

Borsa Getiri Oranı ve Faiz Oranı Arasındaki İlişkinin Doğrusal Olmayan Yöntemlerle Analizi: Türkiye Örneği

Yusuf Ekrem Akbaş^a

Özet: Bu çalışmada, Türkiye’de 1986:01-2012:07 döneminde İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) getiri oranı ile faiz oranına ait serilerin doğrusal olup olmadığını ve durağanlık yapısı analiz edilmiştir. Bu serilerin analiz edilmesinde, Caner ve Hansen (2002) tarafından geliştirilen doğrusallık ve birim kök testleri kullanılmıştır. Bu testler sonucunda serilerin doğrusal dışı olduğu ve her iki serinin de 2 rejimli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca faiz oranına ait seride iki rejimin de birim köklü olduğu, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası getiri oranına ait serinin ise 1.rejimin durağan, ikinci rejimin birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Son olarak İstanbul Menkul Kıymetler Borsası getiri oranının bağımlı değişken, faiz oranının açıklayıcı değişken olduğu modelde, eşbütünleşme olup olmadığı Hansen-Seo (2002) testiyle analiz edilmiştir. Analiz sonucunda İstanbul Menkul Kıymetler Borsası getiri oranıyla faiz oranı arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir.

Anahtar Sözcükler: Borsa getiri oranı, Faiz oranı, Doğrusal dışılık, Doğrusal dışı birim kök testi, Doğrusal dışı eşbütünleşme testi, Türkiye

JEL Sınıflandırması: E44, E43, C22

The Analysis of Relationship between the Rate of Stock Return and Interest Rate with Nonlinear Methods: The Case of Turkey

Abstract: In this study, it was analyzed the structure of stationary of Istanbul Stock Exchange return rate and interest rate series and whether it's are linear in the period of 1986:01-2012:07. It was used linearity and unit root tests developed by Caner and Hansen (2002). As a result of these tests, it was concluded that the series are non-linear and both of series have two regimes. Besides, it was concluded that both of two regimes have unit root in the series of interest rate and first regime has stationary, second regime has also unit root in Istanbul Stock Exchange return rate series. Finally, the model in which Istanbul Stock Exchange is dependent variable, interest rate is explanatory variable was analyzed whether there is a co integration with Hansen-Seo (2002) test. As a result of analysis it was determined the co integration relationship between the interest rate and Istanbul Stock Exchange return rate.

Keywords: Stock return rate, Interest rate, Non-linearity, Non-linear unit root test, Non-linear cointegration test, Turkey

JEL Classification: E44, E43, C22

^a Assist. Prof., Adiyaman University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Economics, yeakbas@adiyaman.edu.tr

1. Giriş

1980'li yılların başından itibaren küreselleşme sürecinin hızlanması, finansal piyasaların hızla liberalizasyon sürecine girmesine neden olmuştur. Finansal piyasaların liberalleşmesiyle birlikte yatırım araçları artmaya başlamıştır. Küreselleşme olgusu sonucu finansal liberalizasyonun yaşanması, sermaye akımlarına tam hareketlilik kazandırmıştır. Sermaye akımlarının tam hareketli olması, herhangi bir ülkede faiz oranının dünyadaki diğer ülkelere göre artış göstermesi durumunda diğer ülkelerden bu ülkeye doğru sermaye akımlarının artmasına neden olmuştur. Sermaye akımlarındaki artış, yurtiçi faiz oranıyla dünya faiz oranları eşitleninceye kadar devam eder.

Sermaye hareketleri sınırsız olmasına rağmen faiz oranları her ülkede aynı değildir. Bunun en önemli sebeplerinden biri, ülkelerin ödemeler bilançosu dengesizlikleriyle mücadele etmek için uyguladıkları politikalarıdır. Bir ülkede cari açığın finansmanı önemli bir sorun haline gelebilir. Bu sorunu aşmanın en kolay yöntemlerinden biri ülkeye sermaye akımı çekmektir. Bu bağlamda sermaye akımları ve faiz oranı ilişkisi daha belirgin hale gelmektedir. Sermaye akımları, genel olarak iki şekilde gerçekleşir. Bunlardan ilki, doğrudan sermaye akımlarıdır. Doğrudan sermaye akımları yabancı bir ülkenin başka bir ülkede yapmış olduğu fabrika, özelleştirme kapsamında aldığı tesisler, vb. üretim kapasitesini arttıran yatırımlardır. Bu türden yatırımların borsa getiri oranıyla doğrudan ilişkisi olmadığı için çalışma konumuzun dışındadır. Sermaye akımlarının bir ülkeye yönelme şekillerinden diğeri, portföy yatırımları aracılığıyla gerçekleşmektedir. Portföy yatırımları şeklindeki yabancı sermaye akımları, iki nedenden dolayı bir ülkeye yönelir. Bu nedenlerden ilki faiz oranı, diğeri yatırım yapılacak ülkedeki karlılık oranıdır. Çalışma konusuyla doğrudan bağlantısı olmadığı için karlılık oranı ile İMKB getiri oranı arasındaki ilişki iktisadi açıdan açıklanmamıştır. Faiz oranı, ülke içerisine yabancı sermaye çekme yollarından biridir. Özellikle cari açık sorunu yaşayan ülkeler, artan döviz talebini karşılayabilmek için faiz oranını kullanabilir. Risk, siyasi ve ekonomik istikrar, diğer ülkelerin ekonomik yapısı, yabancı yatırımcının diğer ülkelerdeki yatırım pozisyonu vb. faktörler dikkate alınmadığında yurtiçi faiz oranlarındaki artış, ev sahibi ülkede banka tevdiatlarında ve döviz arzında artış yaşanmasına neden olabilir. Tevdiat artışı, ilgili banka ve finans kuruluşlarının kaynaklarını arttırır. Dolayısıyla bu kuruluşların yatırım ve plasman yapma imkanları artar. Yatırımcılar, borsada yatırım yapacakları zaman şirketlerin sermayesine ya da yatırımlarına bakarak kararlarını verir. Dolayısıyla sermayesi güçlü olan ve yatırım kapasitesi olan şirketlerin hisse senedi getirileri yüksek olur.

Borsa getiri oranı ile faiz oranı arasındaki ilişkiyi doğrusal olmayan zaman serisi yöntemleriyle analiz eden birçok yabancı çalışma olmasına rağmen bu konuda Türkiye ile ilgili olarak yapılan çalışmalarda literatür kısmında belirtildiği gibi daha çok doğrusal zaman serisi yöntemleri kullanılmıştır. Doğrusal serilere doğrusal olmayan yöntemlerin uygulanması veya doğrusal olmayan serilere doğrusal yöntemlerin uygulanması yanlış sonuçların elde edilmesine neden olabilir. Bu yüzden analiz yapmadan önce serilerin doğrusal olup olmadığına karar vermek gerekir. Doğrusallık, bir serinin aynı şekilde değişmesini ifade eder. Ancak bazı serilerde bu durum mümkün olmayabilir. İşlem maliyetlerinin birbirinden farklı olması, karar birimlerinin heterojen olması vb. faktörler nedeniyle bir seri hep aynı şekilde değişim göstermeyebilir. Bu faktörler, serilerin doğrusal dışı olmalarına neden olmaktadır. Yabancı çalışmalarda, çalışmaya konu olan değişkenlerin doğrusal olmayan zaman serisi yöntemleriyle analiz edilmesine rağmen Türkiye ile ilgili çalışmalarda daha çok doğrusal zaman serisi yöntemlerinin kullanılması, İMKB getiri oranı ile faiz oranına ait serilerin doğrusal olup olmadığını ve bu iki değişken arasında ne türlü bir ilişki olduğunu inceleme ihtiyacını

doğurmuştur. Çalışmanın amacı, İMKB getiri oranı ve faiz oranına ait serilerin doğrusal olup olmadığını ve İMKB getiri oranıyla faiz oranı arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını tespit etmektir. Borsa getiri oranının, borsada yatırım yapan yatırımcıların homojen olmaması ve faiz oranının birçok faktörden etkilenmesi nedeniyle İMKB getiri oranı ve faiz oranına ait serilerin doğrusallık analiz büyük önem taşımaktadır. Çalışma şu şekilde planlanmıştır: İkinci bölümde, literatür incelemesi bulunmaktadır. Üçüncü bölümde, çalışmada kullanılan değişkenler ve bu değişkenler ait veriler yer almaktadır. Dördüncü bölümde, çalışmada kullanılan yöntemlere yer verilmiştir. Beşinci bölümde, ampirik bulgular ve son olarak altıncı bölümde, sonuç yer almaktadır.

2. Literatür Taraması

Literatürde borsa getiri oranı ile faiz oranı için yapılmış birçok ampirik çalışma bulunmaktadır. Bu bölümde ilk olarak faiz oranına yönelik olarak yapılmış çalışmalara yer verilmiştir. Daha sonra borsa getirilerine yönelik yapılan çalışmalara ve son olarak borsa getirileri ile faiz oranını bir arada inceleyen çalışmalar incelenmiştir.

