

## İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI'NDA ETKİN PİYASA HİPOTEZİNİN UZUN HAFIZA MODELLERİ İLE ANALİZİ: SEKTÖREL BAZDA BİR İNCELEME

### THE TESTING OF EFFICIENT MARKET HYPOTHESIS IN THE ISTANBUL STOCK EXCHANGE BY USING LONG MEMORY MODELS: A SECTOR-SPECIFIC ANALYSIS

Emrah İsmail ÇEVİK\*

---

#### ÖZET

*Bu çalışmada İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) etkin piyasa hipotezinin geçerli olup olmadığı parametrik ve yarı parametrik yöntemler ile araştırılmıştır. Zayıf formda etkin piyasa hipotezinin varlığını belirleyebilmek için 10 sektör endeksi dikkate alınmıştır. Yarı parametrik ve parametrik uzun hafıza model sonuçları sektörlere ait endeks getirilerinin oynaklığının uzun hafıza özelliği gösterdiğini belirtmektedir. Buna bağlı olarak İMKB'nin etkin bir piyasa olmadığı ifade edilebilir.*

**Anahtar Kelimeler:** İMKB, Etkin Piyasa Hipotezi, Uzun Hafıza, FIGARCH, Local Whittle Tahminci

#### ABSTRACT

*In this study, we examine whether the efficient market hypothesis is valid in the Istanbul Stock Exchange (ISE) via parametric and semi parametric long memory models. In order to determine the presence of weak form efficient market hypothesis, we consider 10 sector indices. Semi parametric and parametric long memory model results suggest that the volatility of sector returns exhibit long memory properties and hence it can be said that the ISE is not efficient market.*

**Keywords:** ISE, Efficient Market Hypothesis, Long Memory, FIGARCH, Local Whittle Estimator

---

\* Yrd. Doç. Dr. Bülent Ecevit Üniversitesi, İ.İ.B.F., Ekonometri Bölümü, e-posta: emrahic@yahoo.com

## GİRİŞ

Finansal piyasalar açısından etkinlik kavramı ve buna bağlı olarak finansal piyasaların etkin olup olmadığı gerek gelişmiş gerekse gelişen piyasalar için uzun yıllardır araştırma konusu olmuştur. Etkin bir piyasada, piyasaya gelen yeni bir bilginin tüm yatırımcılara aynı anda ulaştığı varsayılmakta ve piyasada pozisyon alan yatırımcıların normalin üzerinde kazanç elde edemeyeceği belirtilmektedir. Buna ek olarak, etkin bir piyasada sistematik anomaliler (davranışsal finans teorisine bağlı sürü etkisi, aşırı güven etkisi haftanın günü etkisi, ay etkisi ve hava durumu etkisi gibi) ortaya çıkmamakta ve menkul kıymete ait fiyatlar piyasada tamamen rastsal bir şekilde oluşmaktadır. Bu nedenle etkin piyasalar hipotezinin geçerliliğini araştırırken literatürde yer alan çalışmalar daha fazla anomalilerin belirlenmesi ve fiyatların rastsal yürüyüş özelliği gösterip göstermediğine odaklanılmışlardır.

Finansal piyasalarda ortaya çıkması beklenen sistematik anomaliler bu çalışmanın kapsamı dışında bırakılmış ve etkin piyasalar hipotezinin geçerliliği araştırılırken, menkul kıymete ait fiyatların rastsal yürüyüş (random walk) özelliği gösterip göstermediğine odaklanılmıştır. Menkul kıymete ait fiyatların rastsal yürüyüş özelliği gösterip göstermediğini belirlemenin en temel yöntemi ise fiyat serilerinin bütünleşme derecelerini belirlemekten geçmekte ve söz konusu bu bütünleşme derecesi geleneksel birim kök testleri ile ortaya konmaktadır. Bununla birlikte geleneksel birim kök testleri serilerin bütünleşme derecelerini  $I(0)$  (durağan) ya da  $I(1)$  (durağan değil) şeklinde tamsayı olarak belirtmektedir. Diğer taraftan literatürde yer alan çalışmalar, zaman serilerinin bütünleşme derecesinin bir tamsayı değeri ile ifade etmenin serinin hafıza<sup>1</sup> özelliklerini tam olarak yansıtmada başarılı olmadığını ve bu nedenle zaman serilerinin bütünleşme derecesinin parçalı veya ondalıklı (fractional) yapıda araştırılmasının gerektiğini belirtmişlerdir. Böylece zaman serilerinin alabileceği olası parçalı bütünleşme değerleri ile serinin ne tür bir hafıza özelliğine sahip olduğu tanımlanabilecektir.

Etkin piyasalar hipotezinin geçerli olabilmesi için menkul kıymete ait fiyatların rastsal yürüyüş özelliği göstermesi gerektiğinden, fiyatların geçmiş fiyat hareketlerini içinde barındırmayan kısa hafıza özelliği göstermesi beklenmektedir. Bununla birlikte menkul kıymete ait fiyat serisinin uzun hafıza özelliği göstermesi, cari dönem fiyatın oluşmasında geçmiş dönem fiyatların etkisi olduğunu ve buna bağlı olarak menkul kıymete ait fiyatların rastsal yürüyüş özelliği göstermediği anlamına gelecektir. Bu nedenle menkul kıymet fiyatlarında uzun hafızanın varlığının araştırılması, varlık fiyatlama modeli ile etkin piyasalar hipotezinin geçerli olup olmadığını belirlemede, teorik ve ampirik açıdan son yıllarda finans literatüründe oldukça fazla ilgi görmektedir.

Bilindiği üzere, etkin piyasa hipotezi piyasaya gelen yeni bir bilginin tüm yatırımcılara aynı anda ulaştığını ve buna bağlı olarak menkul kıymet fiyatlarının geçmiş verilerinden hareketle tahmin edilemez olduğunu öne sürmektedir. Diğer bir ifadeyle, etkin bir piyasada menkul kıymete ait fiyatlar rastsal yürüyüş özelliği gösterecek ve fiyat değişimleri geçmiş fiyat hareketlerinden etkilenmeyecektir. Menkul kıymet fiyatları arasında uzun dönemli bir bağımlılığın (uzun hafıza) söz konusu olması durumunda, fiyat hareketleri arasında

---

<sup>1</sup> Burada hafıza kelimesi, serinin cari dönemdeki almış olduğu değer ile serinin geçmiş değerleri arasındaki ilişkinin bir göstergesi olarak tanımlanmaktadır. Bu bağlamda, eğer seri kısa hafıza (short memory) özelliğine sahip ise; serinin cari dönemde almış olduğu değer, serinin geçmiş dönem değerlerinden bağımsız bir şekilde oluşacaktır. Diğer taraftan serinin uzun hafıza (long memory) özelliğine sahip olması ise, serinin cari dönemde almış olduğu değer oluşumunda geçmiş dönem değerlerinin etkisi olduğunu göstermektedir.

pozitif otokorelasyon olacaktır. Bu durumda, menkul kıymetin geçmiş fiyatları gelecekteki fiyat hareketlerini tahmin etmek için kullanılabilir ve bu durum etkin piyasa hipotezinin geçerli olmadığını belirtecektir. Bundan dolayı hisse senedi piyasalarının etkin olup olmadığı menkul kıymet fiyatlarının uzun hafıza özelliği gösterip göstermediği ile doğrudan ilişkilidir.

Literatürde yer alan çalışmalarda birçok finansal getiri serilerinin oynaklığının genellikle uzun hafıza özelliği sergilediği belirlenmiş ve buna bağlı olarak oynaklık serilerinin otokorelasyon fonksiyonlarının durağan serilerden daha yavaş azalma özelliği gösterdiği ortaya konulmuştur. Oynaklık serilerinde uzun hafızanın varlığı ise, oynaklığının tahmin edilebilir bir yapıda olduğunu gösterdiğinden risk yönetimi, portföy çeşitlendirmesi ve türev ürünlerinin fiyatlandırılmasında oldukça büyük öneme sahip olacaktır.

