

## Kesirli Bütünleşme Parametresi Tahmini ve Türkiye'deki Başlıca Finansal Zaman Serilerine Bir Uygulama

Mehmet Pekkaya<sup>a</sup>

**Özet:** Bu çalışmada, Türkiye'deki İMKB100 endeksi, faiz oranı ve döviz sepeti gibi finansal verilerin 2002-2012 arası aylık getiri serileri kullanılarak, son 60 aya ait dönemlerdeki bütünleşme dereceleri tahmin edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, tüm serilerde, ABD kaynaklı küreselleşen mortgage krizinin etkisinde olan 2008-2009 arasındaki 24 aylık döneme ait FI dereceleri, sonraki 36 aylık dönemdeki FI derecelerinin ortalaması ve istatistiksel olarak anlamlılıkları belirgin artış kaydetmiştir. FI derecelerindeki bu iyileşmeye rağmen, İMKB100 Endeksinin FI derecesinin ortalaması, son 36 aylık dönemde de düşük değerde ve anlamlılık düzeyi bakımından zayıf kalmıştır. İMKB100 ve faiz oranı serileri, FI değeri tahminlerinin anlamlılıkları zayıf da olsa bazen uzun hafıza özelliğine sahiptir. Böylece, faiz oranı ve özellikle İMKB serisinin çoğu dönem kısa zaman dinamiklerine göre davrandığını kabul etmek yanlış olmaz. Ancak, bu dönemdeki döviz kuru ise -0,23117 bütünleşme derecesi ile belirgin orta hafıza özelliği taşımaktadır.

**Anahtar Sözcükler:** Kesirli bütünleşme, FI parametresi, finansal zaman serileri.

**JEL Sınıflandırması:** C10, C22, C58, G10

## Estimation Fractional Integration Parameter and an Application to Major Turkish Financial Time Series

**Abstract:** In this study, integration degrees of monthly logarithmic return series of ISE100 Index, interest rate, and exchange rate basket, are estimated for last 60 months by using monthly time series of 2002-2012. According to the results of the analysis, FI degrees at 24 month period between 2008-2009 years, when USA based global mortgage crises was effected, the average of FI degrees in the following 36 months period, their statistical significance prominently increased in all series. In spite of the improvement in integration degrees, average value of last 36 month FI degrees of ISE100 series are even at low values and weak in terms of statistically significance. Even if estimated FI values of ISE100 Index and interest rate are weak in terms of statistically significance, these series sometimes have the long memory properties. Then, it cannot be wrong to accept interest rate and especially ISE100 Index behave with respect to short term dynamics. However, exchange rate series for the same period has the evident properties of medium memory FI degree with -0.23117.

**Keywords:** Fractional integration, FI parameter, financial time series.

**JEL Classification:** C10, C22, C58, G10

<sup>a</sup> Assist. Prof., Bulent Ecevit University, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Department of Business Administration, Zonguldak, Turkiye, mehpekkaya@gmail.com

## 1. Giriş

Zaman serileri genellikle zamana bağlı olarak trendin etkisi altındadır ve bazı süreçlerin birikimli etkilerini üzerinde taşır. Seriyi söz konusu bu birikimli etkiden arındırmak için, zaman serilerinde fark alma söz konusudur. Böylece farkları alınmış zaman serisi, kısa dönem ortalaması sabitlenmiş olarak değerlendirilebilir. Farkların durgunluğu veya durağanlığı birim kök içermemesi anlamına gelir ve istatistik açıdan hemen her zaman gerekli olduğu kabul edilmektedir. Bu anlamda, durağan zaman serileri sabit bir ortalama ve sabit bir varyansa sahiptir. Bir zaman serisi, kısa dönem ortalamasına göre durağan olmadığında, serisinin birinci veya nadiren ikinci farkları alınarak durağan hale getirilir.

Birinci dereceden otoregresif seriler, serinin en son değeri göz önünde bulundurularak bir sonraki dönem için öngörü yapabilmekte ve bu öngörüler zamanla seri ortalamasına yaklaşmaktadır. Eğer seri durağan değilse seri birim kök içermekte ve seri kendi ortalamasından uzaklaşabilmektedir. Ayrıca zaman serilerinde kullanılan istatistiksel yöntemler, zaman serisinin durağanlık varsayımı üzerine kurulmaktadır ve zaman serisinin birim kökü olmamasını gerekli kılmaktadır. Analizlerden önce, zaman serileri için durağanlığın kontrol edilmesi gerekmektedir. Durağan olmayan serilerin varyansı, seriyi zamana bağlı olarak değişen bir yapıya büründürmektedir. Bu da serinin geçmişte yaşanan şokların etkisini kalıcı olarak taşımasını sağlayacaktır. Bu durumda, durağan olmayan zaman serileri üzerindeki modellemelerin güvenilirliği yoktur. Ancak, Kutlar ve Turgut (2006, s.123) uzun hafıza taşıyan ekonometrik zaman serilerinin ne tam durağan, ne de tam durağan olmayan seriler gibi davranmadığını ifade etmektedir. Bu anlamda, serilerin bütünleşme dereceleri için 1 veya 0 olarak kesin bir ifade kullanmak uygun olmamaktadır. Uzun hafıza taşıyan zaman serileri, sıfır hariç olmak üzere, -0,5 ile 0,5 arasındaki bir değere sahip kesirli bütünleşik (FI) yapılarla modellenmektedir (Pekkaya, 2011, s. 71).

Bir zaman serisinin uzun hafıza olarak adlandırılmasının nedenleri, serinin öngörü değerlerinin durağan seriler gibi kısa zamanda ortalamaya yaklaşmamasıdır. Uzun hafıza modelleri, zaman serisindeki dalgalanmayı yakaladığında, bu serilerin öngörü değerleri genellikle dalgalanan bir yapı içinde daha uzun süre sonunda azalarak ortalamaya yaklaşır. Uzun hafıza modellerinin başarısı, diğer zaman serisi modellerine göre çok daha az parametre ile bu dalgaları yakalamasıdır. Otoregresif bütünleşik hareketli ortalama (ARIMA) gibi modellere göre, ARFIMA (kesirli bütünleşik ARIMA) gibi uzun hafıza modellerinin zaman serisini temsil yeteneğinin daha güçlü olduğu kabul edilir. FI modellerin zaman serisini daha az parametreyle modelleyebilmesinin nedeni, FI modellerinin trigonometrik fonksiyonlardaki gibi dalgalı bir yapıda olmasıdır. Birçok ekonomik ve finansal zaman serileri uzun hafızaya, diğer deyişle FI özelliklerine sahiptir. Bu özellikler dikkate alındığında, son on yılda FI ile ilgili çalışmalarda önemli artışın nedeni daha iyi anlaşılabilir olur.

Finansal zaman serileri üzerinde yapılan çalışmalar, serideki uzun hafızanın varlığı, uzun hafıza modellemelerinde otoregresif süreç ve /veya hareketli ortalama sürecinin düzeyini belirleme üzerinedir. Bu çalışmanın literatüre; (1) Türkiye'deki finansal zaman serilerinde bütünleşme derecelerinin tahminlenmesi; (2) işlem hacmi bakımından en yüksek olan 3 finansal zaman serisini birlikte değerlendirmesi ve (3) 2008-2009 yıllarında hissedilen ve küresel etkileri Türkiye'de de görülen mortgage krizi dönemindeki bütünleşme dereceleri ile bu dönemi izleyen süreçteki bütünleşme derecelerini karşılaştırmalı olarak ele alması açısından katkısı vardır.

Bu çalışmanın amacı, hisse senedi piyasası, faiz oranı ve döviz kuru gibi finansal zaman serilerindeki bütünleşme derecelerini tahminleme ve anlamlılığını değerlendirmektir. Bu anlamda, Türkiye’de söz konusu finansal zaman serilerine ait Ocak 2002 ile Aralık 2012 arasındaki 132 aylık getiri serileri üzerinde kesirli bütünleşme derecesi Robinson modeli (Gil-Alana ve Robinson, 1997) ile belirlenmiş ve elde edilen bulgular değerlendirilmiştir.

Bu çalışmadaki ikinci bölüm kesirli bütünleşmenin gelişim süreci ve başlıca kesirli bütünleşme modelleri üzerinde durmaktadır. Ayrıca, kesirli bütünleşme üzerine son yıllarda yapılmış bazı uygulama çalışmalarına yer vermektedir. Üçüncü bölümde ise Türkiye’deki finansal zaman serilerinde bütünleşme dereceleri hesaplanmış ve analiz edilmiş, sonuç bölümünde ise bulgular değerlendirilmiştir.

