

# Türkiye’de konut fiyat endeksi ile BIST100 borsa endeksinin Markov Rejim Değişim Modeli ile incelenmesi

Investigation of housing price index and BIST 100 stock market index in Turkey with Markov Switching Model

Bilge ÇİPE<sup>1</sup>   
Alper ASLAN<sup>2</sup> 

<sup>1</sup>Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, İktisat Anabilim Dalı, Nevşehir, Türkiye

<sup>2</sup>Erciyes Üniversitesi, Havacılık ve Uzay Bilimleri Fakültesi, Kayseri, Türkiye

## öz

Konut piyasası ile hisse senetleri piyasası Türkiye için en önemli piyasalardır.. Dolayısıyla bu piyasalar ülkelerin ekonomik büyümelerinde hassas bir yere sahiptir. Bu hassasiyet her iki piyasanın her zaman risk taşımasından kaynaklandığı gibi özel iç risk bağlarına sahip olmalarına da neden olmaktadır. Bu çalışmada Türkiye’deki Konut Fiyat Endeksi ile BIST100 fiyat endeksi arasındaki bu ilişkinin incelenmesi amacıyla Markov Rejim Değişim Modeli kullanılmıştır. Bu model literatürde son yıllarda doğrusal olmayan seriler üzerine yapılan en popüler yöntemlerden biridir. Markov Rejim Değişikliği Modeli sonuçlarına göre serilerde rejimler arası geçiş olasılığı düşük iken aynı rejimde kalma olasılığı oldukça yüksektir. Ayrıca Johansen Eşbütünlük testi sonucuna göre seriler eş bütünlük değildir.

**Anahtar Kelimeler:** KFE, BİST100, Markov Switching Modeli

**JEL Kodları:** O11, C32

## ABSTRACT

The housing market and the stock market are the most important markets for Turkey. Therefore, these markets have a sensitive place in the economic growth of countries. This sensitivity is due to the fact that both markets always carry risks, and also cause them to have special internal risk bonds. In this study, Markov Switching Model was used to examine this relationship between the House Price Index in Turkey and the BIST100 price index. This model is one of the most popular methods in the literature on nonlinear series in recent years. According to the results of the Markov Switching Model, while the possibility of transition between regimes in series is low, the possibility of staying in the same regime is quite high. In addition, the series are not cointegrated according to the result of the Johansen Cointegration test.

**Keywords:** HPI, BİST100, Markov Switching Model

**JEL Codes:** O11, C32

## Giriş

Son yıllarda konut piyasası ve borsa, ülke ekonomilerinin kalkınmasında en önemli sektörlerden biri haline gelmiştir. Sosyo-ekonomik sektörlerin başında gelen konut sektörü nüfus sayısındaki artış, demografik özellikler, şehirleşme, göçler, tüketim alışkanlıklarının değişmesi gibi etkenler sebebiyle hem niceliksel hem de niteliksel anlamda gelişmektedir. Konut piyasası bir yandan ekonomide önemli bir yere sahip iken diğer yandan toplum refahı ve tüketim harcamaları için önemli bir göstergedir. Diğer sektörlerle yoğun bir ilişki içinde olan konut sektörü aynı zamanda istihdam yönüyle de ülke ekonomilerine katkıda bulunmaktadır (Öztürk & Fitöz, 2009). Bu açıdan konut sektörü GSYİH için önemli bir kalemi oluşturmaktadır. TÜİK verilerine göre 2017 yılında konut sektörünün GSMH içindeki payı %8,6 gibi azımsanmayacak bir rakamdır.

Konut Fiyat Endeksi, konutların satışa çıktığı fiyatı ile hesaplanmakta ve baz yılı 2010 olarak belirlenmektedir. Konut piyasası kadar hisse senedi piyasaları da bir ülke ekonomisi için oldukça önemli kollarından biridir. BİST100 endeksi 1986 Ocak ayı itibarıyla Borsa İstanbul’da piyasa ve işlem hacmi anlamında en yüksek işlem gören 100 şirketin hisse senetlerini ifade eden bir tanımdır. Bu endeks aynı zamanda Türkiye borsasının bir temsilcisidir. Bu şirketler iki kıstasa göre belirlenmektedir. Yıllık ve üçer aylık dönemlerde hisselerin fiili dolaşımdaki kısmının piyasa değeri ve günlük ortalama işlem hacimleri baz alınmaktadır. Bu 100 şirket ve hisse senetleri aynı zamanda Türkiye’nin en büyük şirketleri arasında sayılmaktadır (Gülpınar & Kır, 2016). Sözü edilen her iki piyasa da her zaman risklidir ve iki pazarın özel bir iç risk bağlantı mekanizmasına sahip olduğunu gösteren birçok gösterge ve kanıtlar mevcuttur. Örneğin Japonya’da 1990 yılında yaşanan borsa krizi 1991’de konut krizine sebep olmuştur. Aynı şekilde ABD’de 2008 yılında başlayan finans krizinde konut piyasası ile borsa piyasasının birbirini etkilediği birçok araştırmada ortaya çıkmıştır. Bölgesel ekonomilerin istikrarındaki önemli rollerinden dolayı bu iki piyasa arasındaki korelasyonun araştırılması oldukça önemli bir konudur (Hong & Li, 2019).