Bu çalışmada İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) işlem gören 12 sektöre ait fiyat serilerinin oynaklığında uzun hafızanın olup olmadığı yarı parametrik ve parametrik yöntemler ile araştırılmıştır. Bu bağlamda, yarı parametrik yöntemlerden Phillips (2007) tarafından geliştirilen Modifiye Edilmiş Log-Periodogram (MLP) yöntemi ile Shimotsu ve Phillips (2005) tarafından geliştirilen Exact Local Whittle (ELW) tahmin yöntemi kullanılmıştır. Ayrıca Baillie, Bollerslev ve Mikkelsen (1996) tarafından önerilen FIGARCH (Fractionally Integrated GARCH) model tahmin edilerek sektörlere ait getiri serilerinin oynaklığında uzun hafızanın varlığı araştırılmıştır. Çalışmanın literatüre katkısı iki açıdan değerlendirilebilir. İlk olarak İMKB üzerine yapılan çalışmalardan farklı bir şekilde bu çalışmada, sektör endekslerinde uzun hafızanın varlığı ve buna bağlı olarak sektörel bazda etkin piyasa hipotezinin geçerliliği araştırılmıştır. İkinci olarak, literatürde İMKB üzerine yapılan çalışmalar ortalama etrafındaki ikinci momentte uzun hafızanın varlığı genelde parametrik bir yöntem olan FIGARCH model ile araştırmışlardır. Söz konusu bu çalışmada ise, endeks getirilerinin ikinci momentinde uzun hafızanın varlığı parametrik yöntemlerin dışında yarı parametrik yöntemler ile de araştırılmış ve elde edilen sonuçların güvenilir olup olmadığı belirlenmiştir.

Çalışma beş bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünün ardından ikinci bölümde ulusal ve uluslararası literatür verilmiştir. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan ekonometrik yöntemlerden kısaca bahsedildikten sonra dördüncü bölümde çalışmanın kapsamı ve elde edilen ekonometrik bulgulara yer verilmiştir. Son bölümde genel bir değerlendirme yer almaktadır.

## LİTERATÜR ÖZETİ

Literatürde etkin piyasa hipotezini ve bu bağlamda hisse senedi fiyatları ve getirilerinde uzun hafızanın varlığını araştıran çok sayıda çalışma mevcuttur. Bu bölümde literatürde yer alan çalışmalardan bir özet verilmiştir.

Blasco ve Santamaria (1996), İspanya hisse senedi ve alt sektör endeks değerlerinin uzun hafıza özelliğine sahip olup olmadığını 1980 ile 1993 yılları arasında günlük veriler kullanarak araştırmışlardır. Hisse senedi getirilerinde uzun hafızanın varlığı yarı parametrik yöntemler kullanılarak araştırılmış ve analiz sonucunda İspanya hisse senedi piyasası getirisinin uzun hafıza özelliği gösterdiğine dair bulgular elde edememişlerdir. Barkoulas, vd. (2000), 1981 ile 1990 yılları arasında haftalık veriler kullanarak Yunanistan hisse

senedi piyasasında zayıf formda etkin piyasa hipotezinin geçerliliğini araştırmışlardır. Yarı parametrik yöntemlerin uygulandığı çalışmada Yunanistan hisse senedi piyasasının zayıf formda etkin olmadığını tespit etmişlerdir. Ayrıca tahmin ettikleri bütünleşme parametre değerlerini ARFIMA modellerde kullanmışlar ve uzun dönemli öngöründe ARFIMA modelin daha iyi sonuçlar verdiğini belirlemişlerdir. Resende ve Teixeira (2002) tarafından Brezilya hisse senedi piyasasının dikkate alındığı çalışmada 1986 ile 1999 yılları arasında haftalık veriler kullanılmıştır. Çalışmada örneklem dönemi Brezilya'da istikrar politikalarının uygulanmaya konulduğu 1994 yılına göre iki alt döneme ayrılmıştır. ARFIMA model sonuçlarına göre, her iki dönem için uzun hafızanın varlığına dair bulgular elde edememişlerdir. Tolvi (2003a), 16 OECD ülkesinin hisse senedi piyasaları analiz ettiği çalışmasında 1960 ile 1999 yılları arasında aylık veriler kullanmıştır. Analiz sonucunda birçok ülkenin hisse senedi piyasasının bütünleşme derecesinin parçalı yapıda olduğunu belirlemiştir. Tolvi (2003b), 1987 ile 2001 yılları arasında günlük veriler kullanarak Finlandiya hisse senedi piyasasında uzun hafızanın varlığını araştırmıştır. Parametrik ve yarı parametrik yöntemlerin sonucuna göre, Finlandiya hisse senedi endeks getirisinin ve firmalara ait hisse getirilerinin bütünleşme derecelerinin parçalı yapıda olduğuna dair kanıtlar sunmuştur. Caporale ve Gil-Alana (2004), S&P500 endeksi için yapmış oldukları çalışmalarında 1928 ile 1991 yılları arasında günlük veriler kullanmışlardır. Gerek tüm örneklem, gerekse 1000 gözlemlili alt örneklem için elde ettikleri sonuçlara göre, S&P500 endeks getiri serisinin parçalı yapıda bütünleşik olduğunu tespit etmişlerdir. Vougas (2004), Atina hisse senedi piyasası endeks getirilerinde uzun dönemli bağımlılığın varlığını 1990 ile 2000 yılları arasında günlük veriler kullanarak araştırmışlardır. ARFIMA ve ARFIMA-GARCH model sonuçlarına göre, Atina hisse sendi piyasasında güçlü hafızanın varlığına dair bulgular belirleyememişlerdir.

Gil-Alana (2006), Amsterdam, Frankfurt, Hong Kong, Londra, New York, Paris Singapur ve Japonya borsaları üzerine yapmış olduğu çalışmasında 1986 ile 1997 yılları arasında günlük veriler kullanmıştır. Parametrik ve yarı parametrik yöntemlerinin kullanıldığı çalışmada ülkelere ait hisse senedi piyasası endeks değerlerinin durağan olmadığını tespit etmiştir. Cajueiro ve Tabak (2006), Çin hisse senedi piyasasında endeks getiri serisinde uzun dönemli bağımlılık olduğunu tespit etmişlerdir. Elder ve Serletis (2007), Dow Jones endeksi üzerine yapmış oldukları çalışmalarında 1928 ile 2006 yılları arasında günlük veriler kullanmışlardır. Yarı parametrik yöntem ve dalgacık (wavelet) tahmin yöntemi kullanarak endeksin parçalı bütünleşme derecesinin sıfırdan farksız olduğunu tespit etmişlerdir. Lux ve Kaizoji (2007), Tokyo hisse senedi piyasasında 100 firmanın hisse getirileri için yapmış olduğu çalışmasında 1975 ile 2001 yılları arasında günlük veriler kullanmıştır. GARCH, FIGARCH ve ARFIMA modelleri kullandığı çalışmasında öngörü performansında uzun hafıza modellerinin daha iyi sonuçlar elde ettiğini tespit etmiştir. McMillan ve Thupayagale (2008), Güney Afrika hisse senedi piyasası getirisi üzerine yaptıkları çalışmalarında 1987 ile 2007 yılları arasında günlük veriler kullanmışlardır. Tüm örneklem dönemi ve hisse senedi piyasası reformlarının başladığı tarih olan 1995-2007 tarihleri arasındaki veriler için ARFIMA-FIGARCH modeli kullanarak piyasanın etkinliğini araştırmışlardır. Elde ettikleri sonuçlara göre, ortalama getiri de uzun hafızanın varlığına dair sonuçlar elde edemezken oynaklıkta güçlü hafızanın olduğu sonucuna varmışlardır. Kang vd. (2010) yarı parametrik yöntemler kullanarak Çin hisse senedi endeks getirisinin oynaklığında uzun hafızanın varlığına dair bulgular elde etmişlerdir.

