



Varyansta Yapısal Kırılmalar ile Uzun Hafıza Varlığının Analizi: İskandinav Ülkelerinin Borsalarına Uygulanması

Savaş TARKUN ¹

Özet

Hisse senedi piyasasında fiyat oluşurken menkul kıymete ilişkin tüm bilgiler, fiyat oluşumunu etkilemektedir. Hisse senedi piyasalarında uzun hafızanın varlığı, ilgili piyasaların zayıf formda etkin olmadığını göstermektedir. Bu çalışmada, 01/09/2008-30/09/2022 dönemine ilişkin İskandinav ülkeleri olan Danimarka, İsveç, Norveç ve Finlandiya hisse senedi piyasalarındaki volatilitede meydana gelen şok etkileri araştırılmıştır. Geweek ve Porter-Hudak testi ile bu ülkelerin volatilité serilerinde uzun hafıza parametresine ilişkin sıfır hipotezi reddedilmiştir. Ayrıca, Lo Modifiye Edilmiş R/S testi ile volatilité serisi ilgili kritik değerler aralığının üzerinde sonuç elde edilmiştir. Varyanstaki yapısal kırılmalar dikkate alınarak yinelenen kümülatif kareler toplamı (ICSS) yöntemi ile FIGARCH modeli uygulanmıştır. Çalışmada bulunan ülkelerden, Danimarka ($d=0.37064$), Norveç ($d=0.46677$), İsveç ($d=0.50199$) ve Finlandiya ($d=0.44732$) sonucuna ulaşılmıştır. Bu ülkelerin borsalarına ilişkin getiri serileri hemen dengeye ulaşmaktadır. Ancak, zayıf formda etkin olmayan volatilité serilerinin mevcut ve gelecekte oluşabilecek fiyatın, geçmiş fiyatlarından bağımsız olmadığına işaret etmektedir. Bu bulgular, İskandinav ülkelerin getiri serilerinde uzun hafıza özelliğinin bulunmadığını ancak volatilité serilerinde uzun hafıza özelliğinin varlığını ve dolayısıyla bu ülkelerin borsalarının volatilité serilerinin zayıf formda etkin olmadıklarının sonucu elde edilmiştir.

Anahtar kelimeler: Zayıf Formda Etkin Piyasa, Uzun Hafıza, FIGARCH, Varyans Kırılması, İskandinav Ülkeleri

Jel Kodu: C01, C22, G15

Analysis of The Presence of Long Memory with Structural Breaks in Variance: Application to Stock Markets of Scandinavian Countries

Abstract

While the price is formed in the stock market, all information about the security affects the price formation. The existence of long memories in stock markets shows that the relevant markets are not efficient in weak form. In this study, the shock effects on the volatility in the stock markets of Denmark, Sweden, Norway, and Finland, which are Scandinavian countries, for the period 01/09/2008-30/09/2022 were investigated. With the Geweek and Porter-Hudak test, the hypothesis of $H_0: d=0$ of the long memory parameter in the volatility series of these countries was rejected. In addition, results above the range of critical values related to the Lo R/S test were obtained. The FIGARCH model was applied by the iterated sum of cumulative squares (ICSS) method, taking into account the structural breaks in the variance. According to the results obtained, the countries in the study were calculated as Denmark ($d=0.37064$), Norway ($d=0.46677$), Sweden ($d=0.50199$) and Finland ($d=0.44732$). The return series for the stock markets of these countries immediately reached equilibrium. However, it indicates that the current and future prices of the weak-form ineffective volatility series are not independent of the past prices. Therefore, while there is no long memory feature in the return series of Scandinavian countries, it has been found that the long memory feature is in the volatility series, and therefore these countries are not efficient in the weak form.