Geliş Tarihi/Received: 22.06.2021

Kabul Tarihi/Accepted: 25.11.2021

Sorumlu Yazar/Corresponding Author:

Bilge ÇİPE

E-posta: cipebil@gmail.com

Cite this article: Çipe, B., & Aslan, A. (2022). Investigation of housing price index and BIST 100 stock market index in Turkey with Markov Switching Model. *Trends in Business and Economics*, 36(1), 109-114.



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

Bu çalışmada Türkiye konut piyasa endeksi ile BİST100 piyasa endeksi arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla yapılmıştır. Türkiye için "servet etkisi" hipotezinin geçerli olup olmadığı analiz edilecektir. Çalışma; Türkiye'de KFE ve BİST100 endekslerinde Markov Rejim Değişikliği modeli kullanılarak yapılan ilk spesifik çalışma olmasından dolayı literatüre oldukça yeni katkılar sunmuş olacaktır. Türkiye için yapılan daha önceki çalışmalar genelde nedensellik üzerine yoğunlaşmıştır. Dolayısıyla bu endekslerdeki rejim değişimlerinin incelenmesi bu alanda yapılacak daha sonraki araştırmalar için örnek teşkil edecektir. Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. İkinci bölümde literatür özeti, üçüncü bölümde metodoloji, veri seti bilgileri ve analiz sonuçları yer alacaktır. Son bölüm olan dördüncü bölümde analiz sonuçları yorumlanacak ve politika önerileri sunulacaktır.

### Literatür özeti

Konut piyasası ile borsa arasındaki ilişkiyi açıklayan ilk araştırmalara bakılırsa borsa fiyatlarındaki değişimlerin ulusal tüketim değişiklikleri ile ilgili olduğuna dair kanıtlar elde edilmiştir (Case, Quigley & Shiller, 2005). Chen (2001), servet etkisinin hisse senetleri piyasası ile konut piyasası arasında geçici bir ilişkiyi ortaya çıkardığını öne sürmüştür. Huang ve Ge (2009) ise Çin borsasının düşüşü ile konut piyasası arasındaki korelasyonu incelerken yatırımcı davranışlarını ve sermaye hareketlerini de analizlerine dahil etmişlerdir. Sonuç olarak borsa ve konut piyasası arasında güçlü bir korelasyon olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca konut piyasasındaki dalgalanmanın borsadaki dalgalanmadan daha çok olduğunu belirttiktedirler. Batayneh ve Al-Malki (2015) Suudi Arabistan için yaptıkları çalışmada borsanın ve ekonomik büyümenin konut piyasası üzerindeki etkilerini incelemiştir. Yaptıkları analiz sonucu hem borsadaki dalgalanmaların hem de ekonomik büyümedeki değişimlerin konut piyasasını etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. İbrahim (2010), Tayland'da konut fiyatları ile hisse senetleri fiyatları arasında ilişkiyi servet etkisi ve kredi fiyatlarının etkisiyle araştırmıştır. Hisse senetlerinden konut fiyatlarına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisini tespit ederken Tayland için refah etkisini teyit etmiştir. Kiohos, Babalos ve Koulakiotis (2017)'de hisse senetleri piyasası ile konut piyasası arasında güçlü bir ilişkinin olduğunu öne sürmektedirler. Bu ilişkiyi "servet etkisi" mekanizması ile açıklamışlardır. Türkiye'de 2008 kriz dönemi öncesi ve sonrasında emlak piyasası ve hisse senedi piyasası ilişkisini inceleyen Yüksel (2016) 'in bulguları ise kullanılan analizlere göre farklılık göstermektedir. Johansen Eşbütünleşme testine göre sadece kriz döneminde eş bütünleşme görülürken momentum eşik testine göre hem kriz öncesi dönem, hem de kriz dönemlerinde eş bütünleşme görülmüştür. Kullanılan üç değişken (Faiz oranları, borsa endeksi ve konut fiyat endeksi) arasında uzun vadeli ilişki kriz döneminde değişmiştir. Nedensellik testinde ise kriz öncesinde faiz oranları hem hisse senetleri hem de konut fiyatları üzerinde etkili iken kriz döneminde sadece hisse senetleri üzerinde etkilidir. Benzer çalışma ve bulgular Liu ve Su (2010) tarafından Çin borsası ve emlak fiyatları üzerinde yapılmıştır. Yapılan eşbütünleşme test sonucuna göre uzun vadede asimetric bir ilişki görülmüştür. Ayrıca kısa vadede "servet etkisi" hipotezi desteklenirken, uzun vadede "kredi etkisi" hipotezi desteklenmiştir. Apergis ve Lambrihidis (2011)'in ABD ve İngiltere emlak ve hisse senedi piyasası etkileşimini araştırdıkları çalışmalarında her iki piyasanın da birbirine entegre olduğu sonucuna ulaşmıştır. 22 AB üyesi ülkenin Konut piyasası ve Hisse senetleri piyasasını inceleyen Ali ve Zaman (2017), 5 ülkede negatif ilişki tespit ederken diğer ülkelerde pozitif ilişkiye doğrulamaktadırlar. Bahmani-Oskooee ve Ghodsi (2018) ABD'nin S & P 500 endeksi ile 50 eyaletin ve Columbia bölgesindeki konut fiyat endeksleri arasında simetrik ve asimetric, kısa ve uzun dönem nedensellik incelemesi yaptılar. Simetrik olan etkileri belirleyen