Yavuz vd. (2007) Türkiye’de faiz oranlarının doğrusallığını analiz etmek için uygulamış oldukları TAR modeli sonucunda faiz oranlarının doğrusal dışı olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Arghyrou vd. (2008) G7 ülkelerinde faiz oranının doğrusallığını analiz etmek için STAR modeli kullanmıştır. Bu model sonucunda faiz oranının doğrusal dışı olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Brüggemann ve Riedel (2011) İngiltere’de 1970:Q1-2006:Q2 döneminde faiz oranıyla ilgili model tahmininde bulunmak için doğrusal dışı zaman serisi modeli olan Lojistik Yumuşak Geçiş Regresyonu (LSTR) modelinin doğrusal zaman serisi modellerine göre daha iyi olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Venetis vd. (2005) 6 uluslararası piyasada borsa getirilerinin doğrusal dışı olduğunu tespit etmişlerdir. Kim vd. (2008) G7 ülkeleri için yapmış olduğu çalışmada doğrusal dışı olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Guidolin vd.(2009) G7 ülkelerinde borsa getirilerinin doğrusallığı için yapmış olduğu analizde Kim vd. (2008) ile aynı sonuca ulaşmıştır.

Henry (2009) Londra İnterbank piyasasında borsa getirisi ile faiz oranı arasındaki uzun dönemli ilişki olduğunu ve bu ilişkinin doğrusal dışı olduğu sonucuna ulaşmıştır. Chang (2009) ABD’de faiz oranı, hisse senedi fiyatları ve borç priminin borsa getirileri üzerindeki etkilerini Markov Switching modeliyle tahmin etmiştir. Bu model sonucunda bu üç değişkenin borsa getirisi üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşmıştır. Borsa getirisi ve faiz oranını bir arada inceleyen doğrusal olmayan yöntemlerin dışında doğrusal olan yöntemler de bulunmaktadır. Schwert (1989) uyguladığı doğrusal regresyon analizi sonucunda, faiz oranı ile birlikte bazı makroekonomik değişkenlerin borsa getirisi üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşmıştır. Flannery ve Protopapadakis (2002), Marquering ve Verbeek (2004), ve Avramov ve Chordia (2006) Schwert (1989) ile aynı sonuca ulaşmıştır. Zügül ve Şahin (2009) Türkiye’de İMKB getiri oranını etkileyen makroekonomik değişkenleri analiz etmek için doğrusal zaman serisi kullanarak yaptığı regresyon analizi sonucunda faiz oranı, M1 ve döviz kurunun İMKB getiri oranını negatif etkilediği, enflasyon oranının ise pozitif etkilediği sonucuna ulaşmıştır. Literatürde çalışma konusuyla ilgili Türkiye ile ilgili yapılmış olan ampirik çalışmalar da mevcuttur. Erdem vd. (2005) Türkiye’de İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nın çeşitli hisse senedi fiyat endeksleri ile döviz kuru, faiz oranı, enflasyon oranı, sanayi üretimi ve M1 para arzı gibi makro ekonomik değişkenler arasındaki oynaklık yayılmasını incelemiştir. Ocak 1991-Ocak 2004 dönemini kapsayan, aylık verilerin ve EGARCH Modelinin kullanıldığı çalışmanın sonuçları arasında faiz oranlarından hizmet endeksi dışındaki tüm hisse senedi fiyat

endekslerine ve döviz kurlarından İMKB 100 ve sanayi endeksine doğru tek yönlü güçlü bir oynaklık yayılması bulunduğu yer almaktadır. Mumcu (2005) Türkiye’de 1990:01-2004:12 yılları arasında İMKB 100 endeksi getiri oranı, hazine bonosu faiz oranı, M2 para arzı, döviz kuru, sanayi üretim endeksi, enflasyon ve altın fiyatları arasında ilişki olup olmadığını standart Granger nedensellik testiyle analiz etmiştir. Analiz sonucunda, hazine bonosu faiz oranı ve döviz kurundan İMKB 100 endeksi getiri oranına doğru nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Enflasyon ve M2 para arzı ile İMKB 100 endeksi arasında nedensellik ilişkisi tespit edememiştir. Ayvaz (2006), 1997:01-2004:12 dönemi için İMKB 100 endeksi getiri oranı ile USD/TL kuru arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığını Johansen eşbütünleşme testiyle analiz etmiştir. Bu test sonucunda, iki değişken arasında uzun dönemli ilişki olduğu sonucuna ulaşmıştır. Kasman (2006), 1986:01-2003:12 yılları arasında sanayi üretim endeksi, M1 para arzı, enflasyon oranı, USD/TL kuru ve petrol fiyatlarının İMKB 100 endeksi getiri oranı üzerinde etkili olup olmadığını analiz etmiştir. Çalışma sonunda, 5 değişkenin de İMKB 100 endeksi getiri oranı üzerinde etkili olduğu tespit etmiştir. Dizdarlar ve Derindere (2008), 2005:01-2007:12 döneminde 14 makroekonomik değişkenin İMKB 100 endeksi getiri oranı üzerinde etkili olup olmadığını analiz etmişlerdir. Çalışma sonunda, İMKB 100 endeksindeki değişimin % 55’inin döviz kuru tarafından açıklandığı sonucuna varmışlardır. Aslanoğlu (2008), 1999-2003 dönemi kapsayan çalışmasında İMKB 100 endeksi, emisyon hacmi, döviz kuru ve faiz oranı arasındaki ilişkiyi regresyon ve korelasyon analizi yöntemleri ile analiz etmiştir. Analiz sonucunda, 3 değişkenin de İMKB 100 endeksi üzerindeki etkisinin anlamlı olduğu sonucuna ulaşmıştır. Gençtürk (2009) 1994, 2000 ve 2001 yıllarında Türkiye’de yaşanan ekonomik krizleri de dikkate alarak 1992-2006 döneminde İMKB 100 endeksi üzerinde hazine bonosu faiz oranı, tüfe, M2 para arzı, döviz kuru, sanayi üretim endeksi ve altın fiyatlarının etkisini tespit edebilmek için çoklu regresyon yöntemi kullanmıştır. Çalışma sonucunda, ekonomik kriz zamanında TÜFE’nin anlamlı ve negatif işaretli olduğu, M2 para arzı’nın ise anlamlı ve pozitif işaretli olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ekonomik krizin olmadığı dönemlerde ise çalışmada kullanılan tüm değişkenlerin anlamlı olduğu, tüfe, altın fiyatları ve M2 para arzının pozitif işaretli, hazine bonosu faiz oranı ve döviz kurunun ise negatif işaretli olduğu sonucuna ulaşmıştır. İpekten ve Aksu (2009), 1999:01-2011:11 döneminde Dow Jones endeksi, döviz kuru, faiz oranı ve altın fiyatlarının İMKB 100 endeksi üzerinde kısa ve uzun dönemde etkili olup olmadığını analiz etmişlerdir. Analiz sonucunda, Dow Jones endeksinin hem kısa hem de uzun dönemde İMKB 100 endeksi üzerinde etkili olduğu, döviz kurunun ise sadece uzun dönemde İMKB 100 endeksi üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

3. Veri

Bu çalışmada, Türkiye’de 1986:01-2012:07 döneminde kapanış fiyatlarına göre İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) getiri oranı ve 1 aylık ağırlıklandırılmış mevduat faiz oranına ait seriler incelenmiştir. Bu serilere ait veriler orjinal değerleriyle analiz edilmiştir. Ayrıca, veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB) elektronik veri tabanından tedarik edilmiştir.

Çalışmada kullanılan değişkenlere ait açıklama aşağıdaki gibidir:

İMKB: Kapanış fiyatlarına göre aylık İMKB100 endeksi getiri oranı

FAİZ: 1 aylık ağırlıklandırılmış mevduat faiz oranı

4. Metodoloji

Çalışmada, İMKB getiri oranı ile faiz oranına ait serilerin analizi için Eşik Otoregresif Modeli (Threshold Autoregressive Model-TAR) kullanılmıştır. TAR modeli altında Caner ve Hansen (2001) tarafından geliştirilen birim kök testiyle Hansen ve Seo (2002) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testi kullanılmıştır.

4.1. Eşik Otoregresif Modeli (Threshold Autoregressive Model –TAR)

Rejim değişim modelleri rejimin zaman içinde değişim şekline göre ikiye ayrılmaktadırlar. İlk olarak rejim değişim modelinde rejimler (regime, state) gözlemlenebilen bir değişkene bağlı olarak değişmektedir. Eşik otoregresif (Threshold Autoregressive, TAR) ve Yumuşak Geçiş Otoregresif (Smooth Transition Autogressive (STAR) modelleri bu alanda değerlendirilmektedir. TAR modellerini teorik olarak ilk önce Tong (1978, 1983, 1990), Tong ve Lim (1980), uygulamaya dönük olarak ise Tsay (1989), Chan (1993), Hansen (1996, 1997) ele almıştır.

TAR modelleri, doğrusal otoregresif modellerin, doğrusal olmayan uzantılarıdır. TAR modeli en az iki otoregresif modelin yer aldığı bir sistem olarak düşünülebilir. Bu sistemde yer alan otoregresif modeller gölge değişken aracılığıyla birleştirilir (Yılancı, 2008:95).