## 2. Kesirli Bütünleşme (FI)

FI modelleri 1980’de Granger ve Joyeux ile 1981’de Hosking tarafından yapılan çalışmalarıyla ortaya atılmıştır (Bisaglia, 2002; Hinich ve Chong, 2007). ARIMA gibi alternatif modellerin otokorelasyon değerleri geometrik veya üstel şekilde azalırken ARFIMA modelleri hiperbolik azalan otokorelasyon değerlerine sahiptir (Bhardwaj ve Swanson, 2004). Bu yapıdaki finansal zaman serilerinde uzun hafızanın varlığından söz edilmektedir. Uzun hafıza modelleri FI süreci olarak ifade edilir ve bütünleşme derecesi olan  $d$ , teknik olarak kesirli bir değer alır. Bu anlamda serideki bir şokun etkisi, seri üzerinde çok sayıda dönem boyunca hissedilebilmektedir (Kasman ve Torun, 2007). FI süreci temel olarak, hafıza sürecini yönlendiren fark parametrelerinin kullanılmasıdır ve birçok makroekonomik zaman serileri uzun hafıza özelliği göstermektedir (Hinich ve Chong, 2007). Zumbach (2003)’a göre, uzun hafızanın en önemli avantajı, matematiksel temellerin güçlü olması değil, aynı parametreleri kullanarak finansal zaman serisindeki yapıyı 1 saatten 1 aya kadar yakalayabilmesi ve temsil edebilmesidir. Chaiwan, Chang, McAleer ve Sriboonchitta (2009) dışsal değişkenleri içeren uzun hafızalı finansal verilerde, varyans modellerinin başarı duyarlılığını arttırdığını ifade etmişlerdir. Baillic (1996) çalışmasının sonucunda, FI süreçlerin önemini, alternatiflerine göre birim kökün uç değerlerinde daha fazla uyumluluk göstermesi ve şokları içeren zaman serilerine tam uyumlu olması sonucunda zaman serilerine uzun dönemde anlamlılık katması şeklinde özetlemektedir.

Uzun hafıza, şokların seri üzerinde uzun süreli olarak etkili olduğu AR sürecini barındırmakta, fakat zamanla ortalamaya dönüş süreci içermektedir. ARIMA modellerinin ise, uzun hafızayla uyumlu olmayacak şekilde şokların etkisini uzun süre üzerinde taşıdığı ifade edilir (Balcılar, 2002; Jensen, 1999). Böylece, uzun hafıza öngörü modellerinde, öngörülen ilk değerler serideki dalgalanmayı içerirken, sonraki değerler seri ortalamasına yakınsamaktadır (Pekkaya, 2011, s.73).

ARIMA süreci, kısa hafızalı modeller olup zaman serisinde tespit edilen hafızayı modellemeyi amaçlamaktadır. ARIMA’da, AR(15), AR(20) gibi eski gecikmeleri modele dahil etmek gerekirse, persimoni (basitlik) prensibine aykırı düştüğü ve başarı seviyesi düşük olduğu için bu çeşit parametrelili modellerin kullanılması pek uygun görülmez. Uzun hafızalı olan ARFIMA ise yapısı gereği uzun dönemli seri davranışını genellikle çok az parametreyle kontrol edebilmekte olduğundan daha avantajlı bir yapıya sahiptir (Caballero, Jewson ve Brix., 2002). Uzun hafızalı modeller, zaman serisindeki yapıyı daha az parametreyle yakalayabildiği kabul edilmektedir (Lux ve Kaizoji, 2004). Bu açıdan yaklaşıldığında, ARFIMA modelleri için yüksek derecelerden ziyade, doğrudan AR ve MA parametreleri için ikiden ( $0 \leq p$  ve  $q \leq 2$ )

başlayıp azaltmak suretiyle modelin seçimi önerilebilmektedir (Bisaglia, 2002; Kwiatkowski, 2000).

Basitlik prensibine göre, her parametre modele yeni belirsizlikler getirir ve diğer değişkenlerle kovaryansı yüksektir. Modelde her bir parametre eklenmesi varyansın büyümesini ve dolayısıyla modelin belirsizliğini artıracaktır. Bu anlamda, zaman serisi modellemelerinde aynı özelliklere sahip modellerden daha az parametrelili modeller tercih edilmektedir. ARIMA modeli serideki dalgalanmayı yakalayamaması veya çok parametreyle yakalaması durumunda uygun bir model olarak kabul edilmesi doğru değildir. Örneğin AR (20)'de serideki dalgalanmayı yakalayan modele göre, seri özelliklerini daha az parametreyle yakalayan FI'nin avantajı dikkate alınmalıdır. Kesirli bütünleşme modellemeleri, frekans yaklaşımını kullanır. Zaman serilerinin mevsimlik, yıllık veya 4 yıllık dönemlerde devresel hareketler yaptığı bilinmektedir. Bu davranış, serinin frekans ortamında veya dalgalı bir yapı içinde olduğunu göstermektedir. Matematiksel yapısından dolayı FI modelleri, teorik olarak birden fazla dalgalı hareketi içeren serileri dahi modelleyebilmektedir. (Pekkaya, 2011, s. 75)

### 2.1. Robinson Testi

Zaman serileri için, geleneksel birim kök testlerine ek olarak, özellikle kesirli bütünleşme modelleri için geliştirilmiş daha uygun birim kök testleri vardır. Robinson (1994a; 1994b) ise durağan olmayan zaman serilerine de uygulanabilen, geniş kullanım alanına sahip ve özellikle uzun hafızalı zaman serilerinde de uygulanabilen birim kök testini araştırmıştır. Balçılar (2003, s. 4), Robinson testinin, durağan olmayan serilerde bile kullanılabilen genel bir model olduğunu ifade etmiştir.

Zaman serisi  $\{y_t\}_{t=1}^T$  şeklinde tanımlanmış olduğunda, Robinson'un kesirli bütünleşme modeli aşağıdaki gibidir (Gil-Alana ve Robinson, 1997, s. 241).

$$(1-L)^d y_t = u_t \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (1)$$

Burada,  $\{u_t\} \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ , kovaryans durağan ve anlamsız ilişkili (hataların beyaz gürültü) olarak dağıldığı,  $L$  gecikme operatörü ve  $d$  ise kesirli bütünleşme derecesidir.

FI operatörü olan  $(1-L)^d$  ve  $d$  reel sayı olmak üzere, Maclaurin serisinde aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır (Hinich ve Chong, 2007; Gil-Alana, 2007).

$$(1-L)^d = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{\Gamma(j-d)}{\Gamma(-d)\Gamma(j+1)} L^j = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2} L^2 - \dots \quad (2)$$

Burada,  $x > 0$  olmak üzere  $\Gamma(x) = \int_0^{\infty} z^{x-1} \exp(-z) dz$  'dir.

Bu çalışmada Robinson'un modeli kullanılarak, zaman serisindeki bütünleşme derecesi hesaplanmış ve bütünleşme derecelerinin 1'e yakınlığı incelenmiştir. Bilindiği üzere, bütünleşme derecesinin istatistiksel olarak 1'e eşdeğer kabul edilmesi zaman serisinin birim kök içerdiğinin göstergesidir. Robinson testinin önemli bir avantajı da, durağan olmayan zaman serilerinde de birim kök testi olarak kullanılabilmesidir.

Bütünleşme derecesi olan  $d$  sayısı tam sayı olmadığı için bu süreç FI olarak isimlendirilir. Serideki bütünleşme derecesinin  $d \in (-\frac{1}{2}, 0) \cup (0, \frac{1}{2})$  olması durumunda, söz konusu zaman serisinde FI söz konusu olur (Shao ve Wu, 2007).

## 2.2. ARFIMA ve FIGARCH Modelleri

Zaman serisi  $\{y_t\}_{t=1}^T$  şeklinde tanımlanmış olduğunda, ARFIMA( $p, d, q$ ) süreci aşağıdaki gibidir (Balcılar, 2003).

$$\phi(L)(1-L)^d y_t = \theta(L)u_t \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (3)$$

Burada,  $\{u_t\} \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ ,  $L$  gecikme operatörü,  $\phi(L) = 1 - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$  ve  $\theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q$  olmaktadır.

Zaman serisindeki bütünleşme derecesi  $-0,5 < d < 0$  aralığında ise zaman serisinin orta hafıza bilgi taşıdığı ve  $0 < d < 0,5$  ise zaman serisinin uzun hafıza bilgi taşıdığı şeklinde değerlendirilir. Eğer  $0,5 < d < 1$  ise serinin, FI modellerine göre çok yüksek varyanslı olduğu ve ancak çok uzun sürede ortalamaya dönme özelliği taşıdığı bilinir (Tablo 1).

Tablo 1: FI Parametresinin Değerine Göre Anlamı

FI	Serinin Durumu Hakkında Açıklama
$-1 < d < -0,5$	Kovaryansı durağan olan seri ve tersi alınamaz (non-invertable).
$-0,5 < d < 0$	<b>Orta hafızalı</b> , kovaryansı durağan, tüm otokorelasyonlar negatif, ortalamaya dönen süreç, otokorelasyon fonksiyonu hiperbolik olarak azalmaktadır.
$d = 0$	Beyaz gürültü, durağan seri, seride hafıza yoktur.
$0 < d < 0,5$	<b>Uzun hafızalı</b> , kovaryansı durağan, AR süreci tutucu, ortalamaya dönen bir süreç söz konusudur. Gecikmeler arttıkça korelasyon ve kısmi korelasyonlar monoton ve hiperbolik olarak azalmaktadır.
$0,5 < d < 1$	Sonsuz varyanslı, durağan değil, ancak ortalamaya dönme özelliği var.
$d = 1$	Birim kök süreci, durağan olmayan seri, açık bir trend içerir ve ortalamaya dönmez.
$1 < d$	Patlayıcı bir yapıya sahiptir.