Keywords: Weak-Form Efficient Market, Long Memory, FIGARCH, Variance Break, Scandinavian Countries

Jel Codes: C01, C22, G15

ATIF ÖNERİSİ (APA): Tarkun, S. (2023). Varyansta Yapısal Kırılmalar ile Uzun Hafıza Varlığının Analizi: İskandinav Ülkelerinin Borsalarına Uygulanması. *İzmir İktisat Dergisi*. 38(4). 992-1010. Doi: 10.24988/ije.1252465

¹ DR., Bağımsız Araştırmacı / Ankara, Türkiye **EMAIL:** savastarkun@gmail.com **ORCID:** 0000-0002-2684-184X

1. GİRİŞ

Fama (1970) tarafından literatüre kazandırılan Etkin Piyasa Hipotezi, hisse senedi piyasasında fiyat oluşurken menkul kıymete ilişkin tüm bilgiler, fiyat oluşumunu etkilemektedir (Fama, 1970). Menkul kıymetlerin fiyatlarını etkileyebilecek herhangi bilgi, borsadaki yatırımcılara aynı anda ulaşabiliyor ve ilgili hisse senedi şirketine ilişkin bilgilere tüm yatırımcılar tarafından erişilebiliyorsa piyasanın etkinliğinden söz edilebilir (Çevik & Erdoğan, 2009). Etkin piyasa hipotezinde fiyat değişiklikleri bağımsız ve rastgele dağılmıştır. Piyasada oluşan fiyatların rastgele oluşması, fiyat serileri arasında herhangi bir ilişkinin olmayacağı anlamını taşımaktadır. Bu durum ise geçmiş fiyat hareketleri ile hem teknik hem de temel analiz gibi kabul gören yöntemler ile gelecekteki fiyat hareketlerinin öngörülebilmesine engel olabilmektedir (Özdemir & Çelik, 2020). Bu durum ise yatırımcının bir sonraki yatırım pozisyonunun nasıl olacağını tahmin etmesine engel olmaktadır. Fiyat serilerindeki değişiklikler kısa hafızaya sahip olmayabilirler. Dolayısıyla geçmiş veriler ışığında gelecekteki fiyat hareketlerinin tahminini güçleştirebilmektedir (Fama, 1965, p. 34).

Fama (1970) çalışmasında üç tip etkinlik formundan söz etmektedir. Bunlar: zayıf formda etkinlik, yarı güçlü formda etkinlik ve güçlü formda etkinlik şeklindedir (Fama, 1970). Zayıf formda etkinlik, geçmişte oluşan fiyatları, hacimleri ve kısa satış gibi tüm geçmiş piyasa bilgilerinin mevcut piyasa fiyatında, tam olarak dikkate alındığını göstermektedir. Bu formda, piyasaya ulaşan her yeni bilgiden kazanç elde etmek mümkündür (Özdemir & Çelik, 2020, p. 127). Ancak, piyasaya gelen bu bilgi hemen kaybolacağı için uzun süreli bir kazanç sağlamayacaktır. Başka bir deyişle, ilgili borsa/hisse senedi kısa sürede ortalamasına geri dönecektir. Ayrıca bu form, mevcut ve gelecekte oluşacak fiyatın geçmiş fiyatlardan bağımsız olduğuna işaret etmektedir (Ezzat, 2013). Dolayısıyla, uzun hafıza varlığı, zayıf formda piyasa etkinliğini zorlamaktadır.

Motivasyon

Uzun hafızanın oynaklık ile modellenmesi, finans literatüründe yoğun ilgi görmüştür. Ballie vd. (1996) GARCH modelinin özel bir durumu olan IGARCH modelini, koşullu varyansta kalıcılığa izin vererek, genişletmiş ve kesirli olarak entegre edilmiş GARCH modelini (FIGARCH) literatüre kazandırmışlardır. Çalışmalarında, GARCH ve IGARCH modellerinin genellikle finansal serilerde çok kısa bir hafızaya sahip olduğunu göstermişlerdir. Bu nedenle FIGARCH süreci, oynaklıkta uzun hafızayı modelleyebilen esneklik sağlamaktadır. Varyansta yapısal kırılmalarında dikkate alınarak uzun hafızanın varlığı İskandinav ülkeleri olan Danimarka, İsveç, Norveç ve Finlandiya düzeyinde incelemesi gerçekleştirilmiştir.