TAR modellerinde yer alan doğrusal otoregresif modellerin her biri ayrı bir rejimi göstermektedir. Bu ayrı rejimlerde incelenen seri farklı dinamikler izlemektedir. TAR modellerinde, 2 rejim kullanılmaktadır (Koçyiğit, 2011:49-51). Birinci rejimden ikinci rejime geçiş ise eşik değerle belirlenir. Eşik değer genellikle incelediğimiz geçmiş değerlerinden biridir (Yılancı, 2008:95-96). 2 rejimli bir TAR modeli şu şekilde gösterilebilir:

$$y_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}I(q_{t-1} \leq \gamma) + e_t \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1}y_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}I(q_{t-1} > \gamma) + e_t \end{cases} \quad (1)$$

(1) nolu denklemde $I(\cdot)$ fonksiyonu gösterge fonksiyonu ve $q_{t-1} = q(y_{t-1}, \dots, y_{t-p})$ verinin fonksiyonel yapısıdır. (1) nolu denklemde AR derecesi $p \geq 1$ ve γ , eşik parametresidir. $\phi_{1,j}$, $q_{t-1} \leq \gamma$ olması halinde otoregresif eğim parametresi, $\phi_{2,j}$, $q_{t-1} > \gamma$ olması halinde eğim parametreleridir. e_t hata terimi, y_t değişkeninin geçmiş değerlerine dayanan Martingale fark dizisidir. Hata terimi e_t 'nin koşullu değişen varyansa sahip olması beklenirken, teori açısından $e_t \text{ iid}(0, \sigma^2)$ olduğu kabul edilmektedir. (1) nolu denklem aşağıdaki biçimde de

yazılabilmektedir. $x_t = (1y_{t-1} \dots y_{t-p})'$, ve $x_t = (x_t' I(q_{t-1} \leq \gamma) \quad x_t' I(q_{t-1} > \gamma))'$ olsun.

Bu durumda (1) nolu denklem,

$$y_t = x_t' \phi_1 I(q_{t-1} \leq \gamma) + x_t' \phi_2 I(q_{t-1} > \gamma) + e_t \quad (2)$$

biçiminde yazılabilmektedir. Bu fonksiyon, $\theta = (\phi_1' \phi_2')$ olduğu kabul edilirse,

$$y_t = x_t(\gamma)' \theta + e_t \quad (3)$$

şeklini alacaktır. (3) nolu denklem parametrelerde doğrusal olmasa da denklem doğrusal bir regresyon denklemidir ve en uygun tahmin yöntemi de EKK'dir. Hata terimleri için $e_t \text{ iid}(0, \sigma^2)$ varsayımı geçerlidir.

Veri bir γ değerinde θ parametresinin EKK tahmini,

$\hat{\theta}(\gamma) = \left(\sum_{t=1}^n x_t(\gamma)x_t(\gamma)' \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n x_t(\gamma)y_t \right)$ ile yapılır. Hatalar, $\hat{e}_t(\gamma) = y_t - x_t(\gamma)'\hat{\theta}(\gamma)$ ve hata terimleri varyansı,

$$\sigma_n^2(\gamma) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{e}_t(\gamma)^2 \quad (4)$$

şeklinde olmaktadır. Eşik parametresi γ 'nın EKK tahmini (4) nolu denklemi minimize etmektedir. $\Gamma = [\underline{\gamma}, \bar{\gamma}]$ olduğu durumda (4) nolu denklem,

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Gamma} \sigma_n^2(\gamma)$$

olarak ifade edilebilir. (4) nolu denklemde hata terimleri varyansı $\sigma_n^2(\gamma)$, γ parametresinin farklı değerlerine bağlı olarak,

$$\sigma_n^2(q_{t-1}), \quad t = 1, \dots, n$$

olmak üzere en fazla n tane farklı değer alabilmektedir.

4.2. Caner ve Hansen Birim Kök Testi

Caner ve Hansen (2001) tarafından literatüre kazandırılan eşik otoregresif modellerle rejimlerdeki durağanlık süreci incelenebilir. Bu testte kullanılan modeli şu şekilde göstermek mümkündür:

$$\Delta y_t = \theta'_1 x_{t-1} \mathbf{1}_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \theta'_2 x_{t-1} \mathbf{1}_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + e_t \quad (5)$$

Burada yer alan $x_{t-1} = (y_{t-1} r'_t, \Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})'$ şeklindedir. r_t sabit terim ve olası bir doğrusal zaman trendi içeren deterministik bileşenler vektörüdür. y_t trend içeriyorsa $r_t = (1 \quad t)'$, y_t trend içermiyorsa $r_t = 1$ olacaktır. Ayrıca eşitlik (5)'de e_t kalıntıları göstermekte olup, $\mathbf{1}_{(\cdot)}$ heaviside fonksiyonudur ve aşağıdaki değerleri alır:

$$\mathbf{1}_{(\cdot)} = \begin{cases} Z_{t-1} < \lambda & \text{iken} & 1 \\ Z_{t-1} \geq \lambda & \text{iken} & 0 \end{cases}$$

Burada yer almakta olan λ değeri bilinmemekte olan eşik değerdir ve $\lambda \in \wedge = [\lambda_1, \lambda_2]$ aralığındaki değerleri alabilir. Buradaki λ_1 ve λ_2 ; $P(Z_t \leq \lambda_1) = \pi_1 > 0$ ve $P(Z_t \leq \lambda_2) = \pi_2 < 1$ olacak şekilde seçilir. π_1 ve π_2 simetrik ve bu sayede $\pi_2 = 1 - \pi_1$ olmaktadır. $\pi_2 = 1 - \pi_1$, hiçbir rejimin toplam örneğin π_1 'ninden daha fazla eleman içermesine izin vermez. Andrews (1993) çalışmasında $\pi_1 = 0.15$ ve $\pi_2 = 0.85$ şeklinde olmasını önermiştir.

Z_{t-1} 'nin deęerinin tanımlanması analiz için gerekli olmamakla birlikte, gerekli olan Z_{t-1} 'nin duraęan olması gereklidir.

Parametre vektör bileşenlerini aşığıdaki gibi göstermek mümkündür:

$$\theta_1 = \begin{pmatrix} \rho_1 \\ \beta_1 \\ \alpha_1 \end{pmatrix}, \quad \theta_2 = \begin{pmatrix} \rho_2 \\ \beta_2 \\ \alpha_2 \end{pmatrix}$$

Burada, (ρ_1, ρ_2) , y_{t-1} 'nin eęim katsayılarını, (β_1, β_2) deterministik bileşenlerin (r_t) eęimini, (α_1, α_2) ise $(\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k})$ 'nin eęim katsayılarını göstermektedir.

Her eşik deęer için $\lambda \in \wedge$ koşuluyla 5 numaralı eşitlik EKK ile tahmin edilebilir:

$$\Delta y_t = \hat{\theta}_1(\lambda)' x_{t-1} 1_{(Z_{t-1} < \lambda)} + \hat{\theta}_2(\lambda)' x_{t-1} 1_{(Z_{t-1} \geq \lambda)} + e_t(\lambda) \quad (6)$$

Eşik deęerin tahmini kalıntı kareler toplamını minimize eden deęer aşığıdaki gibidir:

$$\hat{\lambda} = \arg \min_{\lambda \in \wedge} \hat{\sigma}^2$$

Burada, $\hat{\sigma}^2(\lambda) = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{e}_t(\lambda)^2$ şeklindedir. $(\hat{\theta}_1 = \hat{\theta}_1(\hat{\lambda})$ ve $(\hat{\theta}_2 = \hat{\theta}_2(\hat{\lambda})$ parametre tahminleri, eşik deęerin yerine konulmasıyla elde edilebilir.

(5) Numaralı eşitlikte iki önemli konu vardır. Bunlar, eşik etkisi ve duraęanlık özelliğidir. Öncelikle eşik etkisinin test edilmesi gerekmektedir. Sıfır hipotezi altında serinin doğrusal olduğunu ifade eden Caner ve Hansen testinde $(H_0 : \theta_1 = \theta_2)$ eşik model alternatifine göre aşığıdaki Wald istatistięi ile sınanır:

$$W_T = T \left((\hat{\sigma}_0^2 / \hat{\sigma}^2) - 1 \right) \quad (7)$$

$\hat{\sigma}^2$ tahmin edilmiş modelden elde edilen kalıntı varyansını, $\hat{\sigma}_0^2$ ise temel hipotez altında tahmin edilen doğrusal modelden elde edilen kalıntı varyansını ifade etmektedir.

y_t 'nin duraęanlıęı için üç farklı durum vardır. İlk durum, R_{2T} testiyle belirlenir. Bu testte her iki rejimin birim köklü olduęu durumu ifade eden $(H_0 : \rho_1 = \rho_2 = 0)$ temel hipotezi, her iki rejimin duraęan olduęunu ifade eden alternatif hipoteze $(H_1 : \rho_1 < 0, \rho_2 < 0)$ karşın sınanır. Temel hipotezi reddedilmesi halinde, y_t 'nin her iki rejimde de duraęan olduęunu gösterir. Rejimlerin her ikisinin de duraęan ya da birim köklü olmasının yanında birinci rejim duraęan, ikinci rejim ise birim köklü olabilir. Rejimlerin genelinde birim kök sınaması yapmaya imkan tanıyan R_{2T} testi aşığıdaki gibi hesaplanabilir.

$$R_{2T} = t_1^2 + t_2^2 \quad (8)$$

Burada yer alan t_1 ve t_2 , EKK yönteminden elde edilen $\hat{\rho}_1$ ve $\hat{\rho}_2$ 'nin t istatistikleridir (Caner ve Hansen, 2001:1568). y_t 'nin duraęanlıęı için dięer bir durum, rejimlerden birinin duraęan dięerinin ise birim köklü olmasıdır. Caner ve Hansen, R_{2T} testinin R_{1T} testine göre daha güçsüz olduęunu ifade etmişlerdir. Sonuç olarak R_{1T} önermişlerdir:

$$R_{1T} = t_1^2 1_{(\hat{\rho}_1 < 0)} + t_2^2 1_{(\hat{\rho}_2 < 0)} \quad (9)$$