**Kaynak:** Pekkaya, M. (2011). ARFIMA ve FIGARCH yöntemlerinin Markowitz ortalama varyans portföy optimizasyonunda kullanılması: İMKB-30 Endeks hisseleri üzerine bir uygulama, Zonguldak Karaelmas Üniversitesi SBE Yayınlanmamış Doktora Tezi, s. 77.

Serideki varyans için FIGARCH modeli, standart GARCH modelinden elde edilmiş olup, aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Yıldırta ve Bölükbaşı, 2010).

$$\phi(L)(1-L)^d (u_t^2 - \sigma_t^2) = [1 - \beta(L)](u_t^2 - \sigma_t^2)u_t^2 \quad (4)$$

Burada,  $\{u_t\} \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ ,  $L$  gecikme operatörü ve  $\phi(L) = [1 - \beta(L) - \alpha(L)]$ 'dir.

## 2.3. FI Modelleri ile Yapılmış Bazı Uygulama Çalışmaları

Zaman serilerini, FI modelleri ile analiz eden çok sayıda çalışma vardır. FI modellerinin, hisse senedi (Dionisio, Menezes ve Mendes, 2007; Kasman ve Torun, 2007; Kwiatkowski, 2000; Lux ve Kaizoji, 2004; Çevik, 2012), faiz oranı (Karanasos Sekioua ve Zeng, 2006; Cajueiroa ve Tabak, 2007), döviz kuru (Soofi, Wang ve Zhang, 2006; Alptekin, 2006; Caporale ve Gil-Alana, 2010; Wang, Bauwens ve Hsiao, 2012); enflasyon (Bos, Franses ve Ooms, 1998; Conrad ve Karanasos, 2005), opsiyon piyasaları (Yıldırta ve Bölükbaşı, 2010), tarımsal future piyasaları (Tansuchat, Chang ve McAleer, 2009), satın alma paritesi (Chung ve Lai, 1993), kişi başına düşen gelir (Banerjee, 2012) vb. birçok zaman serilerinde uzun hafıza varlığı ve modellenmesi üzerinde çalışmalar yapılmıştır.

Cuñado, Gil-Alana ve Gracia (2008), 1928-2006 yılı arasında S&P 500 günlük verileri üzerine yaptıkları çalışmada, düşen ve yükselen piyasalarda, oynaklığın süreklilik gösterdiğini görmüşlerdir. Bu dönemlerin çoğunda, FI parametresi olan  $d$ 'nin 0 ile 0,5 arasında olduğunu belirlemiş olmaları, verilerin söz konusu dönem boyunca uzun hafızalı yapıya sahip olduğu ve ortalamaya dönüş davranışını sergilediğini doğrulamaktadır. Kasman ve Torun (2007), 1988-2007 tarih aralığında İMKB-100 Endeksi'nin günlük getiri serisini kullanmış ve çalışmada, finansal zaman serisinde uzun hafızalı yapı olan FI etkisini gözlemlemişlerdir. FIGARCH'ın geleneksel kısa hafızalı GARCH ve IGARCH'a göre daha başarılı olduğunu tespit etmişlerdir. Dionisio vd., (2007), 8 gelişmiş ülkenin borsa endekslerinin oynaklığı üzerinde çalışmışlar, FIGARCH modelinin klasik GARCH ve IGARCH modellerine göre, zaman serisindeki davranışı daha iyi modellediği saptanmıştır. Bu çalışmada, endekslerin oynaklığı yanı sıra, fiyat boyutunda da uzun hafıza etkisini temsil eden hareketlilik gözlenmiştir. Lux ve Kazizoji (2004), Tokyo Borsasında işlem gören hisse senetleri fiyatları üzerinde yaptıkları çalışmada, kısa hafıza modelleri ile uzun hafıza modellerinin öngörü performanslarını incelenmişler, hemen her dönem uzun hafıza yapılarının öngörülleri daha başarılı bulunmuştur. Onour (2010), Mısır, Tunus ve Fas hisse senedi günlük fiyat verilerinde durağan yapıda kısa hafıza süreci belirlemiş ve uzun hafıza faktörlerine göre kısa hafıza davranış etkisini değerlendirmiştir.

Tsay (2000), Mishkin'nin 1990'daki çalışmasında kullandığı Kasım 1979 ile Ekim 1982 arasındaki ABD reel faiz oranı verileri üzerinde uzun hafıza belirlemiştir. Gil-Alana (2003), 5 Asya ülkesinin 1980-2001 arasındaki aylık kısa vadeli faiz oranı verilerini kullanarak, bu zaman serilerinde uzun hafıza modellerini işletmiştir. Tayland ve Singapur'a ait zaman serilerinde şokların kısa zamanda sönümlendiğini gözlemlerken, Kore, Malezya ve Filipinler'e ait zaman serilerinde, şokların etkisinin daha kalıcı olduğu veya uzun hafızanın söz konusu olduğunu ifade etmiştir. Jouini ve Nouira (2004), ABD'nin reel faiz oranını kullanarak yaptıkları analizler sonucunda, sadece zaman serilerinde kırılma gibi seri özellikleri bilindiğinde uzun hafıza özelliklerinin modellenebileceğini ifade etmişlerdir.

Cheung (1993), İngiliz Sterlini, Alman Markı, İsviçre Frangı, Fransız Frangı ve Japon Yeni'ne ait Ocak 1974 ile Aralık 1989 arasındaki haftalık ABD Doları kurlarına ait zaman serisinde uzun hafıza belirlemiştir. Ancak etki tepki analizi sonunda, serilerdeki değişimleri tespitin güç olduğunu ve örneklem dışında da model başarısının zayıfladığını gözlemiştir. Alptekin (2006), Ocak 2005 ile Aralık 2006 arasındaki iki yıllık döneme ait saatlik 2957 ABD Doları ile Türk Lirası arasındaki döviz kuru serisinde uzun hafıza gözlemiştir. Soofi vd. (2006), 12 Asya ülkesinin başlangıç tarihleri ülkeden ülkeye değişen en az 10 yıllık döneme ait günlük ABD doları döviz kuru verilerini kullanarak, döviz kurlarında uzun hafıza özelliği üzerinde çalışmışlardır. Söz konusu çalışmada, Japon Yeni ve Malezya Ringgit para birimleri ile ABD Doları kurları arasında uzun hafıza belirlemişler, ancak diğer döviz kurlarında kısa hafıza sürecine ait hipotezi reddedememişlerdir. Barros, Caporale ve Gil-Alana. (2012), Ağustos 1996 ile Haziran 2011 arasındaki aylık enflasyon gibi makro iktisadi verilerin yanında Angola Merkez Bankasından alınan ABD Doları kuru verileri arasında ortak bütünleşme (cointegration) incelemişlerdir. Serilerde ne  $I(0)$ , ne de  $I(1)$  düzeyinde bütünleşme düzeyi kabul edilmiştir. Örneğin, fiyatlar için 1,4 ve döviz kuru için 1,3 gibi yüksek düzeyde bütünleşme değerleri tespit etmişlerdir. Bu serilerin farkları alındığında belirgin bir uzun hafızaya sahip oldukları görülmektedir.

### 3. Türkiye'deki Başlıca Finansal Zaman Serilerindeki Bütünleşme Derecelerinin Tahminlemesi Üzerine Bir Uygulama

#### 3.1. Veriler

Türkiye finansal piyasalarını temsil ettiği düşünülen hisse senedi piyasası için İMKB100 Endeksi günlük kapanışları, faiz verileri için dönemin en çok işlem gören hazine kâğıtlarının yıllık faiz oranı dikkate alınarak hesaplanan gösterge faiz oranı, ABD Doları ve Euro döviz kurlarının günlük kapanışlarından hesaplanan genel kabul görmüş döviz sepeti kullanılmıştır. Bu çalışmadaki tüm hesaplamalarda, tüm serilerin ayın son işlem günündeki değerlerine göre aylık sürekli getirileri veri olarak kullanılmıştır.

Uzun hafıza üzerinde yapılmış bazı çalışmalar göstermektedir ki, zaman serilerinde yaşanan yapısal kırılmalar veya krizler, gerçek hafıza özelliklerinin modellenmesinde güçlükler neden olmakta (Soofi vd., 2006) ve hatta sahte uzun hafıza modellerini üretebilmektedir (Jouini ve Noura, 2004; Venetis, Duarte and Paya, 2006). Bu anlamda serinin başlangıç tarihi, Türkiye'de yaşanmış olan 2001 krizinin sonrasında ve Euro'nun serbest piyasada işlem görmesinde başlayan yıl olması itibarıyla 2002 başı olarak belirlenmiştir. İMKB100 Endeksi, gösterge faiz oranı ve döviz sepetine ait ABD Doları ve Euro kuru verileri 02 Ocak 2002 ile 21 Aralık 2012 tarihleri ve bu tarihler arasındaki her ayın son iş gününe ait değerler İMKB (2012), Bloomberght (farklı tarihlerde) ve TCMB (2012) web sayfalarından elde edilmiştir. Bu dönemdeki, bu veri setinin sürekli getirileri hesaplanmış ve analizlerde söz konusu bu 132 dönemlik getiri verileri kullanılmıştır.