doğrusal ARDL yöntemi kullanıldığında, 10 eyalette hisse senedi fiyatlarından ev fiyatlarına kısa vadeli nedensellik kanıtı bulunurken, değişken değiştirildiğinde 20 eyalette konut fiyatlarının hisse senetleri fiyatlarına neden olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Asimetri varsayımı uygulandığında ise 25 eyalette hisse senedi fiyatlarından ev fiyatlarına kısa vadeli nedensellik görülürken, 41 eyalette konut fiyatlarının hisse senetleri fiyatlarına neden olduğu görülmüştür. 2008 krizini baz alan araştırmadaki en önemli sonuç 41 eyaletten 39 unda ev fiyatlarındaki düşüşün hisse senetleri fiyatlarının düşmesine sebep olduğu yönünde olmuştur. Konut fiyatlarının hisse senedi fiyatlarını etkilemesi birçok araştırmancının hipotezi olan "servet etkisi"nin değiştiğinin kanıtı olabilir. 2008 krizi bu bağlamda en önemli dayanaklardan biri olmaktadır. Fang, Lee ve Chang (2017) ise Çin, Tayvan, Güney Kore ve Singapur ile ilgili yaptıkları çalışmada kullanılmış ev fiyatları ile bu fiyatlara karşılık gelen hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi tespit etmek amacıyla güçlü parametrik olmayan eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Ampirik sonuçlar bu dört ülkede ev fiyatları ile hisse senetleri fiyatları arasında doğrusal olmayan eşbütünleşmenin varlığını kanıtlamıştır. Güney Kore dışındaki 3 ülkede hisse senetleri fiyatlarının konut fiyatlarının nedeni olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç birçok Asya ülkesinde "servet etkisi" hipotezini desteklemektedir. Görüldüğü üzere birçok araştırmada karşılaşılan "servet etkisi", bir bireyin servetindeki bir artışın, harcamalarında bir artışa yol açtığı gerçeğini ifade eder. Bu kavram, borsa ve konut piyasası arasındaki ilişkiye karma sonuçları ile uygulanmaktadır (Bahmani-Oskooee & Ghodsi 2018).

### Metodoloji

#### Veri Seti

Çalışmada BİST100 ve Konut Fiyat Endekslerinin 2010 Ocak -2019 Haziran dönemi içindeki aylık verileri kullanılmıştır. BİST100 endeks verileri Borsa İstanbul ([www.borsaistanbul.com](http://www.borsaistanbul.com)), et: 30/08/2020) ve Investing ([www.investing.com](http://www.investing.com), et:30/08/2020), Konut Fiyat Endeks verileri ise TCMB reel sektör istatistiklerinden alınmıştır. Veriler Stata ve Eviews 10'da analiz edilmiştir.

#### Yöntem ve Analiz Sonuçları

##### ADF birim kök testi

Zaman serilerinde durağanlığın belirlenebilmesi için geliştirilen birçok birim kök testi bulunmaktadır. Bir serinin durağan olması demek, ortalamasının, varyansının ve kovaryansının zaman içerisinde değişmemesi demektir. Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen bu prosedürde bir değişkenin birim kök içerip içermediği veya eşdeğerde bir değişkenin rassal bir yürüyüş takip edip etmediği test edilir. Serilerdeki hata terimleri otokorelasyon içeriyorsa bu sorun serinin gecikmeli değerleri kullanılarak ortadan kaldırılmaktadır. ADF testinde bağımlı değişkenin gecikmeli değeri uygulanan modele bağımsız değişken olarak eklenmektedir. Enders (1995)'e göre ADF birim kök testi durağanlık testleri arasında en çok kabul gören testlerden biridir. Serinin  $H_0$  hipotezi serinin birim kök içerdiğini ifade ederken  $H_1$  hipotezi serinin durağan olduğunu yani birim kök içermediğini ifade etmektedir.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_{2t} + \delta Y_{(t-1)} + \alpha_t + u_t \quad \text{Sabit terim ve trend katsayılı (1)}$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{(t-1)} + \alpha_t + u_t \quad \text{Sabit Terimli (2)}$$