Bu test ile her iki rejimin de birim kök içerdiğini ifade eden temel hipotez, rejimlerden birinin birim kök içerdiğini diğerinin ise durağan olduğunu ifade eden alternatif hipotezlere karşın sınanır. Caner ve Hansen uygun kritik değerlerin bulunması için bootstrap yönteminin kullanılmasını önermişlerdir. Bu birim kök testinde yer alan R_{1T} ve R_{2T} modellerinin farklı işlevleri vardır. R_{1T} modeli, rejimleri tek tek sınar. 1.rejimin birim köklü ya da durağan olduğuna, 2.rejimin yine durağan ya da birim köklü olduğuna bu modelle karar verilir. R_{2T} modeli ise serinin toplamda birim kök içerip içermediğini sınar. Ancak seride, 1.rejim birim kök içerirken 2.rejim durağan olabilir. Bunun aksi de geçerli olabilir. Bu yüzden R_{2T} modeli R_{1T} modeline göre daha zayıftır.

y_t 'nin durağanlığı için son durum ise, R_{1T} testinde temel hipotezin reddedilmesi durumunda hangi rejimin durağan ya da birim köklü olduğudur. Rejimlerden hangisinin durağan ya da birim köklü olduğuna $\hat{\rho}_1$ ve $\hat{\rho}_2$ 'nin t istatistik değerleri olan t_1 ve t_2 testleri ile Karar verilir. t_1 ve t_2 testlerinin olasılık değerleri R_{1T} testinde olduğu gibi bootstrap yöntemiyle elde edilir. t_1 ve t_2 testlerinde rejimin birim kök içerdiğini ifade eden temel hipotez, rejimin durağan olduğunu ifade eden alternatif hipoteze karşı sınanır.

R_{1T} ve R_{2T} modelleri için hipotez testleri özet olarak aşağıdaki gibidir:

R_{1T} modeli için hipotez testi:

H_0 : Her 2 rejim birim köklüdür
 H_1 : Rejimlerden biri birim köklükten diğeri durağandır.

R_{2T} modeli için hipotez testi

H_0 : Her 2 rejim birim köklüdür.
 H_1 : Her 2 rejim durağandır.

4.3. Hansen-Seo (HS) Eşbütünleşme Testi

Hansen ve Seo (2002) tarafından literatüre kazandırılmış olan bu yöntem, bilinmeyen koentegre vektörü de sınımaya imkan tanımaktadır. Hansen ve Seo (HS) testi, bir eşbütünleşme vektörüyle birlikte kurulan vektör hata düzeltme modelidir ve bu modelin hata düzeltme terimine dayanan bir eşik etkisi vardır. Ayrıca Hansen ve Seo, eşik etkisinin testi için bir LM testi geliştirmişlerdir. Hansen ve Seo I+1 mertebesinde doğrusal olmayan bir VECM gibi ele alınabilecek iki rejimli eşik eşbütünleşme modelini ele almışlardır:

$$\Delta y_t = \begin{cases} A' Y_{t-1}(B) + u_t & W_{t-1}(B) \leq \gamma \\ A' Y_{t-1}(B) + u & W_{t-1}(B) > \gamma \end{cases} \quad (10)$$

Burada yer alan $Y_{t-1}(B) = (1 \quad w_{t-1}(B) \quad \Delta y_{t-1} \quad \Delta y_{t-2} \dots \Delta y_{t-1})'$ şeklinde gösterilebilir. y_t (px1) boyutunda koentegre vektörle β eşbütünleşik p-boyutlu zaman serisidir. $w_t(B) = \beta' x_t$ I(0) hata düzeltme terimini, A_1 ve A_2 katsayı matrisleri ise her rejimdeki dinamikleri tanımlamaktadır. γ ise eşik değeri göstermektedir.

Burada yer alan modelden de görüleceği üzere, eşik model 2 rejim içerir. Doğrusal olmayan dinamikler, dengeden aşağı veya yukarı doğru sapmalara dayanır. A1 ve A2, her rejimdeki dinamikleri tanımlar. Bir rejimde, değişkenlerin dengeye gelmesine yönelik eğilim olmayabilirken (değişkenler koentegre değil) diğer rejimde bu eğilim olabilir (değişkenler koentegre).

Hansen ve Seo (2002) değişen varyansa karşın tutarlı iki tane LM test istatistiği önermiştir. Bu testlerle doğrusal eşbütünleşme ilişkisini ifade eden temel hipotez, doğrusal olmayan eşbütünleşme ilişkisini ifade eden alternatif hipoteze karşı sınanır. Diğer bir ifadeyle, temel hipotezin kabul edilmesi halinde bir eşik etkisi olmadığı ve eşbütünleşme ilişkisinin doğrusal olduğu kabul edilir. Temel hipotezin reddedilmesi durumunda ise eşik etkisi olduğunu ve eşbütünleşme ilişkisinin doğrusal olmadığı kabul edilir.

İlk test istatistiği, gerçek koentegre vektörünün önsel olarak bilinmesi halinde (1'e eşit) kullanılabilir ve aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$SupLM^0 = \underset{\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U}{Sup} LM(\beta_0, \gamma) \quad (11)$$

Burada β_0 değeri bilinen β değerinde sabit olan vektördür. γ ise eşik değeri ifade eder. Gerçek koentegre vektörünün bilinmemesi halindeyse:

$$SupLM^0 = \underset{\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U}{Sup} LM(\tilde{\beta}_0, \gamma) \quad (12)$$

Burada $\tilde{\beta}_0$ β_0 'nın tahmin değeridir. $[\gamma_L, \gamma_U]$, eşik değer arama kısmıdır. γ_L , \tilde{w}_{t-1} 'nin π_0 'ncü yüzdesi, γ_U ise $(1 - \pi_0)$ 'inci yüzdesidir. Kritik değerler bootstrap tekniğiyle elde edilir.

5. Ampirik Bulgular

Caner ve Hansen (2001) tarafından geliştirilen R_{1T} ve R_{2T} testleri, serilerde birim kök sınamasına ilave olarak serilerde eşik etkisinin ve doğrusal dışılığın olup olmadığını da analiz etmektedir.

Faiz oranı serisinde birim kök olup olmadığını analiz etmek için uygulanması gereken süreç ve bu süreçte ait sonuçlar, Tablo 1, 2, 3, 4'de gösterilmektedir.

Faiz serisi için, Caner ve Hansen (2001) tarafından geliştirilen R_{1T} ve R_{2T} birim kök testlerini yapabilmek için kalıntı kareleri toplamını (KKT) minimum eden değer olan gecikme parametresinin belirlenmesi gerekmektedir. Faiz serisinin birim kök içerip içermediğini R_{1T} ve R_{2T} birim kök testleriyle tespit edebilmek için gerekli olan değerler Tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1. Faiz Serisinde R_{1T} ve R_{2T} Testlerini Uygulayabilmek için Gerekli Değerler

Gecikme Parametresi	6.00
Eşik Değer	0.18
1.Rejimdeki Gözlemlerin Oranı (%) (faiz<0.18)	0.84
2.Rejimdeki Gözlemlerin Oranı (%) (faiz≥0.18)	0.16

Not: Bu değerler Gauss 10 programından elde edilmiştir.

Tablo 1'e göre KKT'yi minimize eden uzunluk 6'dır. Dolayısıyla, faiz oranı serisi için gecikme parametresi 6'dır. Gecikme parametresi 6 olduğu için R_{1T} ve R_{2T} birim kök testlerinde, t-istatistik değerini ve olasılık değerini değerlendirmek için altıncı gecikme uzunluğu kullanılır. Ayrıca çalışmada faiz oranı serisi, iki rejimden oluşmaktadır ve faiz serisinin eşik değeri 0.18'dir. Faiz serisine ait gözlemlerin %84'ü 1. rejimde (faiz < 0.18), %16'sı ise 2. rejimde (faiz \geq 0.18) gerçekleşmektedir.

Faiz serisinin birim kök içerip içermediğini R_{1T} ve R_{2T} birim kök testleriyle analiz etmeden önce eşik etkisinin (Threshold Effect) ve buna bağlı olarak doğrusal dışılığın olup olmadığı test edilmiştir. Faiz serisinde eşik etkisinin ve doğrusal dışılığın olup olmadığını değerlendirmek için yapılan Wald testi sonuçları Tablo 2'de gösterilmiştir.

Tablo 2. Eşik Etki için Wald Testi Sonuçları, Sabit Gecikme Parametresi

m	W_T	Bootstrap Kritik Değerleri			Bootstrap Olasılık Değeri
		%10	%5	%1	
1	55.0	45.6	63.1	109.2	0.0720
2	208.0	43.7	59.0	87.5	0.0010
3	126.0	40.9	57.9	106.3	0.0050
4	163.0	43.1	54.4	96.5	0.0020
5	152.2	40.1	50.8	82.0	0.0010
6	217.3	38.3	47.5	87.1	0.0010
7	133.1	39.4	50.4	77.5	0.0030
8	142.5	40.3	53.4	79.8	0.0010
9	105.6	38.2	48.9	84.0	0.0130

Not: Bootstrap olasılık değerleri 10.000 döngüyle Gauss 10 programı kullanılarak elde edilmiştir. m, gecikme uzunluğunu, W_T ise t-istatistik değerini ifade etmektedir.