ABD Doları ve Euro kur verilerinden  $(1*USD \text{ kuru} + 0,77*Euro \text{ kuru})/1,77$  ile hesaplanan döviz sepetine ait veriler elde edilmiş ve modellemelerde bu döviz sepeti kullanılmıştır. Her üç zaman serisi, ay sonundaki değişimler dikkate alınarak t ayına ait sürekli getirisi ( $r_t$ ) aşağıdaki gibi hesaplanmıştır (Korkmaz ve Pekkaya, 2012:288).

$$r_t = Ln \frac{y_t}{y_{t-1}} \quad (5)$$

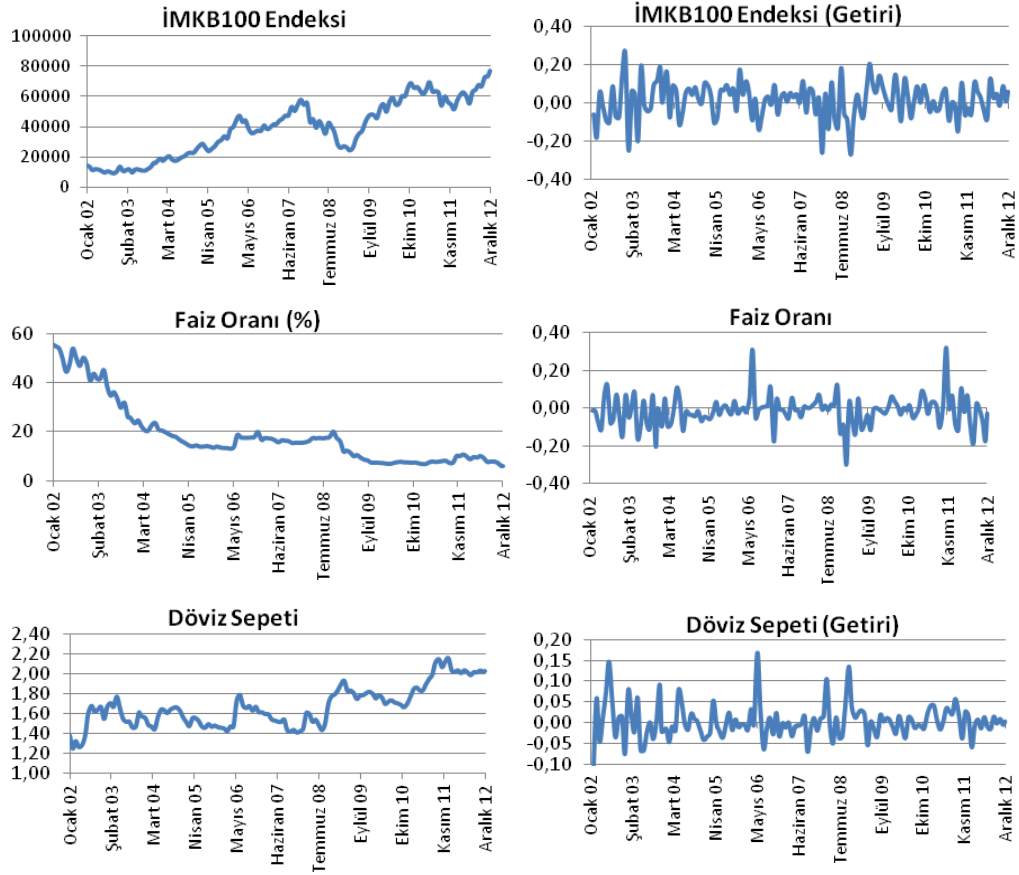
Serilerin orijinal değerleri ve sürekli getirileri elde edilmiş değerleriyle Şekil 1'de sunulmuştur.

Sürekli getirilere ait tanımlayıcı istatistik değerleri Tablo 2'de verilmiştir. Jarque-Bera (JB) istatistiği, büyük örneklem hacimlerinde yapılan çarpıklık ve basıklık değerlerini dikkate alan normallik testidir. Örneklem verilerinin normal dağılım içinde olup olmadığını gösteren önemli bir ölçü olarak kabul edilir. Normal dağılmış seride, çarpıklık (Ç) "0" ve basıklık (B) "3" olup JB istatistiğinin sıfıra yakın olması beklenir. Aşağıdaki formülle hesaplanan JB istatistiği, 2 serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımına uymaktadır (Gujarati ve Porter, 2009:131-132).

$$JB = n \left( \frac{\text{Ç}^2}{6} + \frac{(B-3)^2}{24} \right) \quad (6)$$



Şekil 1: İMKB100, Faiz Oranı ve Döviz'e ait Solda Değer ve Sağda Getiri Serileri



Tablo 2: Getiri Serilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

	İMKB100	FAİZ ORANI	DÖVİZ SEPETİ
Gözlem sayısı	132	132	132
Ortalama	0,012842	-0,016820	0,002969
Medyan	0,027574	-0,011020	-0,000340
Maksimum	0,260329	0,318962	0,168565
Minimum	-0,272642	-0,300200	-0,101745
Std. Sapma.	0,094782	0,081220	0,040374
Değişim Katsayısı	7,380626	-4,82878	13,59852
Çarpıklık	-0,399638	0,415330	1,088320
Basıklık	3,508312	6,763536	6,179137
Jarque-Bera İstatistiği (Anlamlılık)	4,934718 (0,084809)	81,69809 (0,000000)	81,64572 (0,000000)

Tablo 2 ve Şekil 1'de görüldüğü gibi, İMKB ve döviz sepeti serilerinde artış eğilimi varken, faiz oranında azalış eğilimi söz konusudur. Göreceli değişkenlik yapıları dikkate alındığında, değişim katsayısı en düşük olan faiz oranı diğer serilere göre değişkenliği daha azdır. Döviz serisinin oynaklığının en küçük olmasına rağmen, değişimlerin ortalaması çok küçük olmasından dolayı göreceli oynaklığı olan değişim katsayısı yüksektir. İMKB100 serisinin Normal dağılıma yakın bir yapı izlediği, ancak faiz oranı ve döviz serisindeki kalın kuyruk yapısı, serinin normal dağılıma uygun olduğu  $H_0$  hipotezinin güçlü bir şekilde reddedilmesine neden olmaktadır.



### 3.2. Birim Kök ve Mevsimsel Etkinin İncelenmesi

Hesaplamalarda kullanılacak bütün seriler, birim kök olabilirliği için ADF (Augmented Dickey-Fuller, Dickey ve Fuller, 1979) testleri sabitli ve trendli yapılar dikkate alınarak 3 alternatif modelle incelenmiştir. Serilerdeki birim kök testleri ayrıca PP (Phillips ve Perron, 1988) ve KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, ve Shin, 1992) testleriyle de incelenmiştir. ADF ve PP testi sıfır hipotezi ( $H_0$ ), zaman serisinin birim kök içermesi üzerine, söz konusu zaman serisi için “seride birim kök vardır” şeklinde kurulurken, KPSS testi ise diğer birim kök testlerine göre ters  $H_0$  hipotezine sahip olup “seride birim kök yoktur” veya “seri durağandır” şeklinde kurulur.

Beklendiği gibi tüm tahmin dönemlerinde getiri serilerinde ADF ve PP testlerine göre birim köke 0,001 anlamlılık düzeyinde rastlanmamıştır. Tablo 3’de, tüm veri seti için hesaplanan birim kök testi sonuçları verilmiştir. Burada tabloda raporlanmasa da, tüm tahmin dönemleri söz konusu birim kök testleriyle incelenmiş ve birim köke rastlanmamıştır. Böylece, çalışmada kullanılan getiri serilerinden oluşan finansal zaman serilerinin durağan yapıda olduğu görülmektedir.

**Tablo 3: Getiri Serilerinin ADF, PP ve KPSS Birim Kök Testi Sonuçları**

	ADF			PP			KPSS	
	Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabitli ve trendli	Sabitsiz ve trendsiz	Sabitli	Sabitli ve trendli	Sabitli	Sabitli ve trendli
İMKB100 (Anl.*)	-11,909 (0,000)	-12,112 (0,000)	-12,066 (0,000)	-11,917 (0,000)	-12,092 (0,000)	-12,048 (0,000)	0.0643	0.0652
Faiz Oranı (Anl.*)	-11,294 (0,000)	-11,741 (0,000)	-11,745 (0,000)	-11,351 (0,000)	-11,742 (0,000)	-11,748 (0,000)	0.1383	0.0787
Döviz Sepeti (Anl.*)	-10,559 (0,000)	-10,606 (0,000)	-10,566 (0,000)	-10,548 (0,000)	-10,622 (0,000)	-10,578 (0,000)	0.0430	0.0395
Anlamlılık (%)	Test Kritik Değerleri							
%1	-2,5827	-3,4808	-4,0296	-2,5827	-3,4808	-4,0296	0.7390	0.2160
%5	-1,9433	-2,8836	-3,4445	-1,9433	-2,8836	-3,4445	0.4630	0.1460
%10	-1,6151	-2,5786	-3,1471	-1,6151	-2,5786	-3,1471	0.3470	0.1190

\*ADF ve PP birim kök testleri için MacKinnon (1996) tek yönlü anlamlılık değerleri parantez içerisinde.