Literatürde İMKB üzerine de yapılmış birçok çalışma mevcuttur. Bu çalışmalar farklı örneklem dönemleri için farklı yöntemler kullanmasına rağmen, İMKB’de etkin piyasalar hipotezinin geçerliliğini araştırmışlardır. Bu çalışmaların bir kısmı aşağıdaki gibidir.

Balaban (1995) 1988 ile 1994 yılları arasında günlük veriler kullanarak hisse sendi fiyatlarının rastsal yürüyüş izlediğini yani İMKB’nin etkin bir piyasa olmadığını tespit etmiştir. Balaban vd. (1996), İMKB’de etkinliğinin sağlanmadığı yönünde güçlü deliller bulmuşlardır. Kılıç (2004) GPH ve FIGARCH modelleri kullandığı çalışmasında İMKB 100 endeks getirisinin uzun hafıza özelliği gösterdiğini ve buna bağlı olarak etkin bir piyasa olmadığını tespit etmiştir. Christodoulou-Volos ve Siokis (2006), Türkiye ve 33 ülke hisse senedi piyasası üzerine yapmış olduğu çalışmasında günlük veriler kullanmıştır.<sup>2</sup> Yarı parametrik yöntemler kullandıkları çalışmalarında tüm ülkelerin %65’i için hisse senedi getirilerinde uzun dönemli bağımlılık tespit etmişlerdir. Bununla birlikte İMKB için elde ettikleri sonuçlara göre uzun hafızanın varlığına dair çok az bulgu elde edebilmişlerdir. Atan, Özdemir vd., (2006) Lo’nun (1991) uyarlanmış R/S istatistiği ve GPH yöntemi kullanarak İMKB 100 endeksinin zayıf formda etkin olduğu sonucuna varmışlardır. Assaf (2007) Mısır, Ürdün, Fas ve Türkiye hisse senedi piyasaları üzerine yapmış olduğu çalışmasında 1997 ile 2002 yılları arasında günlük veriler kullanmıştır. Çalışmasında yarı parametrik yöntemleri kullanarak bu ülkelere ait hisse senedi piyasalarının getiri serilerinde parçalı yapının varlığını tespit etmiş ve buna bağlı olarak bu piyasaların etkin olmadığını belirtmiştir. Disario vd. (2008), İMKB 100 endeksi üzerine yapmış oldukları çalışmalarında 1988 ile 2004 yılları arasında günlük veriler kullanmışlardır. Dalgacık yöntemi kullandıkları çalışmalarında İMKB 100 endeksinin getiri serisinde uzun hafızanın varlığını tespit etmişler ve etkin piyasa hipotezinin gerçekleşmediğini belirtmişlerdir. Korkmaz vd. (2009) ARFIMA-FIGARCH yöntemi kullanarak İMKB 100 endeksinin getiri ve oynaklığında uzun hafızanın varlığını araştırmıştır. Analiz sonucuna göre, endeksi getirisi uzun hafıza özelliği göstermezken, oynaklığın uzun hafızaya sahip olduğu sonucuna varmışlardır.

### EKONOMETRİK YÖNTEMLER

Hisse senedi piyasası verilerinde uzun hafızanın varlığı durumunda etkin piyasa hipotezi geçerliliğini yitirmektedir. Eğer menkul kıymet fiyatları uzun hafıza özelliği gösterirse, menkul kıymet fiyatları tahmin edilebilir yapıya sahip olacak ve fiyatlardaki geçmişe ait eğilim gelecek fiyat tahminleri için kullanılabilir. Bundan dolayı, menkul kıymet fiyatlarında uzun hafızanın varlığı zayıf formda etkin piyasa hipotezinin geçerli olup olmadığı hakkında bilgiler sunacaktır (McMillan ve Thupayagale: 2008: 1). Bu bölümde zayıf formda etkinliğin araştırılmasında kullanılan uzun hafıza modelleri hakkında kısa bilgiler yer alacaktır.

Parçalı bütünleşme kavramı literatürde ilk olarak Hurst (1951), Granger ve Joyeux (1980) ve Hosking (1981) tarafından yapılan çalışmalarda yer bulmuştur. Düşük frekanslı dinamiklerin modellenmesinde esnekliği arttıran Otoregresif Parçalı Bütünleşik Hareketli Ortalama (ARFIMA) olarak bilinen modeller aşağıdaki gibi gösterilebilir:

<sup>2</sup> Çalışmalarında Arjantin, Avustralya, Avusturya, Belçika, Brezilya, Kanada, Şili, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, Hong Kong, Macaristan, İrlanda, İtalya, Japonya, Meksika, Yeni Zelanda, Norveç, Peru, Filipinler, Portekiz, Rusya, Singapur, Güney Kore, İspanya, İsviçre, Tayvan, Tayland, Türkiye, ABD ve Venezüella hisse senedi piyasası verilerini kullanmışlardır.

$$\Phi(L)(1-L)^d r_t = \Theta(L)\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim (0, \sigma_\varepsilon^2) \quad (1)$$

Denklem (1)'de  $L$  gecikme operatörünü, et sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı normal dağılıma sahip hata terimini göstermekte ve  $d$  reel sayı olan bütünleşme parametresini ifade etmektedir. Denklem (1)'de polinomial yapının birim çember dışında olması durağan olmayı ve eski duruma dönmeyi ifade etmektedir.  $(1-L)^d$  parçalılığı gösteren bölüm binom açılımla sonlu bir MA süreci şeklinde aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$(1-L)^d = 1 - dL + \frac{d(d-1)}{2!}L^2 - \frac{d(d-1)(d-2)}{3!}L^3 + \dots \quad (2)$$

Denklem (2)'de  $d \geq 0.5$  için süreç durağan olmayacak ve serinin varyansı toplanmayacak şekilde sonsuz olacaktır. Hosking (1981),  $-0.5 < d < 0.5$  ve  $d \neq 0$  durumunda ARFIMA modelin otokorelasyon fonksiyonunun,  $\rho(\cdot)$ ,  $j \rightarrow \infty$  iken  $j^{2d-1}$ 'in oranı olacağını göstermiştir. Sonuç olarak ARFIMA sürecinin otokorelasyon fonksiyonu  $j \rightarrow \infty$  durumunda sifra hiperbolik olarak yaklaşırken, durağan ARMA süreci için daha hızlı bir şekilde geometrik olarak yaklaşır.  $0 < d < 0.5$  için  $n \rightarrow \infty$  durumunda  $\sum_{j=-n}^n |\rho(j)|$  toplanamaz ve ARFIMA süreci uzun hafızalı olarak adlandırılır. Süreç  $d = 0$  olduğunda zayıf hafızalı ve  $d < 0$  olduğunda orta hafızalı olarak adlandırılır (Barkoulas vd, 1999: 93).

Literatürde serilerin parçalı bütünleşme derecesinin belirlenmesinde kullanılan yöntemler parametrik ve yarı parametrik yöntemler olarak iki başlık altında ele alınmaktadır. Yarı parametrik yöntemler ise kendi arasında local Whittle (LW) ve log periodogram (LP) tahminci olarak ikiye ayrılmaktadır. Phillips (2007), LW yönteminin yaygın bir şekilde kullanılmasına gerekçe olarak, bu yöntemin Whittle olabilirlik fonksiyonunun sayısal optimizasyonuna dayanmasını ve bu tahmincinin asimptotik olarak etkin olduğunu belirtmiştir. Diğer taraftan, LP yönteminin ekonomik ve finansal verilere daha fazla uygulanmasının nedeni olarak hesaplanmasındaki kolaylığa dikkat çekmiştir.