Tablo 1'de ADF birim kök testi ile serilerin durağanlığı gösterilmektedir. Tabloya göre seriler 1. Farklarında durağanlaşmaktadır. Dolayısıyla serilerin birim kök içerdiğini ifade eden  $H_0$  hipotezi reddedilmektedir.

Tablo 1.  
ADF Birim Kök Testi

Değişken		ADF (Seviyede)		ADF (1. Fark)	
		Sabit Terim	Sabit Terim & Trend	Sabit Terim	Sabit Terim & Trend
BİST100	t-istatistik	-1,0244	-0,3264	-5,3644	-5,4535
	Olasılık	0,7420	0,9890	*0,0000	*0,0001
KFE	t-istatistik	-0,6168	-0,9124	-5,3864	-5,3920
	Olasılık	0,8614	0,9502	*0,0000	*0,0001

\*: %0,05 Anlamlılık Düzeyi

Tablo 2.  
Gecikme Uzunluğu Tespiti

Gecikme Sayısı	AIC	SIC	HQIC
0	-4.614764	-4.565094	-4.594625
1	-13.89821	-13.74920	-13.837779
2	-14.28729	-14.03894	-14.18659
3	-14.23707	-13.88938	-14.09609
4	-14.23390	-13.78688	-14.05265
5	-14.19056	-13.64420	-13.96903
6	-14.17101	-13.52531	-13.90920

Tablo 3.  
Johansen Eşbütünlüme Testi

Vektör Sayısı	İz İstatistiği		Max. Özdeğer İstatistiği	
	İz İstatistik	Kritik Değer (0,05)	Max İstatistik	Kritik Değer (0,05)
r=0	10.33635	15.49471	10.07645	14.26460
r≤1	0.259894	3.841465	0.259894	3.841465

### Johansen Eşbütünlüme Testi

Durağan olmayan serilerin trend içermeyen seviyelerde doğrusal kombinasyonlarının uzun vadede durağan hale gelmesi durumunda seriler arasında eşbütünlüme ortaya çıkmaktadır. Özdeğer ve öz vektörlere dayanarak hesaplanan bir yöntemdir. Engle ve Granger (1987) tarafından ilk olarak tek denklemler eşbütünlüme analizi gerçekleştirilmiştir. Daha sonra Johansen (1988) ve Johansen- Juselius (1990) eşanlı denklem sistemi ile ölçülebilen bir prosedür geliştirmişlerdir. VAR (Vektör Otoregresif) model temelli olan bu testte modele dahil edilen tüm değişkenler içsel kabul edilir. Analiz edilecek değişkenler 1. Farklarında durağan olmalıdır. Seriler arasında eşbütünlüme var ise uzun dönemli bir denge ilişkisinden söz edilmektedir. Eşbütünlüme vektörlerinin sayısını bulmak için, iz istatistiği (Trace) ve maksimum özdeğer istatistiği (Max Eigen) olarak tanımlanan iki olasılık oranı kullanılır. Bu test diğer eşbütünlüme testlerinden farklı olarak serilerin gelecek dönem tahminlerini yapabilmek için kullanılabilir.

$$\gamma_{Trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \gamma_i) \quad (3)$$

$$\gamma_{Max}(r, r + 1) = -T \cdot \ln(1 - \gamma_{r+1}) \quad (4)$$

Yukarıdaki fonksiyonlardaki kök değerini T, gözlem sayısını ifade etmektedir. Test uygulamasına geçmeden önce uygun gecikme uzunluğunun tespit edilmesi gerekmektedir. Tablo 2'de görüldüğü gibi AIC, HQIC ve SBIC bilgi kriterlerine göre uygun gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir.

Tablo 3'de görülen Johansen Eşbütünlüme testi iz istatistik ve maksimum özdeğer istatistik sonuçlarına göre; istatistik değerleri kritik değerlerden küçük olduğundan BİST100 ve KFE uzun dönemde birlikte hareket etmemektedir. Dolayısıyla  $H_1$  hipotezi reddedilirken,  $H_0$  kabul edilmektedir.