KPSS testi için Kwiatkowski (1992) kritik değerleri ve LM istatistiği raporlanmıştır.

\*\* ADF birim kök testi için Schwarz bilgi kriterine göre, 26ncı gecikmeye kadar bakılmıştır.

\*\*\* PP ve KPSS birim kök testleri için Newey ve West band genişliği kullanılmıştır.

\*\*\*\* KPSS testinde  $H_0$  hipotezi “seri durağandır” şeklinde olup, hipotezleri tablodaki diğer testlere göre ters kurulur.

**Tablo 4: Getiri Serilerinin Mevsimsellik Testi Sonuçları**

	Kruskal-Wallis H istatistiği	OxMetrics programının çıkarsaması
İMKB100	13,109 (0, 286)	Tanımlanabilir mevsimsellik YOKTUR.
Faiz Oranı	19,182 (0, 058)	Tanımlanabilir mevsimsellik YOKTUR.
Döviz Sepeti	6,924 (0, 805)	Tanımlanabilir mevsimsellik YOKTUR.

\*Kruskal-Wallis H testi  $H_0$  hipotezi, “Ayların ortalamaları fark yoktur veya mevsimsel etki yoktur”. Test anlamlılıkları parantez içerisinde.

Bu çalışmada kullanılan seriler aylık getiri serileri olduğundan, mevsimsel etki taşıyıp taşımadıkları parametrik olmayan Kruskal Wallis H testi ile SPSS’de incelenmiş ve test sonucu Tablo 4’de verilmiştir. Söz konusu ayların kendi içinde 11 yıl için 11’er gibi az sayıda veriden oluşmasından dolayı parametrik olmayan Kruskal Wallis H testi kullanılmıştır. Test sonuçlarına göre, bu serilerde 0,05 anlamlılık seviyesinde istatistiksel olarak mevsimsel etki bulunamamıştır. OxMetrics programının da, her üç seri için tanımlanabilir düzeyde belirgin anlamlı mevsimsellik özelliğini modellenmediğinden, mevsimsel etkilerden arındırmaya gerek kalmamıştır.

### 3.3. Kesirli Bütünleşme Derecesinin Tahmini

Zaman serilerinde, gerek birim kök testi (Ek 2) ve gerekse bütünleşme (Ek 3) derecelerinin hesaplanmasında Robinson modeli (Gil-Alana ve Robinson, 1997) kullanılmıştır. Bu model için Gauss programındaki longmem kütüphanesindeki Robinson testi kodları uygulanmış ve kodlar Ek 1'de verilmiştir. Robinson testinde, her hangi birim kök düzeyine göre sıfır hipotezi kurulabilmekte ve serideki bütünleşme derecesi hesaplanabilmektedir (Balcılar, 2003, s. 4). Robinson birim kök testinin  $H_0$  hipotezi, serideki bütünleşme derecesinin  $d=1$  düzeyinde olduğuna göre kuruludur. Ek 2'deki Robinson birim kök testi sonuçlarına göre, dönemlerde zaman serisindeki bütünleşme derecesinin  $d=1$  olduğu hipotez 0,0001 anlamlılık düzeyinde dahi güçlü şekilde reddedilmektedir.

Ek 3'deki bütünleşme derecelerinin tahmin değerleri 0,10 anlamlılık düzeyinde incelendiğinde, genellikle mutlak değerce yaklaşık 0,17 düzeyinin altında istatistiksel olarak anlamlılık zayıflamaktadır. Özellikle İMKB100 endeksi bütünleşme dereceleri çoğu dönem için 0'a daha yakın olduğundan anlamlılık düzeyi en düşük (istatistiksel olarak yaklaşık %16,13'ü anlamlı) olan seri olduğu görülmektedir. Modellenen faiz oranı serileri FI derecelerinin % 38,71'i (özellikle Haziran 2009- Eylül 2011 arasında) istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Döviz serisinde ise verilerin yaklaşık %70'inin anlamlı ve özellikle Aralık 2009'dan sonraki tüm bütünleşme derecelerinin anlamlı olduğu görülmektedir. İMKB ve faiz oranındaki bütünleşme derecesi pozitif olduğundan istatistiksel olarak anlamlılık düzeyleri zayıf da olsa uzun hafıza özelliği gösterirken, döviz kuru serisindeki çoğu tahmin istatistiksel olarak anlamlı olan orta hafızaya sahiptir.

Dönemlere göre bütünleşme derecelerinin ortalamaları Tablo 5 ve 6'dan da görüldüğü üzere, ABD bazlı ortaya çıkan ve küreselleşen mortgage krizinin etkisinin Türkiye'de de 2008 ve 2009 yıllarında hissedildiği (Pekkaya, 2011, s. 107), uzun hafıza modellerinin anlamlılık düzeylerinin çok düşük olduğu görülmektedir. Pekkaya (2011)'nın çalışmasında kullandığı hisse senedi getiri verilerindeki FI modellemelerinin zayıf başarısına, FI modellerinin performanslarının test edildiği dönemin krize rastlaması neden olarak gösterilebilir.

**Tablo 5: Tahmin Edilen Bütünleşme Dereceleri için Tanımlayıcı İstatistik**

	Ocak 2008 – Aralık 2012			Ocak 2008 - Aralık 2009			Ocak 2010 - Aralık 2012		
	İMKB	FAİZ	DÖVİZ	İMKB	FAİZ	DÖVİZ	İMKB	FAİZ	DÖVİZ
Tahmin S.	60	60	60	24	24	24	36	36	36
Ortalama	0,1423	0,1429	-0,2133	0,1259	0,1168	-0,1864	0,1533	0,1603	-0,2312
Medyan	0,1373	0,1545	-0,2210	0,1252	0,1050	-0,1841	0,1482	0,1794	-0,2357
Mak.	0,2343	0,2160	-0,1282	0,1822	0,2160	-0,1282	0,2343	0,2055	-0,1757
Min.	0,0799	0,0168	-0,2693	0,0799	0,0168	-0,2428	0,0918	0,0771	-0,2693
Std. Sap.	0,0370	0,0537	0,0329	0,0287	0,0617	0,0292	0,0381	0,0397	0,0211
Çarpıklık	0,6441	-0,5150	0,5277	0,1343	0,1765	-0,1150	0,6014	-0,6353	0,5105
Basıklık	3,0750	2,0864	2,5438	2,1501	1,7422	2,5856	2,5810	1,9849	2,9853
JB İstat. (Anl.)	4,1623 (0,125)	4,7395 (0,094)	3,3052 (0,192)	0,7946 (0,672)	1,7066 (0,426)	0,2246 (0,894)	2,4337 (0,296)	3,9673 (0,296)	1,5638 (0,458)

İMKB100 endeksi serisinde, kesirli bütünleşme düzeyinin tahmin edildiği 2008-2012 döneminin genelinde ortalama 0,14234 düzeyinde kesirli bütünleşme olduğu ve anlamlı olan değerlerin ise 60 dönemde sadece 8 olduğu görülmüştür. Faiz oranı serisinde ise aynı dönemin genelinde ortalama 0,14292 düzeyinde kesirli bütünleşme olduğu ve anlamlı olan değerlerin ise 60 dönemde 22 olduğu görülmüştür. Döviz kuru serisinde ise aynı dönemin genelinde ortalama -0,21327 düzeyinde negatif kesirli bütünleşme olduğu ve anlamlı olan değerlerin ise 60 dönemde 42 olduğu dikkat çekicidir.

Mortgage krizine ait dönem olan 2008-2009 yıllarındaki 24 aylık dönemde ise hemen tüm serilerde tahmin edilen FI dereceleri anlamlılıkların çok zayıf olduğu görülmektedir. İMKB100 Endeksindeki bütün FI dereceleri tahminleri ise 0,10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı değildir.

Söz konusu bu 24 aylık kriz dönemindeki FI tahminleri ile izleyen 36 aylık dönemdeki FI tahminleri karşılaştırma amaçlı incelenebilir. Bu anlamda, dönemlere göre her üç FI tahmin setlerinin normal dağılıma uygunluğu, H0 hipotezi normal dağılım varsayımı olan JB istatistiği ile incelenebilir. Tablo 5'deki JB test istatistiği sonuçlarına göre, normalliğin reddedilememiş olması, dönemler arasındaki farkın bağımsız iki örnek t testi ile değerlendirilmesine olanak sağlar. İMKB100 Endeksi, faiz oranı ve döviz kuruna ait Tablo 6'daki bağımsız iki örnek t testi sonuçlarına göre, son 36 ayın FI tahminleri ortalamaları, ilk 24 ayın FI tahminleri ortalamasına göre kayda değer bir artış gösterdiği istatistiksel olarak 0,005 anlamlılık düzeyinde ifade edilebilir. Ayrıca, setlerin dönemlere göre kendi içinde normal dağılıma uygunluğu, dönemlerin kendi içerisinde elde edilen ortalama FI değerlerinin dönemlere ait seri bütünleşme düzeylerine ait temsil gücünü artırmaktadır.