Bunun yanı sıra parametrik yöntemlerde literatürde sıklıkla kullanılmaktadır. Sektör endekslerinin oynaklığında uzun hafıza parametresinin tespit edilebilmesi için Baillie vd. (1996) tarafından geliştirilen Parçalı Bütünleşik GARCH (FIGARCH) modeli kullanılmıştır.

### **Yarı Parametrik Yöntemler**

#### ***Modifiye Edilmiş Log Periodogram Yöntemi***

Log-periodogram yöntemleri arasında literatürde en fazla bilinen ve kullanılan yöntem Geweke ve Porter-Hudak (1983) tarafından geliştirilen yöntemdir. Literatürde çok fazla kullanılmasına rağmen, Geweke ve Porter-Hudak (GPH) tarafından geliştirilen yöntemde,  $d$  parametre tahmincisinin asimptotik normal ve tutarlı olduğunu sadece  $d < 0$  durumu için ispatlamışlardır. GPH bu sorunun üstesinden gelebilmek için, diğer bir ifade ile bir serinin parçalı bütünleşme derecesinin sıfırdan büyük olması durumunda, ilk olarak serinin birinci farkının alınmasını ve daha sonra  $d$  parametresinin tahmin edilmesini önermiştir. Buna bağlı olarak tahmin edilen  $d$  parametresi bir değeri ile toplandığında serinin gerçek parçalı bütünleşme derecesi bulunmuş olacaktır.

Bununla birlikte, Agiakoglu vd. (1993) GPH tahmininin sonlu örnek sapmasında önemli problemlere sahip olduğunu ve hata terimindeki AR(1) veya MA(1) süreçlerinin varlığı durumunda oldukça etkisiz tahmin sonuçları verdiğini belirtmişlerdir. Ayrıca GPH tahminin ilk farklar için sabit olmadığını ve buna dayanarak testin yanıltıcı olduğunu tartışmışlardır. Bu nedenle çalışmada Phillips (1999a, 1999b ve 2007) tarafından geliştirilen ve  $d > 0$  durumunda dahi tutarlı sonuçlar veren GPH yönteminin modifiye edilmiş hali olan “modifiye edilmiş log periodogram” yöntemi kullanılmıştır

Phillips (2007) GPH tahminlerinin  $d < 0$  durumunda tutarlı olduğunu ve  $d$  parametresi bire doğru sapma gösterdiğinde tahminlerin tutarsız olduğunu belirtmiştir. Phillips (1999a, 1999b),  $d$  parametresi için birim kök durumunda da tutarlı sonuçlar veren “Modifiye Edilmiş Log-Periodogram” (bundan sonra MLP) yöntemini geliştirmiştir.  $X_t$  serisi için parçalı bütünleşme derecesi aşağıdaki gibi tanımlanırsa:

$$(1-L)^d X_t = u_t, \quad t \geq 0, X_0 = u_0 = 0 \quad (3)$$

Denklem (3)'te  $u_t$  sıfır ortalamalı durağan hata terimlerini göstermekte ve sürekli spektral yoğunluğu  $f_u(\lambda) > 0$  şeklindedir. Denklem 1'deki  $d$  parametresi parçalı bütünleşme parametresidir ve seride uzun dönem bağımlılığı ölçmektedir. MLP tahmini aşağıdaki modelin En Küçük Kareler (EKK) yöntemi tahminine dayanmaktadır:

$$\log(I_x(\lambda_j)) = \hat{c} - \hat{d} \log|1 - e^{i\lambda_j}|^2 + \varepsilon \quad (4)$$

Denklem (4)'te  $\lambda_j = 2\pi j/n$  ( $j = 1, \dots, m$  ve  $m < n$ ) şeklinde tanımlanmakta ve burada  $m$  ordinat sayısını ve  $n$  gözlem sayısını belirtmektedir.  $a_j = \log|1 - e^{i\lambda_j}|$ ,  $\bar{a} = m^{-1} \sum_{j=1}^m a_j$  ve  $x_j = a_j - \bar{a}$  şeklinde tanımlanırsa uzun hafıza parametresi  $d$  aşağıdaki denklem ile de tahmin edilebilmektedir:

$$\hat{d} = -\frac{1}{2} \frac{\sum_{j=1}^m x_j \log I_x(\lambda_j)}{\sum_{j=1}^m x_j^2} \quad (5)$$

Denklem (5)'te  $I_x(\lambda_j)$  periodogram olup  $I_x(\lambda_j) = w_x(\lambda_j) w_x(\lambda_j)^*$  biçiminde tanımlanmaktadır. Burada  $w_x(\lambda_j)$   $X_t$  serisinin ayrık Fourier dönüşümü (discrete Fourier transform-dft) olup  $w_x(\lambda_j) = (1/\sqrt{2\pi n}) \sum_{t=1}^n X_t e^{it\lambda_j}$  şeklinde ifade edilir. Phillips (2007),  $\hat{d}$ 'nin dağılımının  $N(0, \pi^2/24)$  şeklinde asimptotik normal olduğunu belirlemiştir.

#### **Exact Local Whittle Tahminci**

Local Whittle tahminci ilk olarak Künsch (1987) tarafından geliştirilmiş ve son zamanlarda ekonomik ve finansal değişkenlerin parçalı bütünleşme derecesini belirlemede sıklıkla kullanılmaya başlanmıştır. Robinson

(1995) parçalı bütünleşme derecesi araştırılacak olan serinin durağan olması varsayımı altında söz konusu serinin spektral yoğunluğunun  $G\lambda^{-2d}$  şeklinde olduğunu belirtmiş ve burada  $\lambda \rightarrow 0^+$  olarak tanımlanmıştır.

Robinson (1995) tarafından önerilen local Whittle tahminci ampirik çalışmalarda oldukça sık kullanılmasına rağmen, söz konusu bu tahminci sadece  $d < 1/2$  durumunda asimptotik olarak normal dağıldığı ve  $d > 1/2$  durumunda local Whittle tahmincinin standart olmayan bir durum sergilediği belirlenmiştir. LP yönteminde olduğu gibi, Robinson (1995) parçalı bütünleşme parametresinin 0.5'ten büyük olması durumunda serinin birinci farkının alınarak parçalı bütünleşme derecesinin belirlenmesini önermiştir.

Bununla birlikte literatürde yer alan çalışmalar serilerin trend durağan bir yapıda olabileceğini tartışmış ve bu durumda serinin birinci farkını alarak uzun hafıza parametresinin tahmin edilmesinin sapmalı sonuçlar verebileceğini belirtmiştir. Ayrıca Shimotsu ve Phillips (2006) birinci farklar üzerinden parçalı bütünleşme derecesinin belirlenmesi durumunda LW tahmincinin tutarsız sonuçlar verebileceğini belirtmiştir.