### Markov Rejim Değişikliği Modeli

Zaman serisi analizlerinde son zamanlarda rejim değiştirme modelleri çok yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu modellerin çoğunda birisi devlet tarafından belirlenen iki rejim ilişki kullanılmaktadır. Bu iki rejimin durum süreçleri Markov Zinciri olarak modellenmektedir. Markov rejim değişimine sahip bu otoregresif model ilk olarak Hamilton (1989) tarafından geliştirildi. Daha sonra Kim (1994) tarafından eklemeler yapılarak uygulanabilir bir model elde edilmiştir.

Markov Rejim Değişikliği yöntemi birçok alanda kullanılmış ve birçok bağlamda faydalı olduğu kanıtlanmış olsa da bazı dezavantajları da barındırmaktadır. Örneğin Diebold ve ark. (1994) ve Kim ve ark. (2008) Markov zincirinde rejimleri belirleyen modelin diğer bölümlerle bağımsız olmasını gerçekçi bulmadıklarını ifade etmektedirler. Bu duruma ek olarak mevcut Markov modellerinin çoğunda rejim durumunu belirleyen markov zincirinin durağan olmasıyla birlikte rejim geçişi durumunda bu durağanlığı koruyamayacağı varsayılmaktadır. Rejim geçişi kalıcı ise bu durum kısıtlayıcı bir faktör olabilmektedir (Chang ve ark., 2017).

Markov modelinde rejim, gözlemlenemeyen  $s_t$  değişkeni tarafından,  $t$  zamanında belirlenmekteyken sistemin hangi rejimde olduğu kesin olarak bilinmemektedir. Bu durum rejim geçişlerinin dışsal olmasından kaynaklanabilir (Enders, 2014). Bir işlemin  $t$  tarihinde gerçekleştiği 'durum' veya 'rejim', gözlemlenmemiş bir rastgele değişken olan  $s_t$  tarafından indekslenmektedir. Rejim 1,  $s_t = 1$ , rejim 2  $s_t = 2$  şeklinde ifade edilirse AR (1) (birinci dereceden otoregresif) süreci ;

$$X_t = \begin{cases} c_1 + \sum_{i=1}^p \theta_{1,i} X_{t-i} + \varepsilon_{1t} & \text{eğer } s_t=1 \\ c_2 + \sum_{i=1}^p \theta_{2,i} X_{t-i} + \varepsilon_{2t} & \text{eğer } s_t=2 \end{cases} \quad (7)$$

şeklinde yazılabilir. Denklem genel gösterimi:

$$X_t = \theta_{0,s_t} + \theta_{1,s_t} X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (8)$$

$S_t$ 'nin (1,2) geçiş olasılıkları olan birinci dereceden Markov zinciri denklemi ise;

$$P(s_t = 2 | s_{t-1} = 1) = \omega_1, P(s_t = 1 | s_{t-1} = 2) = \omega_2 \quad (9)$$

Denklemden, modelin  $i$  durumunda uzun kalma eğiliminde olduğu anlamına gelmektedir (Tsay,2002). İki rejimli Markov Rejim Değişikliği geçiş olasılıkları matrisi ise:

$$Prob = \begin{pmatrix} P_{11} & P_{12} \\ P_{21} & P_{22} \end{pmatrix} \quad (10)$$

$P_{11} = [s_t = 1 | s_{t-1} = 1] = p$ ; 1. rejimden 1. rejime geçiş olasılığı

$P_{12} = [s_t = 2 | s_{t-1} = 1] = 1 - p$ ; 1. rejimden 2. rejime geçiş olasılığı

$P_{21} = [s_t = 1 | s_{t-1} = 2] = q$ ; 2. rejimden 1. rejime geçiş olasılığı

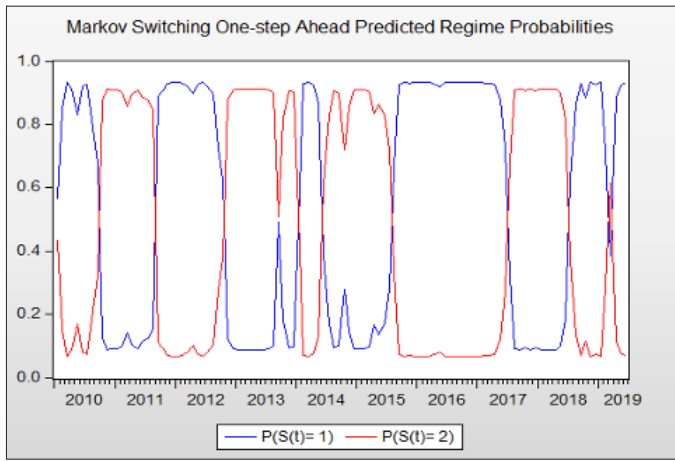
$P_{22} = [s_t = 2 | s_{t-1} = 2] = 1 - q$ ; 2. rejimden 2. rejime geçiş olasılığı

(Hamilton,1989).