Tablo 2'ye göre KKT'yi minimize eden altıncı gecikme uzunluğunda, olasılık değeri istatistiksel olarak anlamlıdır. Dolayısıyla, serinin doğrusal olduğunu ve eşik etkisinin olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilerek alternatif hipotez kabul edilir. Alternatif hipotezin kabul edilmesi faiz oranı serisinin doğrusal olmadığını ve eşik etkisinin olduğunu ifade etmektedir.

Faiz oranı serisinde eşik etkisinin olduğunu tespit ettikten sonra R_{1T} ve R_{2T} testleriyle faiz oranı serisinde birim kök olup olmadığı analiz edilebilir. İlk olarak, serideki her iki rejimde de birim kök olup olmadığını analiz eden R_{2T} testi sonuçları Tablo 3'de gösterilmiştir.

Tablo 3. Faiz Serisi için R_{2T} Testi Sonuçları

R_{2T}	m	W_T	Bootstrap Kritik Değerleri			Bootstrap Olasılık Değeri
			%10	%5	%1	
1	0.733	12.7	17.1	32.0	0.911	
2	4.380	12.9	18.5	30.8	0.479	
3	0.843	12.8	17.3	29.0	0.892	
4	1.930	13.3	17.8	28.8	0.777	
5	2.560	13.1	17.6	30.4	0.699	
6	1.690	13.5	18.4	30.3	0.806	
7	0.989	12.9	18.1	33.4	0.890	
8	0.169	13.0	18.2	33.6	0.980	
9	0.696	13.8	18.4	30.9	0.925	

Not: Bootstrap olasılık değerleri 10.000 döngüyle Gauss 10 programı kullanılarak elde edilmiştir. m, gecikme uzunluğunu, W_T ise t-istatistik değerini ifade etmektedir.

Tablo 3'e göre, bootstrap olasılık değeri istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu yüzden, seride birim kök olduğunu ifade eden sıfır hipotezi reddedilemez. R_{2T} testine göre faiz oranı serisinin birim köklü olduğu tespit edilmiştir. R_{2T} testi, serideki tüm rejimler için imkan tanır. Ancak, seriyi oluşturan rejimlerden birinde birim kök olabilirken diğerinde birim kök olmayabilir. Bu eksiklik, R_{1T} testi ile giderilir.

Tablo 4.Faiz Serisi için R_{1T} Testi Sonuçları

R_{1T}		Bootstrap Kritik Değerleri			Bootstrap Olasılık Değeri
m	W_T	%10	%5	%1	
1	0.733	12.5	17.0	32.0	0.872
2	1.190	12.4	18.3	30.8	0.825
3	0.535	12.3	17.2	29.0	0.888
4	0.492	13.2	17.7	28.8	0.897
5	0.308	12.8	17.5	30.4	0.913
6	0.322	13.3	18.1	30.3	0.926
7	0.225	12.7	18.0	32.8	0.934
8	0.169	12.8	18.0	33.6	0.949
9	0.006	13.5	18.2	30.6	0.965

Not: Bootstrap olasılık değerleri 10.000 döngüyle Gauss 10 programı kullanılarak elde edilmiştir. m, gecikme uzunluğunu, W_T ise t-istatistik değerini ifade etmektedir.

Tablo 4'e göre bootstrap olasılık değeri istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu yüzden R_{2T} testinde olduğu gibi R_{1T} testinde de serinin birim köklü olduğunu ifade eden sıfır hipotezi reddedilememekte ve faiz oranı serisinin birim köklü olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

R_{1T} testinde de R_{2T} testinde olduğu gibi faiz oranı serisinin birim kök içerdiği sonucuna ulaşıldığı için faiz oranı serisine ait iki rejim de birim köklüdür. Dolayısıyla, bu rejimler için ilave olarak t_1 ve t_2 testleri yapılmamıştır.

Faiz oranı serisinin birim kök içerdiği ve doğrusal olmadığı, serinin 1986:01-2012:07 dönemleri arasında nasıl bir seyir içerisinde olduğunu gösteren EK-1'deki grafiğin incelenmesiyle de anlaşılabilir. Doğrusal olan seriler dönem içerisinde aynı istikamette ve benzer şekilde değişir. Serideki değişim incelendiğinde, parabolük bir seyir içerisinde olmamalıdır. Ancak, seri parabol şeklinde bir değişim geçiriyorsa ve aynı istikamette ve benzer bir şekilde değişim göstermiyorsa, bu serinin doğrusal olmadığına kanaat getirilir. Nitekim, EK 1'deki faiz oranına ait grafikte serinin parabol şeklinde değişim gösterdiği, aynı istikamette değişmediği, benzer bir değişim süreci içerisinde olmadığı ve bu yüzden doğrusal olmadığı açık bir şekilde görülmektedir.

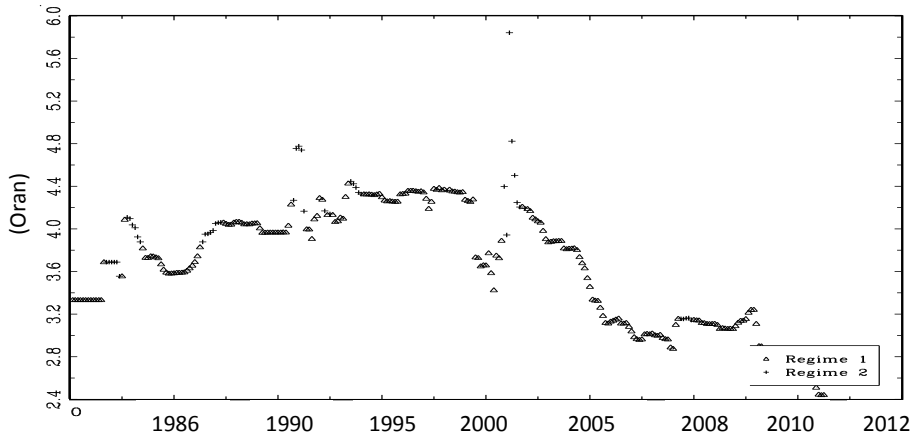
Son olarak faiz oranı serisine ait eşik modelin tahmini Tablo 5'de, eşik rejimin sınıflandırılması ise Şekil 1'de gösterilmiştir.

Faiz oranı serisinin geçmiş değerlerinin tahminini gösteren Tablo 5'e göre 1.rejimde istatistiksel olarak anlamlı olan faiz oranı serisinin geçmiş değerlerinin katsayı işareti pozitiftir. 2.rejimde ise istatistiksel olarak anlamlı olan faiz oranı serisinin geçmiş değerleri negatif işaretlidir.

Tablo 5. Faiz Serisine ait Eşik Modelin Tahmini

	Eşik Değer=1.80				W_T	Bootstrap Olasılık Değeri
	$Z_{t-1} < 1.80$		$Z_{t-1} \geq 1.80$			
	Katsayı	S.H	Katsayı	S.H		
Sabit	0.0256	0.0449	-0.1120	0.1680	0.6260	0.880
$faiz_{t-1}$	-0.0060	0.0123	0.0633	0.0461	2.1700	0.600
$\Delta faiz_{t-1}$	0.1490	0.0995	-0.7750	0.0852	49.800	0.000
$\Delta faiz_{t-2}$	0.0074	0.1030	0.0011	0.1020	0.0010	0.970
$\Delta faiz_{t-3}$	0.0695	0.1090	-0.1700	0.1130	2.3400	0.410
$\Delta faiz_{t-4}$	-0.0890	0.0944	-0.2540	0.1130	1.2400	0.510
$\Delta faiz_{t-5}$	-0.0180	0.0596	-0.4490	0.1290	9.2300	0.170
$\Delta faiz_{t-6}$	0.0621	0.0819	-0.9810	0.1110	57.100	0.000
$\Delta faiz_{t-7}$	0.0397	0.0501	-2.7700	0.2660	107.00	0.010
$\Delta faiz_{t-8}$	0.0171	0.0501	0.3080	0.1890	2.2100	0.410
$\Delta faiz_{t-9}$	0.0234	0.0493	1.0600	0.3240	10.000	0.130
$\Delta faiz_{t-10}$	0.0138	0.0483	-0.0651	0.2950	0.0690	0.860
$\Delta faiz_{t-11}$	0.0316	0.0498	-1.0700	0.1500	48.300	0.000
$\Delta faiz_{t-12}$	0.0345	0.0464	0.0073	0.1760	0.0220	0.920

Not: Bootstrap olasılık değerleri 10.000 döngüyle Gauss 10 programı kullanılarak elde edilmiştir. W_T , t -istatistik değerini ifade etmektedir.

Şekil 1. Eşik rejim tarafından faiz oranı serisinin sınıflandırılması

Şekil 1'de görüldüğü gibi faiz oranı serisine ait gözlemlerin büyük bölümü birinci rejimde gerçekleşmiştir.

Faiz oranı serisiyle ilgili yapılan testler İMKB serisi için de yapılmıştır. İMKB serisinin birim kök içerip içermediğini R_{1T} ve R_{2T} testleriyle analiz edebilmek için gerekli olan değerler Tablo 6'da yer almaktadır.