**Tablo 6: Dönemlere Göre Tahmin Edilen Bütünleşme Derecelerinin Ortalamaları**

		İMKB 100 Endeksi		Faiz Oranı		Döviz Sepeti	
		FI Ortalaması	Tahmin sayısı	FI Ortalaması	Tahmin sayısı	FI Ortalaması	Tahmin sayısı
2008 -2012	Tüm seri	0,14234	60	0,14292	60	-0,21327	60
	Anlamlı olan	0,21327	8	0,19554	22	-0,23026	42
2008 -2009	Tüm seri	0,12593	24	0,11679	24	-0,18642	24
	Anlamlı olan	-	0	0,20412	5	-0,22479	6
2010 -2012	Tüm seri	0,15328	36	0,16035	36	-0,23117	36
	Anlamlı olan	0,21327	8	0,19301	17	-0,23117	36
2008-2009 ve 2010-2012 dönemleri arasındaki fark için	Levene'nin Varyans testi	1,045 (0,311)		9,354 (0,003)		2,056 (0,157)	
	Bağımsız iki örnek t testi istatistiği	-2,991 (0,004)		-3,062 (0,004)		6,895 (0,000)	

\*Testlerin istatistiksel olarak anlamlılık düzeyleri parantez içerisinde verilmiştir.

Son 36 aylık dönem olan 2010-2012 tarih aralığında, FI dereceleri tahminlerinin anlamlılıklarında belirgin bir düzelme görülmektedir. Döviz sepeti serisindeki bütünleşme derecesinde tüm tahminler anlamlı olup serinin bütünleşme derecesinin (negatif olan) -0,23117 sayısı ile orta hafıza yapısına sahip olduğu söylenebilmektedir. Bu dönemdeki İMKB100 ve Faiz oranı serilerindeki anlamlı olan bütünleşme dereceleri sırasıyla 0,21327 ve 0,19301 sayısı ile uzun hafıza özelliği taşıdığı görülebilmektedir. Ancak, anlamlı sayıların azlığı ve anlamlılık düzeylerinin zayıf olması nedeniyle İMKB100 Endeksi FI derecesi tahmin sonuçlarına temkinli yaklaşmak gerekir.

#### 4. Sonuç

Zaman serilerinde herhangi bir analiz yapmak için, serilerin durağan olması gerekli bir koşuldur. Zaman serilerinde durağanlık, serideki bütünleşme derecesinin 0 veya I(0) olarak ifade edilirken birim kök içeren seri I(1) olarak dikkate alınmaktadır. Ancak, kesirli bütünleşme (FI) üzerine yapılan birçok çalışma, serilerin bütünleşme derecesinin tam 0 veya 1 değerine sahip olmasının söz konusu olmadığını ifade etmektedir. Zaman serilerindeki bütünleşme derecesinin, kesirli bir değere sahip olduğu üzerinde yoğun bir fikir birliği söz konudur. Bütünleşme derecesi 1'e yakın olduğunda fark alınarak da olsa, birçok zaman serisindeki bütünleşme derecesi  $-0,5 < d < 0,5$  arasında değer alabildiği görülmüştür. Bütünleşme derecesi  $-0,5 < d < 0$  ise orta hafıza ve  $0 < d < 0,5$  ise uzun hafıza söz konusu

olmaktadır. Uzun hafıza modellerinin, ARIMA gibi kısa hafıza modellerine göre daha az parametreyle serideki yapıyı modelleme avantajına sahip olduğu kabul edilmektedir.

Bu çalışmada, Türkiye'deki İMKB100 endeksi, gösterge faiz oranı ve ABD doları-Euro'dan oluşan döviz sepeti gibi finansal verilerin 2002-2012 arası aylık getiri serileri kullanılarak, son 60 aya ait serilerdeki bütünleşme dereceleri tahminlenmiştir. Ek 2'deki Robinson testi sonuçlarına göre, bütün seriler her bir dönem için uzun hafıza modellemelerinin uygulanabileceği öngörülmektedir. Bütünleşme derecelerinin tahminlenmesine yönelik analiz sonuçlarına göre, bütünleşme derecelerinin her ay için farklı değer aldığı gözlenmiştir. FI değerinde çoğu zaman küçük değişimler söz konusu iken, birbirini izleyen bazı aylarda belirgin değişimler söz konusu olmaktadır. Bu durum, FI modellemesi yapan çalışmalarda, kullanılan dönemlere göre farklı sonuçlar elde edilebileceğini ve dönemlere göre FI modellemelerinin analiz ve yorumlanması gerektiğini göstermektedir. Dönemlere göre FI tahmin değerlerindeki bu değişimler, literatürdeki bazı çalışmaların üzerinde durduğu gibi (Jouini ve Nouira, 2004; Soofi vd., 2006; Venetis vd., 2006) kriz dönemini kapsayan zaman aralığını kullanan analizlerde güçlükler veya yanlış çıkarımlara neden olmaktadır.

Serilerin 2008-2009 arasındaki 24 aya ait bütünleşme derecelerinin, bu dönemi izleyen 2010-2012 arasındaki 36 aya ait bütünleşme derecelerinden daha düşük olduğu ve ilk dönemlere ait bütünleşme derecelerinin istatistiksel anlamlılıklarının çok daha zayıf olduğu belirlenmiştir. Bu durum, ABD bazlı ortaya çıkan ve küreselleşen mortgage krizinin etkisinin 2008 ve 2009 yıllarında Türkiye'deki zaman serilerinin uzun hafıza modellemelerinde güçlükler neden olabileceğinin bir göstergesi olarak yorumlanabilir. Başka bir ifadeyle, söz konusu 2008-2009 yılları kullanılarak yapılan FI modellemelerinin sonuçlarına temkinli yaklaşmak gerekir.

Zaman serilerinden İMKB100 endeksi bütün olarak incelendiğinde, diğer seriler gibi uzun hafıza modellemelerinin yapılabirliği güçlü şekilde kabul edilmiştir (Ek 2). Ancak, hesaplanan FI derecelerinin düşük ve buna bağlı olarak istatistiksel anlamlılıklarının birçoğunda düşük veya yok olduğu görülmektedir (Ek 3). Bu durumda, İMKB100 Endeksine ait zaman serilerindeki uzun hafıza modellerinin başarı performansının düşük olabileceği öngörülebilir. Hatta 60 döneme ait FI parametresi tahmininden sadece 8 tanesinin anlamlı olduğu önemli bir göstergedir. Bu anlamda, İMKB100 Endeksinin genellikle kısa zaman dinamiklerine göre davrandığını kabul edilebilir.

Kriz sonrası dönem olan 2010 -2012 arasında faiz oranı serisindeki bütünleşme derecesi ortalama olarak 0,16035 ve 36 tahminden 17'si (%47,22'si) istatistiksel olarak anlamlı kabul edilebilir. Sadece anlamlı olan FI dereceleri dikkate alındığında, faiz serisinde 0,19301 seviyesinde uzun hafıza özelliği gözlenebilmektedir. Bu son dönemdeki döviz sepeti serisindeki bütünleşme derecesi ortalama olarak -0,23117 ve tüm tahminden 0,10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu anlamda zaman serilerinde en önemli ve istikrarlı kesirli bütünleşme faiz serisinde tespit edilmiş olup uzun dönemde dengede ve belirgin düzeyde orta hafıza özelliğine sahip olması dikkate değer bir çıktı olarak değerlendirilmelidir. Elde edilen bu değerlendirmelere göre, Türkiye'de yatırım yapan büyük şirketlerin yanısıra TCMB politikalarını belirlerken ve geleceğe dönük finansal piyasalara ait öngörüler için modellemeler yaparken kesirli bütünleşik modelleri kullanması anlamlı olacaktır. Hisse senedi için yapılacak modellemeler kriz dönemlerine çok duyarlı olduğu görülmekle birlikte faiz ve özellikle döviz kuru için kurulan modellemelerin başarısı genel olarak daha iyi olacağı göz önüne alınmalıdır.