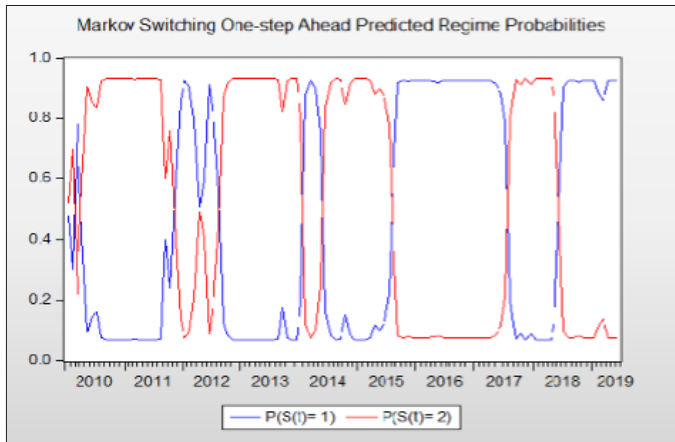
Bu çalışmada BİST100 ve Konut Fiyat Endeksi (KFE) serileri için iki rejimli model kullanılmıştır.  $P_{11}$  aynı rejimde kalma durumunu,  $P_{21}$  ise yeni rejimden eski rejime dönme durumunu ifade etmektedir. Logaritmik olabilirlik yöntemiyle kurulan modelin sonuçları Tablo 4'te gösterilmektedir.

Tablo 4.  
Markov Rejim Değişikliği (Dinamik Regresyon)

Bağımlı Değişken	Değişkenler	Rejim 1		Rejim 2	
		Olasılık	T-İstatistik	Olasılık	T-İstatistik
BİST100	Sabit	0,0000	0,6572	0,0000	0,6567
KFE	Sabit	0,0000	1,2977	0,0000	1,2446
Geçiş Matrisi Parametreleri					
Bağımlı Değişken	Değişkenler	Geçiş Matrisi Parametreleri			
		t-İstatistik	Olasılık		
BİST100	P11-C	2,6328	0,0000		
	P21-C	-2,3393	0,0000		
KFE	P11-C	2,5563	0,0000		
	P21-C	2,6538	0,0000		
Sabit Rejim Olasılıkları					
		BİST100		KFE	
	Rejim 1	Rejim 2	Rejim 1	Rejim 2	
Rejim 1	0,93	0,07	0,93	0,07	
Rejim 2	0,09	0,91	0,06	0,94	



Şekil 1.  
Markov Rejim Değişimi tek adım ileri tahmin olasılıkları (BİST100)



Şekil 2.  
Markov Rejim Değişimi tek adım ileri tahmin olasılıkları (KFE)

$$P = \begin{matrix} 0,93 & 0,07 \\ 0,09 & 0,91 \end{matrix} \quad \text{BİST100 için rejim olasılıkları}$$

$$P = \begin{matrix} 0,93 & 0,07 \\ 0,06 & 0,94 \end{matrix} \quad \text{KFE için rejim olasılıkları}$$

BİST100 için 1. rejimden 1. rejime geçiş olasılığı %93 iken 2. rejime geçiş olasılığı %7'dir. Yine 2. rejimden 1. rejime geçiş olasılığı

%9 iken 2. rejimden 2. rejimde kalma olasılığı %91 olarak hesaplanmıştır. Konut Fiyat Endeksi için ise 1. rejimden 1. rejime geçiş olasılığı %93 iken 2. rejime geçiş olasılığı %7'dir. 2. rejimden 1. rejime geçiş olasılığı %6 iken 2. rejimden 2. rejimde kalma olasılığı %94'dir. Bu durum her bir rejim döneminin bir sonraki aynı rejim döneminde kalma olasılığının oldukça yüksek kararlılık olduğunu, rejimler arası geçişin oldukça düşük bir olasılık olduğunu göstermektedir. Her iki rejim için olasılık değerleri %1 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Öngörülen rejim olasılıklarının grafiksel görünümü Şekil 1 ve 2'de gösterilmektedir. Şekil 1, bağımlı değişken BİST100 olduğunda ortaya çıkan sonuçları göstermektedir. Şekil 2' de ise bağımlı değişken KFE olduğunda öngörülen rejim olasılıklarını göstermektedir. Her iki grafikte de değişkenlerin sapmalar karşısında en fazla 2 yıl içerisinde eski dengesine ulaşabileceği görülmektedir.