Tablo 6. İMKB Serisinde R_{1T} ve R_{2T} Testlerini Uygulayabilmek için Gerekli Değerler

Gecikme Parametresi	2.00
Eşik Değer	27.00
1.Rejimdeki Gözlemlerin Oranı (%) (İMKB<27.0)	0.94
2.Rejimdeki Gözlemlerin Oranı (%) (İMKB≥27.0)	0.06

Not: Bu değerler Gauss 10 programından elde edilmiştir.

Tablo 6'ya göre İMKB serisinde KKT'yi minimize eden gecikme uzunluğu 2 olarak gerçekleşmiştir. Dolayısıyla R_{1T} ve R_{2T} testlerinde 2. gecikme uzunluğuna ait t-istatistik ve olasılık değerleri dikkate alınmıştır. Ayrıca, İMKB serisinin 2 rejimden oluştuğu ve bu seriye ait gözlemlerin %94'ünün 1.rejimde, % 6'sının ise 2.rejimde gerçekleştiği anlaşılmaktadır.

İMKB serisi için R_{1T} ve R_{2T} testlerini yapmadan önce eşik etkisinin (Threshold Effect) olup olmadığı Wald testiyle analiz edilmiştir. Bu teste ilişkin sonuçlar Tablo 7'de gösterilmiştir.

Tablo 7. Eşik Etki için Wald Testi Sonuçları, Sabit Gecikme Parametresi

m	W_T	Bootstrap Kritik Değerleri			Bootstrap Olasılık Değeri
		%10	%5	%1	
1	43.6	35.0	36.4	40.9	0.000
2	51.7	34.6	40.1	46.1	0.010
3	26.2	33.8	36.9	42.8	0.660
4	42.1	32.5	36.2	46.4	0.090
5	43.1	35.1	37.3	40.7	0.070
6	27.9	33.0	36.8	42.6	0.590
7	42.6	34.0	37.7	44.4	0.110
8	38.3	34.7	38.0	41.4	0.170
9	35.0	38.1	41.5	49.5	0.240

Not: Bootstrap olasılık değerleri 10.000 döngüyle Gauss 10 programıyla elde edilmiştir.

Tablo 7'ye göre bootstrap olasılık değeri istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu yüzden seride eşik etkisinin olmadığını ve serinin doğrusal olduğunu ifade eden sıfır hipotezi reddedilir.

İMKB serisinde eşik etkisinin ve doğrusal dışılığın olduğunu tespit ettikten sonra İMKB serisi için R_{1T} ve R_{2T} birim kök testleri yapılmıştır.

Tablo 8. İMKB Serisi için R_{2T} Testi Sonuçları

m	W_T	Bootstrap Kritik Değerleri			Bootstrap Olasılık Değeri
		%10	%5	%1	
1	37.9	19.3	21.0	27.6	0.000
2	47.9	19.3	20.4	28.0	0.000
3	24.6	19.3	20.1	28.4	0.020
4	35.0	19.3	22.8	28.5	0.000
5	27.5	19.7	23.6	30.3	0.040
6	26.2	19.6	22.8	28.3	0.030
7	32.4	19.3	20.1	28.6	0.010
8	28.4	19.6	20.1	29.3	0.020
9	27.2	19.6	20.1	28.3	0.020

Not: Bootstrap olasılık değerleri 10.000 döngüyle Gauss 10 programı kullanılarak elde edilmiştir. m, gecikme uzunluğunu, W_T ise t-istatistik değerini ifade etmektedir.

Tablo 8'e göre olasılık değeri istatistiksel olarak anlamlıdır. Serideki her iki rejimde de birim kök olduğunu ifade eden sıfır hipotezi reddedilerek serideki rejimlerin durağan olduğunu ifade eden alternatif hipotez kabul edilir.

R_{2T} testi, serideki tüm rejimlere yönelik çıkarım yapar. Ancak rejimlerden biri birim köklü olabilirken diğeri durağan olabilir. R_{2T} testi, bu sorunu gideremez. testi ise bu sorunu gidererek hangi rejimin birim köklü olduğunu hangi rejimin durağan olduğunu açıklar. Dolayısıyla R_{1T} testi R_{2T} testinden daha güçlüdür.

Tablo 9. İMKB Serisi için R_{1T} Testi Sonuçları

R_{1T}		Bootstrap Kritik Değerleri			Bootstrap Olasılık Değeri
m	W_T	%10	%5	%1	
1	37.6	0.000	0.254	4.94	0.000
2	37.9	0.000	0.254	0.81	0.000
3	24.6	0.000	0.254	4.53	0.000
4	35.0	0.134	0.558	5.18	0.000
5	27.5	0.000	0.0284	0.670	0.000
6	26.2	0.125	0.295	4.93	0.000
7	32.4	0.000	0.254	2.07	0.000
8	28.4	0.154	0.342	2.05	0.000
9	27.2	0.000	0.203	2.90	0.000

Not: Bootstrap olasılık değerleri 10.000 döngüyle Gauss 10 programı kullanılarak elde edilmiştir. m, gecikme uzunluğunu, W_T ise t-istatistik değerini ifade etmektedir.

R_{1T} testi sonuçlarının gösterildiği Tablo 9'a göre olasılık değeri istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu yüzden serideki her iki rejimde de birim kök olduğunu ifade eden sıfır hipotezi reddedilerek serideki rejimlerden birinin birim köklü olduğunu diğerinin ise durağan olduğunu ifade eden alternatif hipotez kabul edilir. Rejimlerden hangisinin birim kök içerip hangisinin durağan olduğu t_1 ve t_2 testleriyle belirlenir. t_1 testi 1.rejimi, t_2 testi ise 2.rejimi analiz eder.

Tablo 10. İMKB Serisi için t_1 Testi Sonuçları

t_1		Bootstrap Kritik Değerleri			Bootstrap Olasılık Değeri
m	t-istatistiği	%10	%5	%1	
1	6.13	0.801	0.406	0.169	0.000
2	6.16	0.744	0.125	0.673	0.000
3	3.59	0.940	0.463	1.830	0.000
4	4.63	0.707	0.125	0.957	0.000
5	4.06	1.080	0.509	0.003	0.000
6	0.99	0.510	0.125	2.220	0.000
7	5.54	0.620	0.311	1.410	0.000
8	2.16	0.570	0.125	0.758	0.000
9	3.70	0.744	0.442	0.305	0.000

Not: Bootstrap olasılık değerleri 10.000 döngüyle Gauss 10 programı kullanılarak elde edilmiştir. m, gecikme uzunluğunu, W_T ise t-istatistik değerini ifade etmektedir.

1.rejimi analiz eden t_1 testi sonuçlarının gösterildiği Tablo 10'a göre İMKB serisi için olasılık değeri istatistiksel olarak anlamlıdır. Serinin birim köklü olduğunu ifade eden sıfır hipotezi reddedilir. Dolayısıyla İMKB serisi için 1.rejim durağandır. 2.rejim için birim kök testi sonuçları ise Tablo 11'de gösterilmektedir.

Tablo 11. İMKB Serisi için t_2 Testi Sonuçları

t_2		Bootstrap Kritik Değerleri			Bootstrap Olasılık Değeri
m	t-istatistiği	%10	%5	%1	
1	0.541	0.337	0.208	2.220	0.130
2	0.160	0.409	0.670	0.735	0.840
3	3.420	0.732	0.680	0.884	0.000
4	3.690	0.293	0.513	1.440	0.000
5	3.310	0.337	0.480	0.819	0.000
6	5.020	0.359	0.304	0.799	0.000
7	1.30	0.409	0.483	0.764	0.010
8	4.880	0.337	0.223	1.200	0.000
9	3.68	0.337	0.450	1.700	0.000

Not: Bootstrap olasılık değerleri 10.000 döngüyle Gauss 10 programı kullanılarak elde edilmiştir. m, gecikme uzunluğunu, W_T ise t-istatistik değerini ifade etmektedir.

Tablo 11'e göre 2.rejim için olasılık değeri istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu sonuçla İMKB serisinde 2.rejimin birim köklü olduğu sonucuna ulaşılır.

İMKB getiri oranı serisinin durağanlığı ve doğrusallığı hakkında EK-1'deki bu seriye ait grafiğin incelenmesiyle de yorum yapılabilir. Seriyeye ait grafikte, İMKB getiri oranının belirli bir düzeyde sürekli yükselip düştüğü görülmektedir. Dolayısıyla İMKB serisi, belirli bir ortalama ve beklenen bir varyans aralığında değişim göstermektedir. Bu sonuç serinin durağan olabileceğini gösterir. Buna ilave olarak, grafikte serinin doğrusal bir biçimde değişim göstermediği, parabolük bir seyre sahip olduğu görülmektedir. Bu sonuç da serinin doğrusal olmadığını ifade eder.

