0000)

Daha Yüksek Kısa Vadeli Faiz Oranlarına Sahip 16 Ülkenin Homojenlik Testi (Swamy S) Sonuçları

Test İstatistiği	Serbestlik Derecesi	Değer	Olasılık Değeri
chi2	45	35806.04	(0.0000)