## Sonuç ve Öneriler

Bu çalışmada Türkiye ekonomisinde önemli bir yeri olan Konut Fiyat Endeksi ile BİST100 hisse senetleri piyasası Markov Rejim Değişim modeli ile değerlendirilmiştir. 2008 yılında yaşanan küresel krizi sonrasında dar boğaza giren konut piyasası ve borsa 2010 yılı itibarıyla toparlanmaya ve her ay istikrarlı olarak yükselmeye başlamıştır. Çalışmada 2010 Ocak ayı ile 2019 Haziran ayı arasındaki Konut Fiyat Endeksi verileri ile BİST100 hisse senetleri endeksi verileri kullanılmıştır. Veriler arasında öncelikli olarak eşbütünleşme olup olmadığını göstermek amacıyla Johansen eşbütünleşme testi uygulanmıştır. Değişkenler arasında eşbütünleşme olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Dolayısıyla seriler uzun dönemde birlikte hareket etmemektedir. Daha sonra uygulanan Markov Rejim Değişikliği modelinde ise rejimler arası geçiş olasılığının oldukça düşük olduğu, aynı rejimde kalma olasılığının ise oldukça yüksek olduğu görülmüştür. Bunun anlamı daralma dönemindeyken genişleme dönemine geçiş olasılığı düşük iken daralma döneminden yine daralma dönemine geçiş olasılığının yüksek olması demektir. Dolayısıyla serilerin bir rejim döneminde kalma kararlılığı oldukça yüksek sonuç vermiştir.

Bu sonuçlar uzun dönemde birlikte hareket etmeyen serilerin ani yapısal değişimler yaşanmadığı sürece aynı rejimde istikrarlı olarak kalma olasılığının bir kanıtı olabilir. Ekonomiye yön veren finansal piyasaların öncüsü olan şirketlerin ve onların hisselerinin istikrarlı olması önemlidir. Aynı şekilde konut piyasası da ülke nüfusunun refah seviyesini göstermesi açısından önemli bir unsurdur. Bu anlamda alınacak politik kararlar her iki değişken için önem arz etmektedir. Her iki değişken uzun dönemde birlikte hareket etmemesine rağmen ani şok ve değişimlerden hızlı bir şekilde etkilenirken eski denge durumuna en fazla iki yıl içerisinde dönmesi önemli bir avantajdır.

**Hakem Değerlendirmesi:** Dış bağımsız.

**Yazar Katkıları:** Fikir – B.Ç., A.A.; Tasarım – B.Ç., A.A.; Denetleme – B.Ç., A.A.; Kaynaklar – B.Ç., A.A.; Veri Toplanması ve/veya İşlemesi – B.Ç., A.A.; Analiz ve/veya Yorum – B.Ç., A.A.; Literatür Taraması – B.Ç., A.A.; Yazılı Yazan – B.Ç., A.A.; Eleştirel İnceleme – B.Ç., A.A.

**Çıkar Çatışması:** Yazarlar çıkar çatışması bildirmemişlerdir.

**Finansal Destek:** Yazarlar bu çalışma için finansal destek almadıklarını beyan etmişlerdir.



**Peer-review:** Externally peer-reviewed.

**Author Contributions:** Concept – B.Ç., A.A.; Design – B.Ç., A.A.; Supervision – B.Ç., A.A.; Resources – B.Ç., A.A.; Data Collection and/or Processing – B.Ç., A.A.; Analysis and/or Interpretation – B.Ç., A.A.; Literature Search – B.Ç., A.A.; Writing Manuscript – B.Ç., A.A.; Critical Review – B.Ç., A.A.