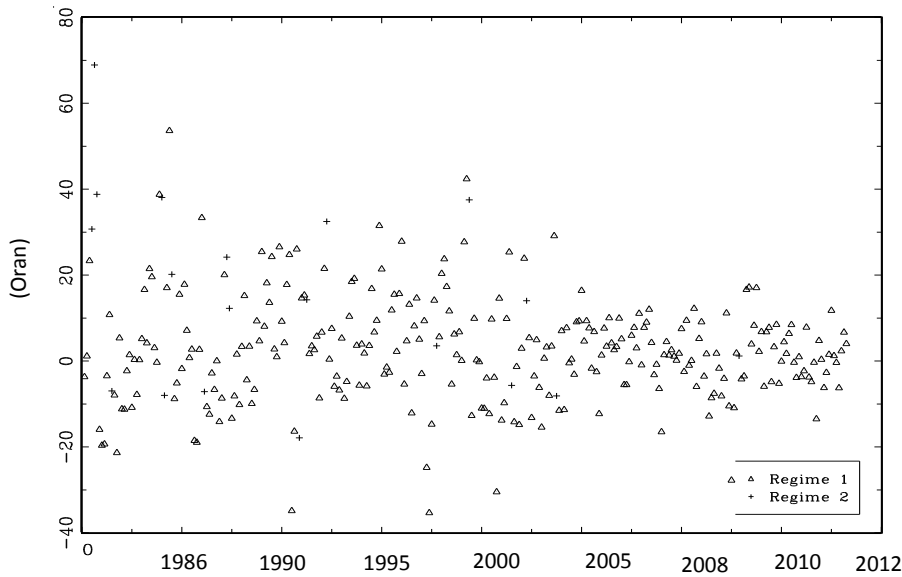
Birim kök testleriyle ilgili son olarak İMKB serisinin geçmiş değerlerine ait katsayıların tahmini Tablo 12'de ve İMKB serisinde gözlemlerin sınıflandırılması Şekil 2'de açıklanmıştır.

Tablo 12. İMKB Serisine ait Eşik Modelin Tahmini

	Eşik Değer= 27.0				W_T	B_p
	$Z_{t-1} < 27.0$		$Z_{t-1} \geq 27.0$			
	Katsayı	S.H	Katsayı	S.H		
Sabit	2.520	0.8410	87.20	24.200	12.2	0.04
$İMKB_{t-1}$	-0.903	0.1470	2.83	0.894	17.0	0.03
$\Delta İMKB_{t-1}$	0.197	0.1380	-5.50	1.430	15.7	0.04
$\Delta İMKB_{t-2}$	-0.015	0.1320	-6.91	1.760	15.3	0.04
$\Delta İMKB_{t-3}$	0.125	0.1300	-2.89	0.842	12.5	0.04
$\Delta İMKB_{t-4}$	0.099	0.1220	-3.44	0.975	13.0	0.04
$\Delta İMKB_{t-5}$	0.019	0.1190	-2.75	0.872	9.9	0.07
$\Delta İMKB_{t-6}$	0.076	0.1120	-2.87	0.865	11.4	0.05
$\Delta İMKB_{t-7}$	0.122	0.1030	-3.35	1.140	9.2	0.06
$\Delta İMKB_{t-8}$	0.138	0.0945	-1.64	0.639	7.6	0.15
$\Delta İMKB_{t-9}$	0.136	0.0865	-0.96	0.529	4.2	0.22
$\Delta İMKB_{t-10}$	0.181	0.0798	-0.40	0.420	1.8	0.50
$\Delta İMKB_{t-11}$	0.053	0.0658	1.02	0.431	4.9	0.21
$\Delta İMKB_{t-12}$	0.118	0.0563	0.51	0.309	1.5	0.55

Not: Bootstrap olasılık değerleri 10.000 döngüyle Gauss 10 programı kullanılarak elde edilmiştir. W_T , t-istatistik değerini ifade etmektedir. B_p ise bootstrap olasılık değerini ifade etmektedir.

Şekil 2: Eşik rejim tarafından İMKB serisinin sınıflandırılması



Şekil 2’de görüldüğü gibi gözlemlerin önemli bir bölümü 2.rejimde gerçekleşmiştir. Ayrıca İMKB’de gerçekleşen toplam işlem hacmi, yıllara göre istikrarlı bir biçimde artmıştır.

Faiz oranı ve İMKB serisinde doğrusallık ve birim kök testleri yaptıktan sonra son olarak bu seriler arasında uzun dönemli ilişki olup olmadığı Hansen ve Seo (2002) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testiyle analiz edilmiştir.

Tablo 13. Hansen-Seo Eşik Eşbütünleşme Testi Sonuçları

	<i>SupLM</i>
t-istatistik değeri	17.9479
Bootstrap Kritik değeri (%5)	17.8797
Asimptotik Kritik Değeri (%5)	18.6927
Dinamik Katsayı için Wald istatistik değeri	85.1866 (1.3848)
ECM katsayısı için Wald test istatistik değeri	0.8645 (0.6491)
Eşik değer	-17.6784
Eşbütünleşik Vektör Tahmini	1.0000
Asimptotik Olasılık Değeri	0.1000
Bootstrap Olasılık değeri	0.0000***
AIC	162.6740
BIC	170.6910

Not: *SupLM*, koentegre vektörünün bilinmediğini ifade etmektedir.

Tablo 13’e bootstrap olasılık değeri istatistiksel olarak anlamlıdır. Dolayısıyla İMKB ile faiz oranı arasındaki uzun dönemli ilişkinin doğrusal olduğunu ifade eden sıfır hipotezi reddedilerek değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin doğrusal olmadığını ifade eden alternatif hipotez kabul edilir.

6. Sonuç

Bu çalışmada, Türkiye’de 1986:01-2012:07 döneminde İMKB getiri oranı ile faiz oranına ait serilerin doğrusal olup olmadıkları ve bu seriler arasında eşbütünleşme olup olmadığı analiz edilmiştir. Doğrusallık analizi yaparken Caner ve Hansen tarafından doğrusal olmayan serilerde birim kök sınavı için kullanılan ancak doğrusallık analizi de yapabilen yöntemler kullanılmıştır. Bu yöntemler sonucunda hem İMKB getiri oranına ait serinin hem de faiz oranına ait serinin doğrusal dışı olduğu tespit edilmiştir. İMKB getiri oranı ve faiz oranına ait seriler için yapılan birim kök testlerinde faiz oranının birim kök içerdiği, İMKB getiri oranında ise 1.rejimin durağan, 2.rejimin ise birim köklü olduğu sonucuna varılmıştır. İki değişken de TAR ailesine aittir ve her iki değişken de 2 rejimlidir. Son olarak İMKB getiri oranı ile faiz oranı arasında eşbütünleşme olup olmadığını tespit etmek için yapılan Hansen ve Seo eşbütünleşme testinin sonuçları bu iki değişken arasında eşbütünleşme olduğunu göstermektedir.

İMKB getiri oranı ve faiz oranı serilerinin doğrusal olup olmadığını analiz etmek için yapılan birçok çalışmada olduğu gibi Türkiye’ye ait serileri inceleyen bu çalışmada da İMKB getiri oranı ve faiz oranına ait serilerin doğrusal olmadığı tespit edilmiştir. İMKB’ye yatırım yapan yatırımcılar homojen değildir. Dolayısıyla İMKB’de yatırım yapan yatırımcıların getirilerinin aynı olması beklenemez. Heterojen oyuncuların varlığı nedeniyle, piyasaya gelen yeni bilgilerin piyasadaki oyuncular tarafından farklı şekilde değerlendirilmesi, piyasadaki sürtüşmeler ve eksikliklerden kaynaklanabilir. Öte yandan, faiz oranlarındaki doğrusal dışılığın sebebi işlem maliyetinden kaynaklanabilir. Ayrıca, faiz oranı da piyasaya göre belirlenmektedir. Ekonominin gidişatına yönelik beklentiler, ülkenin risk durumu, kredi

derecelendirme kuruluşlarının kredi notu, uygulanan maliye politikaları vb. gelişmeler faiz oranlarının hareketli bir yapıya olmasına neden olur. Bu hareketlilik, faiz oranına yönelik doğrusal tahmin yöntemleri kullanılmasına engel olur.

Çalışmada kullanılan Caner ve Hansen tarafından geliştirilen birim kök testi sunucunda, faiz oranı serisinin birim kök içermesi, faiz oranı serisinin zaman içerisinde beklenen ortalama ve varyans dahilinde değişmediği anlamına gelmektedir. Buna göre, serinin orijinal değerleri ile ekonomik tahmin yapılamaz. Faiz serisinin birim kök içerip içermediği ve doğrusal olup olmadığı konusunda EK-1'deki grafik incelenerek de yorum yapılabilir. EK 1'deki faiz oranı serisine ait grafikte, faiz oranının belirli bir istikamette ve aynı şekilde değişmediği görülmektedir. Ayrıca, grafikte faiz serisinin 1986:01-2012:07 dönemleri arasındaki seyrinin parabol şeklinde değiştiği görülmektedir. Bütün bu faktörler, faiz oranı serisinin durağan ve doğrusal dışı bir yapıya sahip olabileceğini göstermektedir.

İMKB getiri oranına ait seri için Caner ve Hansen testi sonucunda ise bu seride 1. rejimin durağan olduğu, 2.rejimin ise birim kök içerdiği tespit edilmiştir. Eşik otoregresif modellerde böyle bir sonuç mümkündür. Yani 2 rejimli bir eşik otoregresif modelde, 1.rejim ile 2.rejim farklı dinamiklere sahip olabilir. 1.rejimde ekonomi durgunluk içerisinde olabileceği gibi 2.rejimde ekonomi canlanma aşamasında olabilir. Eşik otoregresif modeller, farklı dinamiklere sahip otoregresif modelleri birleştirdiği için 2 rejimde de farklı sonuçlar çıkabilir. 1.rejimin durağan olması eşik değerin altında kalan rejimde İMKB getiri oranının durağan bir süreç izlediği, beklenen ortalama dahilinde bir seyir izlediği ve ekonominin her hangi bir evresinde bir şok geldiğinde kendiliğinden eski haline tekrar geleceğini ifade etmektedir. 2.rejimde ise İMKB serisi birim kök içermektedir. Dolayısıyla, bir resesyon döneminde bir serinin birim köklü çıkması bu seriye bir şok geldiğinde kendi başına eski seviyesine dönemeyeceğini ve devlet müdahalesinin gerektiğini ifade eder. Faiz oranı serisinin ise birim kök içermesi, hem 1. hem de 2.rejimde serilerin beklenen ortalama ve varyans dışında gelişme gösterdiğini, ekonominin herhangi bir evresinde şok meydana geldiğinde faiz serisinin kendiliğinden dengeye gelemeyeceğini ve devlet müdahalesi gerektiğini ifade eder.