## Kaynaklar

- Alptekin, N. (2006). Long memory analysis of USD/TRL exchange rate, *International Journal of Human and Social Sciences*, 1(2), 111-116.
- Baillic, R.T. (1996). Long memory processes and fractional integration in econometrics, *Journal of Econometrics*, 73(1), 5-59.
- Balcılar, M. (2002, September). Persistence in Inflation: long memory, aggregation, or level shifts?, *Sixth METU International Conference on Economics*.
- Balcılar, M (2003, Mayıs). Long memory and structural breaks in Turkish inflation rates, *VI. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*.
- Banerjee, A.N. (2012). Discriminating short and long memory in finite samples using sensitivity analysis: an application to growth convergence, *Bulletin of Economic Research*, 64(1) 168-192.
- Barros, C.P., Caporale, G.M. & Gil-Alana, L.A. (2012). Long memory in angolan macroeconomic series: mean reversion versus explosive behaviour, *Boreneal University Department of Economics and Finance Working Paper No. 12-09*.
- Bhardwaj, G. & Swanson, N.R. (2004). An empirical investigation of the usefulness of ARFIMA models for predicting macroeconomic and financial time series, *Rutgers University Economics Working Paper No. 200422*.
- Bisaglia, L. (2002). Model selection for long memory models, *Quaderni di Statistica*, 4, <http://www.dipstat.unina.it/Quaderni%20di%20statistica/volume%204/bisaglia.pdf>, (Erişim Tarihi, 24 Temmuz 2010).
- Bloomberght (2012). Bloomberght web sayfası, [www.bloomberght.com](http://www.bloomberght.com), (Erişim Tarihi. 21 Aralık 2012).
- Bos, C.S., Franses, P.H. & Ooms, M. (1998). Long memory and level shifts: re-analyzing inflation rates, <http://www.tinbergen.nl/discussionpapers/98039.pdf>, (Erişim Tarihi. 24 Temmuz 2010).
- Caballero, R., Jewson, S. & Brix, A. (2002). Long memory in surface air temperature: detection, modeling, and application to weather derivative valuation, *Climate Research*, 21(1), 127-140.
- Cajueiroa, D.O. & Tabak B.M. (2007). Time-varying long-range dependence in US interest rates, *Chaos, Solitons & Fractals*, 34(2), 360–367.
- Caporale G.M. & Gil-Alana, L.A. (2010). Long memory and volatility dynamics in the US Dollar exchange rate, *German Institute for Economic Research Discussion Paper No. 1619-4535*.
- Çevik, E.İ. (2012). İstanbul menkul kıymetler borsası'nda etkin piyasa hipotezinin uzun hafıza modelleri ile analizi: sektörel bazda bir inceleme, *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 7(26), 4437-4454.
- Chaiwan, A., Chang, C., McAleer, M. & Sriboonchitta, S. (2009). Long memory in volatility of southeast asia stock markets, [http://list.academic-journal.org/submissions/isfa2009\\_submission\\_63.pdf](http://list.academic-journal.org/submissions/isfa2009_submission_63.pdf), (Erişim Tarihi. 24 Temmuz 2010).
- Cheung, Y. (1993). Long memory in foreign-exchange rates, *Journal of Business & Economic Statistics*, 11(1), 93-101.

- Chung, Y. & Lai, K.S. (1993). A fractional cointegration analysis of purchasing power parity, *Journal of Business & Economic Statistics*, 11(1), 103-112.
- Conrad, C. & Karanasos M. (2005). Dual long memory in inflation dynamics across countries of the euro area and link between inflation uncertainty and macroeconomic performance, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 9(4), 1147-1147.
- Cuñado, J., Gil-Alana L.A. & Gracia F.P.de (2008). Stock market volatility in US bull and bear markets, *Journal of Money, Investment and Banking*, (1), 24-32.
- Dickey, D.A. & W.A., Fuller (1979). Distribution of the Estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366), 427-431.
- Dionisio, A., Menezes, R. & Mendes, D.A. (2007). On the integrated behaviour of non-stationary volatility in stock markets, *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 382(1) 58-65.
- Gil-Alana, L.A. & Robinson, P.M. (1997). Testing of unit root and other nonstationary hypotheses in macroeconomic time series, *Journal of Econometrics*, 80(2), 241-268.
- Gil-Alana, L.A. (2003). Long memory in the interest rates in some Asian countries, *International Advances in Economic Research*, 9(4), 257-267.
- Gil-Alana, L.A. (2007). Fractional integration and deterministic trends. an investigation and an illustration with the US GNP, *Int. J. Contemp. Math. Sci.*, 2(3), 135-158.
- Gujarati, D.N. & Porter, D.C. (2009). *Basic econometrics*, (Fifth Edition), Singapore, McGraw Hill.
- Hinich, M.J. & Chong T.T.L. (2007). A class test for fractional integration, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 11(2), 1-22.
- Hosking, J.R.M. (1981). Fractional differencing, *Biometrika*, 68(1), 165-176.
- İMKB (2012). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası web sayfası, [www.imkb.gov.tr](http://www.imkb.gov.tr), (Erişim Tarihi. 21 Aralık 2012).
- Jensen, M.J. (1999). An approximate wavelet MLE of short and long memory parameters, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 3(4), 239-253.
- Jouini, J & Nouira, L. (2004). Mean-Shifts and Long-Memory in the U.S. ex-post real interest rate, <http://130.203.133.150/viewdoc/summary?doi=10.1.1.122.221>, (Erişim Tarihi. 15 Aralık 2012).
- Karanasos, M., Sekioua, S.H. & Zeng, N. (2006). On the order of integration of monthly US ex-ante and ex-post real interest rates: New Evidence from over a Century of Data, *Economics Letters*, 90(2), 163-169.
- Kasman, A. & Torun E. (2007). Long Memory in the Turkish stock market return and volatility, *Central Bank Review (Republic of Turkey)*, 7(2), 13-27.
- Korkmaz, T. ve Pekkaya, M. (2012). *Excel uygulamalı finans matematiği*, (3. Baskı), Bursa, Ekin Basım Yayın Dağıtım.
- Kutlar, A. ve Turgut T. (2006). Türkiye'deki başlıca ekonomi serilerinin ARFIMA modelleri ile tahmini ve öngörülebilirliği," *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 11 (1), 120-149.



- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root, *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Kwiatkowski, J. (2000). Bayesian analysis of long memory and persistence using arfima models with an application to polish stock Market, *Dynamic Econometric Models*, 4, 199-210.
- Lux, Th. & Kaizoji T. (2004). Forecasting volatility and volume in the tokyo stock market: the advantage of long memory models, *Economic Working Paper No. 2004-05*.
- MacKinnon, J.G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests, *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618.
- Onour, I.A. (2010). North africa stock markets: analysis of long memory and persistence of shocks, *International Journal Monetary Economics and Finance*, 3(2), 101-111.
- Pekkaya, M. (2011). ARFIMA ve FIGARCH yöntemlerinin Markowitz ortalama varyans portföy optimizasyonunda kullanılması: İMKB-30 Endeks hisseleri üzerine bir uygulama, Zonguldak Karaelmas Üniversitesi SBE Yayınlanmamış Doktora Tezi.
- Phillips, P.C.B. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Robinson, P.M. (1994a). Semiparametric analysis of long-memory time series, *The Annals of Statistics*, 22(1), 515-539.
- Robinson, P.M. (1994b). Efficient tests of nonstationary hypotheses, *Journal of the American Statistical Association*, 89(428), 1420-1437.
- Shao, X. & Wu, W.B. (2007). Local asymptotic powers of nonparametric and semiparametric tests for fractional integration, *Stochastic Processes and their Applications*, 117(2), 251-261.
- Soofi, A.S., Wang, S. & Zhang Y. (2006). Testing for long memory in the Asian foreign exchange rates, *Jrl Syst Sci & Complexity*, 19, 182-190.
- Tansuchat, R, Chang, C. & McAleer, M. (2009). Modelling long memory volatility in agricultural commodity futures returns, <http://www.e.u-tokyo.ac.jp/cirje/research/03research02dp.html>, (Erişim Tarihi. 24 Temmuz 2010).
- TCMB (2012). Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası web sayfası, [www.imkb.gov.tr](http://www.imkb.gov.tr), (Erişim Tarihi. 21 Aralık 2012).
- Tsay, W. (2000). Long memory story of the real interest rate, *Economics Letters*, 67(1) 325-330.
- Venetis, I.A., Duarte, A. & Paya, I. (2006). The long memory story of real interest rates. Can it be supported?, *Lancaster University Management School Working Paper 2006/038*.
- Wang, S., Bauwens, L. & Hsiao C. (2012). Forecasting long memory processes subject to structural breaks, *ECORE Discussion Paper 2012/48*.
- Yıldırta, D.C. & Bölükbaşı, A.G. (2010, May). Testing for long memory models in turkish derivatives exchange using ARFIMA FIGARCH model, 9th Special Conference of the Hellenic Operational Research Society.
- Zumbach, G. (2003). Volatility processes and volatility forecast with long memory, [http://www.olsen.ch/fileadmin/Publications/Working\\_Papers/030617-LMProcesses.pdf](http://www.olsen.ch/fileadmin/Publications/Working_Papers/030617-LMProcesses.pdf), (Erişim Tarihi: 25.07.2010).