**Conflict of Interest:** The authors have no conflicts of interest to declare.

**Financial Disclosure:** The authors declared that this study has received no financial support.

## Kaynaklar

- Ali, G., & Zaman, K. (2017). Do house prices influence stock prices? Empirical investigation from the panel of selected European Union countries. *Economic Research-Ekonomska Istrazivanja*, Vol: 30/1, 1840-1849.
- Apergis, N., & Lamprinidis, L. (2011). More Evidence on the Relationship between the Stock and the Real Estate Market. *Briefing Notes in Economics*, Vol. 85.
- Batayneh, K. I., & Almalki, A. M. (2015). The Relationship between House Prices and Stock Prices in Saudi Arabia: An Empirical Analysis. *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 7/2.
- Case, K. E., Quigley, J. M., & Shiller, R. J. (2005). Comparing Wealth Effects: The Stock Market versus the Housing Market. *Advances in Macroeconomics*, Vol. 5/1.
- Chang, Y., Choi, Y., & Y.Park, J. (2017). A new approach to model regime switching. *Journal of Econometrics*, Vol.196/1; 127-143.
- Chen, N.-K. (2001). Asset Price Fluctuations in Taiwan: Evidence from Stock and Real Estate Prices 1973 to 1992. *Journal of Asian Economics*, Vol. 12; 215-235.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, Vol.74/366; 427-431.
- Diebold, F. X., Lee, J.-H., & Weinbach, G. C. (1994). Regime switching with time-varying transition probabilities. C. H. (Ed.) içinde, *Nonstationary Time Series Analysis and Cointegration* (s. 283-302). Oxford: Oxford University Press.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*. New York: John Wiley & Sons Inc.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, 251-277.
- Fang, H., Lee, Y.-H., & Chang, W. S. (2017). Nonlinear Short-Run Adjustments between House and Stock Prices in Emerging Asian Regions. *Panoeconomicus*, Vol. 65(1), 37-63.
- Gülpınar, V., & Kır, K. C. (2016). BİST100 Endeksine Dahil Olan Şirketlerin Yönetim Kurulu Yapıları. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, Cilt:18/1, 135-148.
- Hamilton, J. D. (1989). A New Approach to The Economic Analysis of Nonstationary Time Series and The Business Cycle. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol.57/2; , 357-384.
- Hong, Y., & Li, Y. (2019). House price and the stock market prices dynamics: evidence from China using a wavelet approach. *Applied Economics Letters*, Vol. 27/12, 1-6.
- Ibrahim, M. H. (2009). House price-stock price relations in Thailand: an empirical analysis. *International Journal of Housing Markets and Analysis*, Vol. 3/1.
- Johansen, S. (1989). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economics Dynamic and Control*, Vol. 12/2-3, 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference On Cointegration-With Application to The Demand For Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp.169-210., Vol.52, 169-210.
- Kim, C.-J. (1994). Dynamic linear models with Markov-switching. *Journal of Econometrics*, Vol.60/1-2, 1-22.
- Kim, C.-J., Piger, J., & Startz, R. (2008). Estimation of Markov regime-switching regression models with endogeneous switching. *Journal of Econometrics*, Vol. 143/2, 263-273.
- Kiohos, A. I., Babalos, V., & Koulakiotis, A. (2017). Wealth effect revisited: Novel evidence on long term co-memories between real estate and stock markets. *Finance Research Letters*, Vol.20,217-222.
- Liu, Y.-S., & Su, C. W. (2010). The relationship between the real estate and stock markets of China: evidence from a nonlinear model. *Applied Financial Economics*, Vol.20/22, 1741-1749.
- Love, J., & Chandra, R. (2005). Testing Export-led Growth in South Asia. *Journal of Economic Studies*, Vol.32, 132-145.
- Oskooee, M. B., & Ghodsi, S. H. (2018). Asymmetric causality between the U.S. housing market and its stock market: Evidence from state level data. *The Journal of Economic Asymmetry*, Vol. 18, e00095.
- Öztürk, N., & Fitöz, E. (2009). Türkiye'de Konut Piyasasının Belirleyicileri; Ampirik Bir Uygulama. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, Vol.5/10, 21-46.
- Pao, H.-T., & Tsai, C.-M. (2011). Multivariate Granger causality between CO2 emissions, energy consumption, FDI (foreign direct investment) and GDP (gross domestic product): Evidence from a panel of BRIC (Brazil, Russian Federation, India, and China) countries. *Energy*, Vol.36, 685-693.
- Tsay, R. S. (2002). *Analysis of financial time series*. Newyork: Wiley-Interscience Publication, P:135-136.
- Yikun, H., & Janet, D. G. (2009). House prices and the collapse of the stock market in mainland China: An empirical study on house price index. *Pacific Rim Real Estate Society 15th Annual Conference* (s. 1-21). PRRES, UWS and UTS.
- Yüksel, A. (2016). The relationship between stock and real estate prices in Turkey: Evidence around the global financial crisis. *Central Bank Review*, Vol.16/1, 33-40.

## EXTENDED SUMMARY

### Research Problem

Housing market and stock market are important as economic indicators. In this study, the relationship between the Housing Price Index and the BIST100 index was examined. The aim was to define the extent to which both variables affect each other. We also wanted to define the price behavior after the crisis and shocks.

### Research Questions

How do the Housing Market index and BIST 100 index react to any regime change? Are the indices long- and short-term integrated? Also, is there a causal relationship between these indices?

### Literature Review

The aim of the literature review is to reach the studies in which both indices are considered together. Thus, the obtained results will be compared with the researched studies. The result we see is as follows: Each study gives different results because it uses different tests.

### Methodology

In this study, 2010/January-2019/June data of BIST100 and HPI indices were used. ADF Unit Root test was first applied to the data. Then Johansen Cointegration test was performed to detect cointegration. After the analyses were ended with the Markov Switching model.

### Results and Conclusions

Variables do not move together as a result of Johansen cointegration test. As a result of the Markov Switching model, the probability of data passing from the first regime to the second regime is quite low, and the probability of staying in the same regime is high. In other words, while the probability of going from the contraction period to the expansion period is low, the probability of staying in the contraction period is high. Therefore, the determination of the series to remain in the regime period yielded very high results. The results may be proof that series moving together in the long run do not experience extreme price volatility unless they experience sudden structural changes that are likely to remain stable in the same regime.