Shimotsu ve Phillips (2005) LW tahmincisindeki bu sorunun üstesinden gelebilmek için olası tüm  $d$  değerleri için tutarlı sonuçlar veren bir tahmin yöntemi geliştirmiş ve bu yöntemi exact local Whittle (ELW) tahminci olarak adlandırmıştır. Shimotsu ve Phillips (2005) parçalı bütünleşme parametresinin tahmininde dikkate alınacak Gaussian olabilirlik fonksiyonun aşağıdaki gibi olduğunu belirtmiştir:

$$Q_m(G, d) = \frac{1}{m} \left[ \log(G\lambda_j^{-2d}) + \frac{1}{G} I_{\Delta^d X}(\lambda_j) \right] \quad (6)$$

Denklem (6)'da  $I_{\Delta^d X}(\lambda_j)$  periodogramı göstermekte ve aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$\Delta^d X_t = (1-L)^d X_t = \sum_{k=0}^t \frac{(-d)_k}{k!} X_{t-k} \quad (7)$$

$d$  ve  $G$  değerlerinin tahmin edebilmek için  $Q_m(G, d)$ 'nin aşağıdaki gibi minimize edilmesi gerekir:<sup>3</sup>

$$(\hat{G}, \hat{d}) = \underset{G \in (0, \infty), d \in [\Delta_1, \Delta_2]}{\operatorname{argmin}} Q_m(G, d) \quad (8)$$

$\Delta_1$  ve  $\Delta_2$   $d$ 'nin kabul edilebilir değerleri için alt ve üst sınırları göstermekte ve bu sınırlar  $-\infty < \Delta_1 < \Delta_2 < +\infty$  şeklinde tanımlanmaktadır.  $G$ 'ye bağlı olarak  $Q_m(G, d)$  fonksiyonu çözümlerse,  $\hat{d}$  aşağıdaki gibi tahmin edilebilir:

$$\hat{d} = \underset{d \in [\Delta_1, \Delta_2]}{\operatorname{argmin}} R(d) \quad (9)$$

Denklem (9)'da  $R(d)$  ve  $\hat{G}(d)$  aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$R(d) = \log \hat{G}(d) - 2d \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m \log \lambda_j \quad \text{ve} \quad \hat{G}(d) = \frac{1}{m} \sum_{j=1}^m I_{\Delta^d X}(\lambda_j) \quad (10)$$

<sup>3</sup> Denklemde "arg min" ifadesi  $R$  fonksiyonunu minimum yapan  $d$  değerini ifade etmektedir.



Yarı parametrik yöntemlerde testin gücü açısından ordinat sayısının ( $m$ ) seçimi önemli rol oynamaktadır. GPH,  $d$  parametresinin durağan bölgesi için ordinat sayısının  $n^{0.5}$  ile  $n^{0.6}$  aralığında olması gerektiğini önermişlerdir. Hurvich vd. (1998) ortalama kare hatasını minimize eden ordinat sayısının  $n^{0.8}$  olduğunu belirtmişlerdir. Kim ve Phillips (2000) simülasyon çalışmalarına dayanan deneylerde  $n^{0.7}$  ile  $n^{0.8}$  arasındaki değerlerin etkin tahminler verdiğini elde etmişlerdir. Bu nedenle çalışmada ordinat sayısı için  $n^{0.5}$  ile  $n^{0.8}$  arasındaki değerler göz önünde bulundurulmuştur.

### FIGARCH Model

Literatürde finansal veriler ile yapılan analizler sonucunda öngörü hatalarının dönemden döneme farklılık arz ettiği belirlenmiş ve bu farklılığın nedeni olarak da, özellikle getiri serilerinde ortaya çıkan volatilité kümelenmeleri gösterilmiştir. Söz konusu bu durum sabit varyans varsayımının sağlanmaması anlamına gelmektedir.

Bu sorunun üstesinden gelebilmek için Engle (1982) otoregresif koşullu değişen varyans (ARCH) modelini geliştirmiştir. Bollerslev (1986) ise volatilité modeline koşullu varyansı ekleyerek genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modelini geliştirmiştir. Hata kareleri için GARCH model ARMA yapısında aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$[1 - \alpha(L) - \beta(L)]\varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]v_t \quad (11)$$

Denklem (11)'de  $v_t \equiv \varepsilon_t^2 - \sigma_t^2$  şeklindedir. GARCH modelin kovaryans durağan koşulları sağlaması ARMA modelin kökleri olan  $[1 - \alpha(L) - \beta(L)]$  ile  $[1 - \beta(L)]$  birim çemberin dışında yer alması gerekir. Baillie vd. (1996) GARCH modelde parçalı fark operatörünü  $(1 - L)^d$  ekleyerek FIGARCH modeli elde etmişlerdir. FIGARCH model aşağıdaki gibi gösterilir:

$$\phi(L)(1 - L)^d \varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]v_t \quad (12)$$

Denklem (12)'deki parçalı fark operatörü  $\bar{d} = 0$  olduğunda GARCH model,  $\bar{d} = 1$  olduğunda IGARCH model olarak adlandırılır.

### ÇALIŞMANIN KAPSAMI VE MODEL SONUÇLARI

Çalışmada İMKB'de işlem gören 10 sektör için etkin piyasa hipotezinin geçerli olup olmadığı araştırılacaktır. Bu bağlamda, bu sektörlerle ait endeks getirilerinin oynaklığında uzun hafızanın varlığı belirlenmeye çalışılacak ve elde edilen sonuçlar etkin piyasa hipotezi açısından değerlendirilecektir. Bu amaçla, sektörlerle ait günlük kapanış fiyatları İMKB'nin resmi web adresinden temin edilmiş olup, çalışmada 03 Ocak 1997 ile 27 Mayıs 2011 tarihleri arasında günlük 3564 gözlem dikkate alınmıştır. Çalışmada dikkate alınan sektörler ve 2011 yılı itibari ile söz konusu bu sektörde yer alan firma sayıları Tablo 1'de verilmiştir.

**Tablo 1: İMKB’de İşlem Gören Sektör Endeksleri Ve Firma Sayıları**

Sektör Kodu	Sektör	Firma Sayısı
XBANK	Banka	16
XGIDA	Gıda ve İçecek	22
XKMYA	Kimya, Petrol ve Plastik	22
XMANA	Metal Ana	15
XSGRT	Sigorta	7
XTAST	Taş ve Toprak	26
XTCRT	Tekstil ve Deri	26
XTEKS	Ticaret	16
XTRZM	Turizm	9
XULS	Ulaştırma	7

Her bir endeks için getiri serisi  $r_t = 100 \times \ln(p_t / p_{t-1})$  formülüyle hesaplanmıştır. Formülde  $r_t$  t zamanındaki endeksin getirisini,  $p_t$  t zamanındaki endeksin kapanış fiyatını ve  $p_{t-1}$  ise t-1 zamanındaki endeksin kapanış fiyatını ifade etmektedir. Endekslere ait getiri serileri için tanımlayıcı istatistikler Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2’deki sonuçlara göre, ele alınan dönem içinde tüm endekslere ait günlük getiri pozitif olarak belirlenirken, en yüksek ortalama günlük getiri bankacılık sektörü endeksinde belirlenmiştir. Standart sapma değerlerine göre ise, turizm sektör endeksi oynaklığı en yüksek endeks olarak tespit edilmiştir. Çarpıklık ve basıklık değerlerine göre tüm getiri serilerinin normal dağılımdan farklılık gösterdiği belirlenmiştir. JB test sonuçları da bu sonucu destekler niteliktedir. Ayrıca getiri serilerine ait basıklık değerinin üçten büyük olması söz konusu serilerin aşırı basık özellik göstermesi anlamına gelecek ve bu nedenle getiri serilerinin dağılımının kalın kuyruklu olması anlamına gelmektedir. Getiri serileri ve karesi alınmış getiri serilerinin gözlemleri arasında güçlü bir otokorelasyon ilişkisi Box-Pierce Q istatistiği ile elde edilmiştir. Son olarak, ARCH testi sonuçlarına göre tüm sektörler için koşullu değişen varyans yoktur sıfır hipotezi ret edilmiştir ve bu sonuç sektörlere ait getiri serilerinin oynaklığının zaman değişkenli özellik gösterdiği anlamına gelmektedir.