## Ekler

## Ek 1: Robinson Testi için Kullanılan Gauss Kodları

```

library longmem;
load x[120,1]= imkb120.txt;
pw=.5;
call robgsp(x, pw);
_output=1;
call robgsp(x, pw);
{d,sed,prd}=robgsp(x,.65);
zi=(d-1)/sed;
pdegeri=(1-cdfn(abs(zi)));
print " z-ist p-değeri";
print zi~pdegeri;

```

**Not:** Gauss kod uyarlanması için Prof.Dr. Mehmet Balcılar'a teşekkürler sunarız.

## Ek 2: Robinson Birim Kök Testi Sonuçları (Z İstatistikleri)

Dönem	İMKB100	Faiz Oranı	Döviz Sepeti
Oca.08	-6,937882	-7,600054	-9,246604
Şub.08	-6,985941	-7,381448	-9,434802
Mar.08	-6,542644	-7,367942	-9,324325
Nis.08	-7,287121	-7,512100	-9,555591
May.08	-7,201302	-7,534595	-9,942593
Haz.08	7,010523	-7,433906	-9,738607
Tem.08	-7,409824	-7,330221	-10,136589
Ağu.08	-7,345902	-7,473008	-10,159420
Eyl.08	-7,244592	-7,615601	-10,135067
Eki.08	-6,967841	-7,768326	-9,876635
Kas.08	-6,808843	-7,430133	-9,857106
Ara.08	-7,001448	-7,064803	-9,848290
Oca.09	-6,997863	-6,885495	-9,625283
Şub.09	-7,217247	-8,342990	-9,654821
Mar.09	-7,311885	-8,258858	-9,573204
Nis.09	-7,591463	-7,467595	-9,914087
May.09	-7,806444	-7,258855	-9,808610
Haz.09	-7,807265	-6,797909	-9,894863
Tem.09	-7,706395	-6,652533	-10,086599
Ağu.09	-7,552980	-6,745460	-10,052806
Eyl.09	-7,709299	-7,399163	-10,296588
Eki.09	-7,524829	-7,146114	-10,296066
Kas.09	-7,319421	-7,000033	-10,318093
Ara.09	-7,526443	-6,942060	-10,446415
Oca.10	-7,665427	-6,926217	-10,599546
Şub.10	-7,548514	-6,929285	-10,563558
Mar.10	-7,541128	-6,979317	-10,688145
Nis.10	-7,692723	-7,110192	-10,847918
May.10	-7,545524	-7,341507	-10,778872
Haz.10	-7,449794	-7,260717	-10,828823

Dönem	İMKB100	Faiz Oranı	Döviz Sepeti
Tem.10	-7,623146	-7,184241	-10,935573
Ağu.10	-7,773659	-7,138417	-11,004171
Eyl.10	-8,029676	-7,187675	-11,087723
Eki.10	-8,123081	-7,278283	-11,183182
Kas.10	-7,957848	-7,240523	-11,222017
Ara.10	-7,623314	-7,235557	-11,246359
Oca.11	-7,776805	-7,333794	-11,114761
Şub.11	-7,819919	-7,513478	-11,231050
Mar.11	-8,048565	-7,631127	-11,476046
Nis.11	-8,306798	-7,530944	-11,539517
May.11	-8,106463	-7,436583	-11,400996
Haz.11	-7,721981	-7,441577	-11,371040
Tem.11	-7,295671	-7,519171	-11,312555
Ağu.11	-7,017733	-7,515905	-10,918992
Eyl.11	-8,146364	-7,468720	-11,029237
Eki.11	-8,089251	-8,151794	-11,464161
Kas.11	-7,920245	-8,102432	-11,275157
Ara.11	-7,559039	-7,851507	-11,241528
Oca.12	-7,225572	-7,900579	-11,624341
Şub.12	-7,402527	-8,199692	-11,535489
Mar.12	-7,793434	-8,311789	-11,444721
Nis.12	-7,985718	-8,431307	-11,604181
May.12	-8,156813	-8,614933	-11,867836
Haz.12	-7,440485	-8,460309	-11,914371
Tem.12	-7,518662	-8,567617	-11,911793
Ağu.12	-8,056453	-8,660690	-11,794044
Eyl.12	-8,381058	-8,852393	-11,873751
Eki.12	-8,341503	-8,773380	-11,961536
Kas.12	-8,109536	-8,290347	-12,129164
Ara.12	-7,744040	-8,333232	-12,174952

**Not:** Bütün z istatistiklerinin anlamlılık düzeyleri 0,0001'den küçüktür.

## Ek 3: Bütünleşme Derecesinin (d) Tahmini

Tarih	İMKB 100 Endeksi		Faiz Oranı		Döviz Sepeti	
	d tahmini	Anlamlılık	d tahmini	Anlamlılık	d tahmini	Anlamlılık
Oca.08	0,132765	0,288182	0,049993	0,689196	-0,155825	0,212543
Şub.08	0,126757	0,310554	0,077319	0,536212	-0,179350	0,151344
Mar.08	0,182170	0,145018	0,079007	0,527349	-0,165541	0,185395
Nis.08	0,089110	0,475921	0,060987	0,625621	-0,194449	0,119805
May.08	0,099837	0,424466	0,058176	0,641642	-0,242824	0,052065
Haz.08	0,123685	0,322430	0,070762	0,571330	-0,217326	0,082104
Tem.08	0,101427	0,402937	0,111080	0,359672	-0,229242	0,058708
Ağu.08	0,109179	0,367956	0,093765	0,439402	-0,232011	0,055721
Eyl.08	0,121464	0,316528	0,076473	0,528295	-0,229057	0,058911
Eki.08	0,155025	0,201119	0,057952	0,632732	-0,197718	0,103012
Kas.08	0,174306	0,150613	0,098964	0,414455	-0,195350	0,107203
Ara.08	0,150950	0,213219	0,143267	0,237441	-0,194281	0,109138
Oca.09	0,151384	0,211904	0,165011	0,173603	-0,167237	0,167873
Şub.09	0,149439	0,204786	0,016769	0,886849	-0,137832	0,242186
Mar.09	0,138286	0,240637	0,026684	0,820872	-0,128213	0,276629
Nis.09	0,105338	0,371419	0,119935	0,308827	-0,168386	0,153060
May.09	0,080002	0,497241	0,144536	0,220038	-0,155956	0,185726
Haz.09	0,079905	0,497761	0,198859	0,091532	-0,166121	0,158663
Tem.09	0,091793	0,436047	0,215991	0,066840	-0,188717	0,109306
Ağu.09	0,109873	0,351181	0,205040	0,081890	-0,184735	0,116992
Eyl.09	0,115683	0,313215	0,151258	0,187291	-0,181100	0,114384
Eki.09	0,136843	0,232882	0,180285	0,116024	-0,181040	0,114504
Kas.09	0,160405	0,162000	0,197041	0,085840	-0,183566	0,109533
Ara.09	0,136658	0,233514	0,203691	0,075776	-0,198286	0,083878
Oca.10	0,120715	0,292630	0,205508	0,073200	-0,215851	0,059870
Şub.10	0,134126	0,242289	0,205156	0,073693	-0,211723	0,064927
Mar.10	0,134973	0,239327	0,199417	0,082126	-0,226014	0,048799
Nis.10	0,117584	0,305328	0,184405	0,107922	-0,244342	0,033162
May.10	0,156385	0,161889	0,179195	0,108987	-0,205115	0,066565
Haz.10	0,167088	0,135051	0,188227	0,092268	-0,210699	0,059490
Tem.10	0,147706	0,186460	0,196777	0,078403	-0,222634	0,046448
Ağu.10	0,130879	0,241754	0,201901	0,070941	-0,230304	0,039408
Eyl.10	0,102255	0,360404	0,196394	0,078986	-0,239645	0,032077
Eki.10	0,091812	0,411538	0,186263	0,095716	-0,250318	0,025162
Kas.10	0,110286	0,323925	0,190485	0,088428	-0,254660	0,022742
Ara.10	0,147688	0,186516	0,191040	0,087504	-0,257381	0,021330
Oca.11	0,151481	0,165032	0,199818	0,067047	-0,212720	0,051223
Şub.11	0,146777	0,178550	0,180212	0,098601	-0,225408	0,038838
Mar.11	0,121830	0,264171	0,167376	0,125024	-0,252139	0,020839
Nis.11	0,093654	0,390697	0,178307	0,102215	-0,259065	0,017579
May.11	0,115512	0,289742	0,188602	0,083886	-0,243951	0,025362
Haz.11	0,157463	0,148972	0,188057	0,084785	-0,240682	0,027392
Tem.11	0,203977	0,061556	0,179591	0,099768	-0,234301	0,031761
Ağu.11	0,234303	0,031760	0,179948	0,099097	-0,191360	0,079458
Eyl.11	0,131595	0,217029	0,203832	0,055862	-0,175721	0,099269
Eki.11	0,137683	0,196502	0,131016	0,219058	-0,222084	0,037221
Kas.11	0,155699	0,144129	0,136278	0,201109	-0,201936	0,058182
Ara.11	0,194204	0,068486	0,163027	0,126184	-0,198351	0,062787
Oca.12	0,229751	0,031142	0,157795	0,138806	-0,239159	0,024864
Şub.12	0,210888	0,047894	0,125910	0,237547	-0,229687	0,031189
Mar.12	0,169217	0,112423	0,113960	0,285051	-0,220011	0,039028
Nis.12	0,148720	0,162982	0,101220	0,342354	-0,237010	0,026192
May.12	0,149593	0,151330	0,101831	0,328703	-0,237307	0,022836
Haz.12	0,224276	0,031462	0,117952	0,257906	-0,242159	0,020195
Tem.12	0,216125	0,038172	0,106764	0,305813	-0,241890	0,020334
Ağu.12	0,160057	0,124732	0,097061	0,351867	-0,229614	0,027638
Eyl.12	0,126214	0,226047	0,077074	0,459743	-0,237924	0,022484
Eki.12	0,130338	0,211241	0,085312	0,413195	-0,247076	0,017794
Kas.12	0,154522	0,138306	0,135672	0,193150	-0,264553	0,011165
Ara.12	0,192628	0,064657	0,131200	0,208236	-0,269326	0,009786

**This Page Intentionally Left Blank**