Son olarak çalışmada İMKB getiri oranının bağımlı değişken, faiz oranının açıklayıcı değişken olduğu modelde eşbütünleşme olup olmadığını tespit etmek için yapılan Hansen-Seo (2002) testi sonuçlarına göre değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmaktadır. Kısa dönemde İMKB getiri oranı ile faiz oranı arasında dengeden sapma meydana geldiğinde uzun dönemde iki değişken arasındaki ilişki dengelenecektir.

Kaynaklar

- Andrews, D., W., K., (1993). "Tests For Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point," *Econometrica*, 61, pp:821-856.
- Arghyrou, M.,A., Gregoriou (2008). "Non-Linearity Versus Non-Normality in Real Exchange Rate Dynamics" *Economics Letters* ,100, pp:200–203
- Aslanoğlu, S. (2008). "İMKB-100 Endeksi ile Emisyon Hacmi, Döviz Kuru ve Faiz Oranları Arasındaki İlişki: Ampirik Bir Analiz", *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, Sayı:39, 192-204.
- Avramov, D., T.,Chordia(2006). "Predicting Stock Returns", *Journal of Financial Economics* 82, pp:387–415.

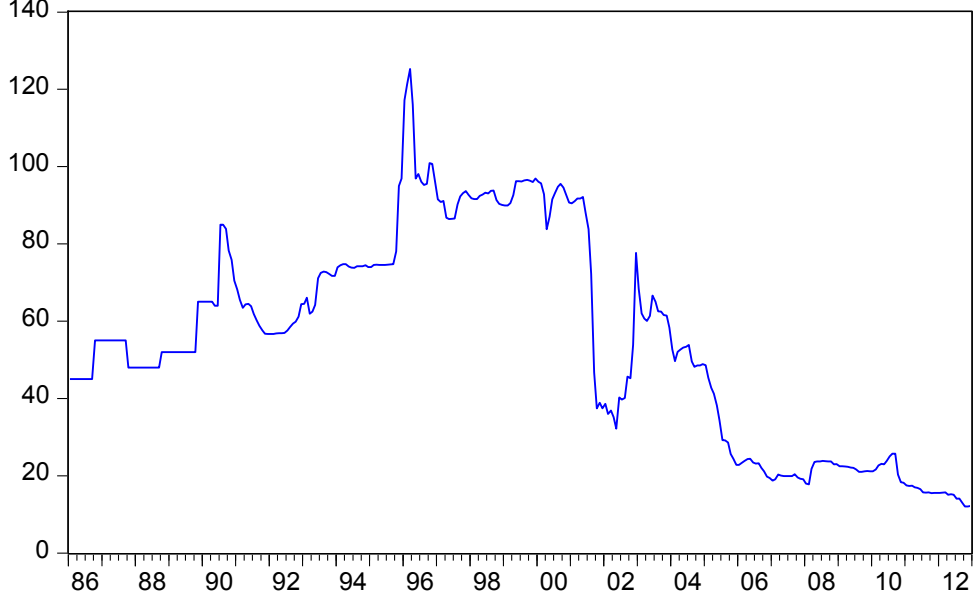
- Ayvaz, Ö. (2006). "Döviz Kuru Ve Hisse Senetleri Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi", Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Cilt:8,Sayı:2, 1-14.
- Bruggemann R., J., Riedel (2011). "Nonlinear Interest Rate Reaction Functions for the UK", *Economic Modelling*, 28, pp:1174–1185
- Caner, M., B., Hansen (2001). "Threshold Autoregression with a Unit Root", *Econometrica*, Vol. 69, No.6, pp:1555-1596
- Chang, K., L., (2009). "Do Macroeconomic Variables Have Regime-Dependent Effects on Stock Return Dynamics? Evidence From the Markov Regime Switching Model", *Economic Modelling*, Vol:26, pp:1283–1299
- Chan, K., S., (1993). "Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of A Threshold Autoregressive Model", *The Annals of Statistics*, Vol:21, pp:520-533
- Dizdarlar, H.I., Derindere, S. (2008). "Hisse Senedi Endeksini Etkileyen Faktörler: İMKB 100 Endeksini Etkileyen Makro Ekonomik Göstergeler Üzerine Bir Araştırma" *Yönetim/İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi İşletme İktisadi Enstitüsü Dergisi* Yıl: 19, Sayı: 61, ss. 113-124
- Erdem, C., Arslan C.K., Erdem M.S. (2005). "Effects of Macroeconomic Variables on Istanbul Stock Exchange Indexes", *Applied Financial Economics*, Vol:15, pp. 987-994.
- Flannery, M., J., A., A., Protopapadakis(2002). "Macroeconomic Factors Do Influence Aggregate Stock Returns", *Review of Financial Studies* 15, pp:751–782.
- Gençtürk, M. (2009). "Finansal Kriz Dönemlerinde Makroekonomik Faktörlerin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi", *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* Cilt:14, Sayı:1, 127-136.
- Guidolin, M., S., Hyde, D., Mcmillian.,S., Ono (2009). "Non-Linear Predictability in Stock and Bond Returns: When And Where is it Exploitable?", *International Journal of Forecasting*, Vol:25, pp:373–399
- Henry, O., T., (2009). "Regime Switching in the Relationship between Equity Returns and Short-Term Interest Rates in the UK", *Journal of Banking & Finance*, Vol: 33(2), pp. 405-414,
- Hansen, B.E., (1997). "Inference in TAR Models", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol:2, Issue:1, pp:1-14
- Hansen, B., E., B., Seo (2002), "Testing for Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error-Correction Models", *Journal of Econometrics*, 110, pp:293 – 318
- Hansen, B.E., (1996), "Inference When a Nuisance Parameter is not Identified under the Null Hypothesis", *Econometrica*, Vol:57, pp:413-430
- İpekten, O.B., Aksu, H. (2009). "Alternatif Yabancı Yatırım Araçlarının İMKB İndeksi Üzerine Etkisi", *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Cilt:13, Sayı:1, 413-423.
- Kasman, S. (2006). "The Relationship Between Macroeconomic Volatility And Stock Market Volatility", *ISE Review*, 32: 1-10.

- Kim, S.,W., A.,V., Mollick, K., Nam (2008), "Common Nonlinearities in Long-horizon Stock Returns: Evidence from the G-7 Stock Markets", *Global Finance Journal*, Vol: 19, pp:19–31
- Koçyiğit, A., T., Bayat., A., Tüfekçi (2011). "Türkiye’de İşsizlik Histerisi ve STAR Modelleri Uygulaması", *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi*, Cilt: XXXI, Sayı:II, s.45-60
- Marquering, W., M., Verbeek (2004). "The Economic Value of Predicting Stock Index Returns and Volatility", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39, pp:407–429.
- Mumcu, F. (2005). "Hisse Senedi Fiyatlarını Etkileyen Makroekonomik Faktörler: İMKB Üzerine Bir Uygulama", *Yüksek Lisans Tezi, Süleyman Demirel Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Anabilim Dalı.*
- Schwert, G., W., (1990). "Stock Returns and Real Activity: A Century of Evidence", *Journal of Finance*, 45, pp:1237–1257.
- Tong, H., (1978). " On a Threshold Model", C.H. Chan (ed.) *Pattern Recognition and Signal Processing*, The Netherlands:Sijthoff and Noordhooff.
- Tong, H., (1983). "Threshold Models in Nonlinear Time Series Analysis", New York, Springer-Verlag.
- Tong, H., (1990). "Nonlinear Time Series: A Dynamical System Approach" Oxford University Press, Oxford.
- Tong, H., K., S.,Lim (1980). "Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data", *Journal of Royal Statistical Society B*, Vol:42(3) pp:245-292
- Tsay, R., S., (1989). "Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes", *Journal of American Statistical Association*, Vol:84, pp.231-240
- Venetis, I.A., D.Peel (2005). "Non-Linearity in Stock Index Returns: the Volatility and Serial Correlation Relationship" , *Economic Modelling*, Vol: 22, pp:1– 19
- Yavuz, N.,B., Guris., V., Yılcı (2007). "Searching Threshold Effects in The Interest Rate: An Application to Turkey Case", *Physica A*, 379, pp:621–627
- Yılcı, V., B., Özcan (2008). "External Debt Sustainability of Turkey: ANonlinear Approach", *International Research Journal of Finance and Economics*, Vol:20, pp.61-98
- Zügül, M., C., Şahin (2009). "İMKB 100 Endeksi ile Bazı Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkiyi İncelemeye Yönelik Bir Uygulama" *Akademik Bakış Dergisi*, Sayı:16, 1-16

Ekler

Ek 1.

FAİZ



Ek 2.

IMKB100