Sektörlere ait getiri serilerinin bütünleşme derecelerini belirleyebilmek amacıyla ADF, PP ve KPSS birim kök testleri uygulanmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 2’de verilmiştir. Tüm birim kök testi sonuçları birbirlerini destekler niteliktedir. Buna göre, ADF ve PP testleri için getiri serilerinde birim kök vardır sıfır hipotezi %1 önem düzeyinde ret edilmiştir. KPSS testi sonuçlarına göre ise, seri birim kök içermemektedir sıfır hipotezi %1 önem düzeyinde kabul edilmiştir. Bu sonuçlar, sektörlere ait endeks getirilerinin durağan olduğunu göstermektedir.

Tablo 2: Endeks Getirilerine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

İstatistikler	XBANK	XGIDA	XKMYA	XMANA	XSGRT
Ortalama	0.137	0.123	0.103	0.116	0.135
Std. Sapma	3.201	2.569	2.712	3.133	3.156
Çarpıklık	0.089	-0.191	0.021	-0.034	-0.270
Basıklık	6.788	9.199	7.983	7.199	7.520
JB Testi	2135.264	5727.648	3688.083	2618.472	3077.958
[p-değeri]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Q(20)	47.559	23.429	46.783	28.617	69.317
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.095]	[0.000]
Q <sub>s</sub> (20)	977.636	1296.86	1504.38	1032.86	1135.60
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
LM(5)	69.633	137.59	147.98	92.468	81.671
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
ADF	-57.675***	-59.192***	-59.549***	-59.048***	-56.232***
PP	-57.650***	-59.193***	-59.549***	-59.114***	-56.256***
KPSS	0.316***	0.173***	0.184***	0.085***	0.315***
İstatistikler	XTAST	XTCRT	XTEKS	XTRZM	XULAS
Ortalama	0.118	0.123	0.077	0.060	0.097
Std. Sapma	2.171	2.661	2.452	3.538	2.973
Çarpıklık	-0.205	0.082	-0.694	0.185	-0.019
Basıklık	10.330	9.635	10.821	7.961	7.125
JB Testi	8003.931	6541.958	9369.280	3675.064	2527.301
[p-değeri]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
Q(20)	102.778	41.261	88.811	79.955	41.600
	[0.000]	[0.003]	[0.000]	[0.000]	[0.003]
Q <sub>s</sub> (20)	1619.29	1625.05	1346.28	1398.84	901.028
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
LM(5)	171.89	142.23	127.48	132.28	93.040
	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]	[0.000]
ADF	-56.663***	-58.627***	-55.329***	-54.134***	-57.025***
PP	-57.801***	-58.624***	-55.795***	-54.857***	-57.106***
KPSS	0.235***	0.168***	0.068***	0.044***	0.071***

Not: JB istatistiği sıfır hipotezin seri normal dağılır şeklinde kurulduğu Jarque-Bera normallik testini ifade etmektedir. Q(.) istatistiği sıfır hipotezin bütün otokorelasyon katsayıları sıfıra eşittir şeklinde kurulduğu farklı gecikme değerleri için Ljung-Box otokorelasyon testini ifade etmektedir. LM (.) istatistiği sıfır hipotezin koşullu değişen varyans yoktur şeklinde kurulduğu farklı gecikme değerleri için ARCH testini ifade etmektedir.

Sektörlere ait endeks getirilerinin oynaklığında uzun hafızanın varlığı ilk olarak yarı parametrik yöntemler ile araştırılmıştır. Endekslere ait oynaklık değişkeni getiri serilerinin mutlak değeri ve kareleri alınarak oluşturulmuştur. Daha sonra bu yapay oynaklık değişkenlerinde uzun hafızanın varlığı araştırılmış ve sonuçlar Tablo 3'te gösterilmiştir. Yarı parametrik yöntemler hesaplanırken, ordinat sayısı için  $n^{0.5}$ ,  $n^{0.6}$ ,  $n^{0.7}$  ve  $n^{0.8}$  değerleri dikkate alınmıştır.

Tablo 3'te yer alan sonuçlar incelendiğinde, MLP ve ELW yöntemlerinden elde edilen sonuçların birbirlerine oldukça yakın olduğu belirlenmiştir. Tüm sektörler için ordinat sayısı artarken uzun hafıza parametresinin düştüğü gözlenmiştir. Bununla birlikte, gerek MLP gerekse ELW yöntemlerine göre ve tüm ordinat sayılarında uzun hafıza parametresi istatistiksel olarak %1 önem düzeyinden sıfırdan anlamlı derecede farklı bulunmuştur. Özellikle uzun hafıza parametre tahmin değerinin tüm sektörler için 0.174 ile 0.477 değerleri arasında değiştiği sonucu dikkate alınacak olursa, sektörler için getirilerinin oynaklığının uzun hafıza özelliği gösterdiği sonucuna varılmaktadır. Oynaklığın uzun hafıza özelliği göstermesi ise, geçmiş verileri içinde barındırdığı ve buna bağlı olarak da tahmin edilebilir yapıda olduğunu göstermektedir. Hisse senedi piyasalarında oynaklığın tahmin edilebilir bir yapıda olması ise, etkin piyasa hipotezinin geçerli olmadığını göstermektedir.

**Tablo 3: Yarı Parametrik Model Sonuçları**

Sektör	Değişken	MLP				ELW			
		$n^{0.5}$	$n^{0.6}$	$n^{0.7}$	$n^{0.8}$	$n^{0.5}$	$n^{0.6}$	$n^{0.7}$	$n^{0.8}$
XBANK	$R_t$	0.347*** (0.073)	0.374*** (0.055)	0.270*** (0.034)	0.223*** (0.024)	0.384*** (0.065)	0.358*** (0.043)	0.279*** (0.029)	0.222*** (0.019)
	$R_t^2$	0.252*** (0.073)	0.255*** (0.045)	0.205*** (0.031)	0.197*** (0.022)	0.348*** (0.065)	0.303*** (0.043)	0.225*** (0.029)	0.199*** (0.019)
XGIDA	$R_t$	0.408*** (0.085)	0.392*** (0.057)	0.314*** (0.039)	0.248*** (0.025)	0.389*** (0.065)	0.354*** (0.043)	0.261*** (0.029)	0.244*** (0.019)
	$R_t^2$	0.373*** (0.092)	0.248*** (0.053)	0.201*** (0.037)	0.243*** (0.025)	0.350*** (0.065)	0.256*** (0.043)	0.195*** (0.029)	0.239*** (0.019)
XKMYA	$R_t$	0.387*** (0.073)	0.299*** (0.051)	0.287*** (0.037)	0.261*** (0.023)	0.462*** (0.065)	0.331*** (0.043)	0.300*** (0.029)	0.271*** (0.019)
	$R_t^2$	0.315*** (0.081)	0.187*** (0.054)	0.166*** (0.033)	0.254*** (0.023)	0.410*** (0.065)	0.247*** (0.043)	0.212*** (0.029)	0.250*** (0.019)
XMANA	$R_t$	0.392*** (0.102)	0.268*** (0.063)	0.254*** (0.039)	0.211*** (0.024)	0.439*** (0.065)	0.326*** (0.043)	0.292*** (0.029)	0.247*** (0.019)
	$R_t^2$	0.394*** (0.109)	0.182*** (0.062)	0.185*** (0.038)	0.174*** (0.024)	0.391*** (0.065)	0.255*** (0.043)	0.223*** (0.029)	0.202*** (0.019)
XSGRT	$R_t$	0.338*** (0.105)	0.281*** (0.058)	0.299*** (0.036)	0.261*** (0.023)	0.383*** (0.065)	0.333*** (0.043)	0.322*** (0.029)	0.274*** (0.019)

	$R_t^2$	0.195** (0.085)	0.213*** (0.055)	0.233*** (0.039)	0.218*** (0.024)	0.321*** (0.065)	0.266*** (0.043)	0.259*** (0.029)	0.232*** (0.019)
<b>XTAST</b>	$R_t$	0.321*** (0.086)	0.314*** (0.056)	0.332*** (0.036)	0.315*** (0.027)	0.363*** (0.065)	0.314*** (0.043)	0.316*** (0.029)	0.292*** (0.019)
	$R_t^2$	0.249*** (0.077)	0.194*** (0.051)	0.189*** (0.030)	0.271*** (0.023)	0.321*** (0.065)	0.228*** (0.043)	0.223*** (0.029)	0.251*** (0.019)
<b>XTCRT</b>	$R_t$	0.477*** (0.080)	0.357*** (0.055)	0.305*** (0.037)	0.293*** (0.025)	0.474*** (0.065)	0.352*** (0.043)	0.304*** (0.029)	0.275*** (0.019)
	$R_t^2$	0.356*** (0.074)	0.248*** (0.051)	0.247*** (0.036)	0.285*** (0.023)	0.396*** (0.065)	0.262*** (0.043)	0.244*** (0.029)	0.282*** (0.019)
<b>XTEKS</b>	$R_t$	0.158 (0.100)	0.272*** (0.057)	0.241*** (0.035)	0.235*** (0.024)	0.327*** (0.065)	0.363*** (0.043)	0.290*** (0.029)	0.257*** (0.019)
	$R_t^2$	0.193** (0.094)	0.211*** (0.055)	0.170*** (0.035)	0.188*** (0.023)	0.278*** (0.065)	0.264*** (0.043)	0.219*** (0.029)	0.212*** (0.019)
<b>XTRZM</b>	$R_t$	0.269*** (0.089)	0.258*** (0.058)	0.222*** (0.037)	0.251*** (0.025)	0.398*** (0.065)	0.319*** (0.043)	0.263*** (0.029)	0.262*** (0.019)
	$R_t^2$	0.267*** (0.097)	0.154*** (0.054)	0.159*** (0.034)	0.225*** (0.023)	0.340*** (0.065)	0.245*** (0.043)	0.211*** (0.029)	0.237*** (0.019)
<b>XULS</b>	$R_t$	0.290*** (0.086)	0.227*** (0.051)	0.269*** (0.037)	0.225*** (0.024)	0.374*** (0.065)	0.293*** (0.043)	0.267*** (0.029)	0.227*** (0.019)
	$R_t^2$	0.205** (0.097)	0.123*** (0.052)	0.181*** (0.036)	0.186*** (0.024)	0.296*** (0.065)	0.215*** (0.043)	0.205*** (0.029)	0.197*** (0.019)

Bununla birlikte, Tablo 3'te yer alan sonuçlar incelendiğinde, getiri serilerinin kareleri için elde edilen tahmin değerleri mutlak getiri serilerinden daha küçük bulunmuştur. Bu sonuç Wright (2002) tarafından elde edilen sonuçlar ile benzerlik göstermektedir. Çünkü Wright (2002) literatürde yer alan birçok çalışmada oynaklık değişkeninin getiri serileri kullanılarak oluşturulduğu (getiri serilerinin mutlak değeri ve kareleri gibi yapay oynaklık değişkeni oluşturulduğunu) ve bu durumda yarı parametrik yöntemlerin kullanılmasında dikkatli olunmasını gerektiğini belirtmiştir. Monte Carlo simülasyon çalışmaları sonucunda oynaklık için getiri serilerinin karelerinin kullanılması durumunda uzun hafıza parametresinin olması gerekenden daha küçük tahmin edildiğini belirlemiştir. Bu nedenle uzun hafıza parametresinin belirlenmesinde getiri serilerinin karelerinin uygun bir oynaklık değişkeni olmadığı sonucuna varmıştır.

Son olarak yarı parametrik yöntemler ile elde edilen sonuçların tutarlı olup olmadığını doğrulamak için FIGARCH model tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 4'te gösterilmiştir. Endeks getirileri için en uygun AR ve MA parametreleri Akaike bilgi kriteri ve hata terimleri ile ilgili varsayımsal testlere göre belirlenmiştir. Tablo 4'teki sonuçlara göre, ARCH ve GARCH parametreleri bankacılık, gıda, turizm ve ulaştırma sektörleri için istatistiksel

olarak anlamlı elde edilmiştir. Getiri serilerinin oynaklığında uzun hafızanın varlığını gösteren  $\bar{d}$  parametresi tahmin değeri tüm sektörler için sıfırdan büyük ve %1 önem düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Söz konusu parametre tahmin değerinin sektörler için 0.320 ile 0.390 değiştiği göz önünde bulundurulursa, getiri serilerinin oynaklığının uzun hafıza özelliği gösterdiği sonucuna varılmaktadır. Ayrıca parametrik ve yarı parametrik modellerden elde edilen uzun hafıza tahmin değerlerinin birbirine oldukça yakın olduğu ve bu durum ise elde edilen sonuçların tutarlı olduğunu göstermektedir.

**Tablo 4: FIGARCH Model Sonuçları**

	$\omega$	$\alpha$	$\beta$	$\bar{d}$	$\nu$	LogL	$Q_s(20)$
<b>XBANK</b>	0.391*** (0.137)	0.214** (0.088)	0.469*** (0.101)	0.366*** (0.050)	7.204*** (0.786)	-8706.144	24.554 [0.137]
<b>XGIDA</b>	0.156* (0.081)	0.621*** (0.138)	0.696*** (0.125)	0.337*** (0.055)	6.041*** (0.543)	-7808.074	20.558 [0.302]
<b>XKMYA</b>	0.336** (0.133)	0.0003 (0.001)	0.183 (0.196)	0.340*** (0.035)	6.753*** (0.713)	-7926.576	14.788 [0.676]
<b>XMANA</b>	0.273** (0.133)	0.187 (0.132)	0.425*** (0.151)	0.385*** (0.049)	6.575*** (0.600)	-8522.617	19.774 [0.345]
<b>XSGRT</b>	0.511** (0.244)	0.002 (0.239)	0.195 (0.262)	0.347*** (0.047)	7.336*** (0.845)	-8565.250	14.560 [0.691]
<b>XTAST</b>	0.196** (0.080)	0.073 (0.191)	0.247 (0.215)	0.392*** (0.055)	5.524*** (0.436)	-6966.950	25.900 [0.102]
<b>XTCRT</b>	0.250 (0.288)	0.316 (0.484)	0.463 (0.504)	0.320*** (0.069)	5.459*** (0.451)	-7754.980	27.833 [0.064]
<b>XTEKS</b>	0.254 (0.266)	0.053 (0.688)	0.201 (0.794)	0.381*** (0.104)	4.827*** (0.342)	-7326.771	24.264 [0.146]
<b>XTRZM</b>	0.345** (0.165)	0.267** (0.114)	0.447*** (0.111)	0.389*** (0.000)	4.966*** (0.344)	-8850.715	22.591 [0.206]
<b>XULS</b>	0.305** (0.147)	0.398*** (0.126)	0.587*** (0.133)	0.390*** (0.052)	5.180*** (0.392)	-8391.036	16.453 [0.560]

Not:  $\nu$  student t dağılım parametre tahminini  $Q_s(\cdot)$ hata terimlerinin kareleri için Box-Pierce otokorelasyon testini ifade etmektedir. Parantez içinde değerler katsayılar ait standart hataları göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler ilgili test istatistiğinin olasılık değerleridir. \*, \*\* ve \*\*\* işaretleri %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde değişkenin anlamlı olduğunu göstermektedir.

## SONUÇ

Fama (1970) tarafından önerilen Etkin Piyasa Hipotezine göre, sermaye piyasalarında hisse senedi fiyatı oluşurken menkul kıymetle ilgili tüm bilgiler fiyat oluşumuna yansımakta ve bu bilgiler doğrultusunda piyasada fiyat değişimleri yaşanmaktadır. Bunun yanı sıra Fama (1970) zayıf tipte, yarı güçlü tipte ve güçlü tipte olmak üzere üç farklı etkinlik tanımları yapmış ve etkinlikle ilgili sınıflandırma yaparken bilgiyi ön plana çıkarmıştır.

Etkin piyasalar hipotezi finans teorisinde oldukça büyük bir öneme sahip olduğundan literatürde yer alan birçok çalışma gerek gelişmiş gerekse gelişmekte olan ülkelerin hisse senedi piyasalarında bu hipotezinin geçerli olup olmadığını araştırmıştır. Bu doğrultuda bu çalışmada, İMKB’de zayıf formda etkinliğin geçerli olup olmadığı sektörel bazda ele alınmış ve 10 sektöre ait endeks getirisinin oynaklığında uzun hafızanın varlığı parametrik ve yarı parametrik yöntemler kullanılarak araştırılmıştır. Analizler sonucunda sektörlere ait oynaklık serilerinin uzun hafıza özelliği gösterdiği belirlenmiştir. Bu sonuç İMKB’de oynaklığın geçmiş değerlerinden etkilendiği ve buna bağlı olarak tahmin edilebilir bir yapıda olduğunu göstermektedir. Bu nedenle söz konusu bu bulgular İMKB’nin zayıf formda etkin bir piyasa olmadığını belirtmektedir.

## KAYNAKÇA

- Agiakoglu, C., Newbold, P., ve Wohar, M. (1993), Bias in an estimator of the fractional difference parameter. *Journal of Time Series Analysis*, 14, 235-246.
- Assaf, A. (2007). Fractional integration in the equity markets of MENA region. *Applied Financial Economics*, 17, 709-723.
- Atan, M., Özdemir, Z. A., Duman, S., Kayacan, M., ve Boztosun, D. (2006). İMKB'nin etkinlik düzeyinin zaman serisi ekonometrisi ile analizi. [www.finansbilim.com/ufs2006/ Makaleler/IMKBNINETKINLIK.pdf](http://www.finansbilim.com/ufs2006/Makaleler/IMKBNINETKINLIK.pdf) (Erişim Tarihi, 22 Mart 2007)
- Baillie, R.T., Bollerslev, T., ve Mikkelsen, H.O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74, 3-30.
- Balaban, E. (1995). Informational efficiency of the Istanbul securities exchange and some rationale for public regulation. The Central Bank of Republic of Turkey, Research Department, No: 9502.
- Balaban, E., Candemir, H. B., ve Kunter, K. (1996). Stock market efficiency in a developing economy: evidence from Turkey. The Central Bank of the Republic Of Turkey, Research Department, No: 9612
- Barkoulas, J., Labys, W.C., ve Onochie, J.I. (1999). Long memory in future prices. *The Financial Review*, 34, 91-100.
- Barkoulas, J.T., Baum, C.F., ve Travlos, N. (2000). Long memory in the Greek stock market. *Applied Financial Economics*, 10, 177-184.
- Blasco, N., ve Santamaria, R. (1996). Testing memory patterns in the Spanish stock market. *Applied Financial Economics*, 6, 401-411.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Cajueiro, D.O., ve Tabak, B.M. (2006). The long-range dependence phenomena in asset returns: the Chinese case. *Applied Economics Letters*, 13, 131-133.
- Caporale, G.M., ve Gil-Alana, L.A. (2004). Long range dependence in daily stock returns. *Applied Financial Economics*, 14, 375-383.
- Christodoulou-Volos, C., ve Siokis, F.M. (2006). Long range dependence in stock market returns. *Applied Financial Economics*, 16, 1331-1338.
- Disario, R., Saraoglu, H., McCarthy, J., ve Li, H. (2008). Long memory in the volatility of an emerging equity market: the case of Turkey. *International Financial Markets, Institutions ve Money*, 18 (5), 305-312.



- Elder, J., ve Serletis, A. (2007). On fractional integrating dynamics in the US stock market. *Chaos, Solitons and Fractals*, 34, 777-781.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK Inflation. *Econometrica*, 50, 987–1008.
- Fama, F.E. (1970). Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Geweke, J., ve Porter-Hudak, S. (1983). The estimation and application of long memory time series models. *Journal of Time Series Analysis*, 4, 221-238.
- Gil-Alana, L. (2006). Fractional integration in daily stock market indexes. *Review of Financial Economics*, 15, 28-48.
- Granger, C.W.J., ve Joyeux, R. (1980). An introduction to long memory time series models and fractional differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15-39.
- Hosking, J.R.M. (1981). Fractional differencing. *Biometrika*, 68, 165-76.
- Hurst, H. (1951). Long term storage capacity of reservoirs. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116, 770-780.
- Hurvich, C., Deo, R. ve Brodsky, J. (1998). The Mean Squared Error of Geweke and Porter-Hudak's Estimator of the Long Memory Parameter of a Long Memory Time Series. *Journal of Time Series Analysis*, 16, 17-41.
- Kang, S.H., Cheong, C., ve Yoon, S-M. (2010). Long memory volatility in Chinese stock markets. *Physica A*, 389, 1425-133.
- Kiliç, R. (2004). On the long memory properties of emerging capital markets: evidence from Istanbul stock exchange. *Applied Financial Economics*, 14, 915-922.
- Kim, C.S., ve Phillips, P.C.B. (2000). Modified log-periodogram regression, Yale University Working Paper.
- Korkmaz, T., ÇEVİK, E.İ., ve Özataç, N. (2009). Testing for long memory in ISE using ARFIMA-FIGARCH Model and structural break test. *International Research Journal of Finance and Economics*, 26. 186-191.
- Künsch, H. (1987). Statistical aspects of self-similar processes. In *Proc. First World Congress of the Bernoulli Society* (Yu. Prokhorov and V. V. Sazanov, eds.) 1 67–74. VNU Science Press, Utrecht.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B, Schmidt, P., ve Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- Lux, T., ve Kaizoji, T. (2007). Forecasting volatility and volume in the Tokyo stock market: long memory, fractality and regime switching. *Journal of Economic Dynamics ve Control*, 31, 1808-1843.
- McMillan, D.G., ve Thupayagale, P. (2008). Efficiency of the South African equity market. *Applied Financial Economics Letters*, 1-4.

- Phillips, P.C., ve Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75, 335-346.
- Phillips, P.C.B. (2007). Unit root log periodogram regression. *Journal of Econometrics*, 138, 104-124.
- Resende, M., ve Teixeira, N. (2002). Permanent structural changes in the Brazilian economy and long memory: a stock market perspective. *Applied Economics Letters*, 9, 373-375.
- Robinson, P.M. (1995). Gaussian semiparametric estimation of long range dependence. *Annals of Statistics*, 23, 1630–1661.
- Shimotsu, K., ve Phillips, P.C.B. (2005). Exact Local Whittle estimation of fractional integration. *The Annals of Statistics*, 33, 1890-1933.
- Shimotsu, K., ve Phillips, P.C.B. (2006). Local Whittle estimation of fractional integration and some of its variants. *Journal of Econometrics*, 130, 209-233.
- Tolvi, J. (2003a). Long memory and outliers in stock market returns. *Applied Financial Economics*, 13, 495-502.
- Tolvi, J. (2003b). Long memory in a small stock market. *Economics Bulletin*, 7, 1-13.
- Vougas, D.V. (2004). Analysing Long memory and volatility of returns in the Athens stock exchange. *Applied Financial Economics*, 14, 457-460.
- Wright, J.H. (2002). Log-periodogram estimation of long memory volatility dependencies with conditionally heavy tailed returns. *Econometric Reviews*, 21, 397-417.