Katkı

Literatürde var olan çalışmalar yoğunlukla gelişmiş piyasalardan gelen bilginin oynaklıkta uzun hafızaya neden olduğunun kanıtlanması ile ilgilenilmiştir. Genel olarak hisse senedi piyasasında, koşullu oynaklık sürecinde, hisse senetleri uzun hafızaya sahip olabilmektedir. Dolayısıyla gelişmiş ülkelerin hisse senedi piyasalarının uzun hafıza özelliklerine sahip olmasına rağmen son zamanlarda gelişmekte olan hisse senedi piyasalarındaki uzun hafıza özelliklerin incelenmesi ilgi konulara odaklandığı gözlemlenmiştir. Bu çalışmada ise gelişmiş piyasalardan olan İskandinav bölgesinin önemli ülkeleri olan İsveç, Danimarka, Norveç ve Finlandiya, hisse senedi piyasalarındaki oynaklığın uzun hafızalı bir yapıda olduğu gösterilmeye çalışılmıştır.

2. LİTERATÜR

Vilasuso (2002) çalışmasında, döviz kuru oynaklığını IGARCH ve FIGARCH ile incelemiştir. FIGARCH modelinin doğruluğunun daha yüksek olduğu sonucuna ulaşmıştır (Vilasuso, 2002). Baillie vd (2007) çalışmalarında altı farklı emtiayı FIGARCH ile incelemişlerdir ve elde ettikleri sonuçlar bir çok farklı örneklem ile uzun hafıza parametrelerinin tahminin tutarlı sonuçlar elde ettiklerinin bulgusuna ulaşmışlardır (Baillie et al., 2007).

Beine vd (2002) çalışmasında, Merkez bankası müdahalelerinin döviz piyasası üzerine etkilerini FIGARCH modeli ile incelemişlerdir. Elde edilen bulgular, Merkez bankası müdahalelerinin döviz kurları düzeyleri üzerinde yanlış işaretlenmiş bir etki yarattığı ve kısa vadede oynaklıkları artırma eğiliminde olduğu sonucuna ulaşmışlardır (Beine et al., 2002). Bir başka çalışma ise Avustralya Merkez Bankası müdahalesi için incelenmişler ve uzun hafıza özelliği bulgusuna ulaşmışlardır (Ajmi et al., 2005). Lux ve Taisei (2007) Tokyo hisse senedi piyasasında hem volatilité hem de hacim tahmini için FIGARCH ve ARFIMA modelleri ile ele almışlardır (Lux & Kaizoji, 2007). Kasman ve Torun (2007) ise Türkiye hisse senedi piyasasında uzun hafıza özelliklerini incelemişlerdir (Kasman & Torun, 2007). Kang ve Yoon(2007) çalışmalarında, Kore hisse senedi piyasası için incelemişlerdir (Kang & Yoon, 2007).Kang vd (2010) çalışmalarında Çin hisse senedi piyasasını incelemişler ve uzun hafıza özelliği sergilediklerinin sonucuna ulaşmışlardır (Kang et al., 2010). Benzer çalışma, Akardeniz ve Engin (2019), Merkez bankasının faiz kararlarının kur oynaklığı üzerindeki etkilerini inceledikleri çalışmalarında, GARCH, EGARCH, FIGARCH ve BEKK-GARCH modelleri ile gerçekleştirmişlerdir. Elde ettikleri bulgular, faizlerdeki değişimin kur oynaklığının dönemsel farklılıklar gösterdiğini, bazı dönem negatif bazı dönemlerde ise pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşmışlardır (Akardeniz & Engin, 2019).

Cavalcante ve Assaf (2004) Brezilya Borsasının getirilerinde ve volatilitesinde uzun hafıza özelliğini incelemişlerdir. Bulgular ise uzun hafızanın hem getiride hem de volatilitede gerçekleştiğini ve Brezilya borsasının etkin piyasa hipotezinin geçerli olmadığına sonucuna ulaşmışlardır (Cavalcante & Assaf, 2004). Korkmaz vd. (2009) çalışmalarında, varyansta yapısal kırılma ve ARFIMA-FIGARCH modelleri ile Türkiye hisse senedi piyasasını incelemişlerdir. Tahmin edilebilir bir bileşen yapışana sahip olan bu model ile volatilité zayıf formda etkin olmayan bir piyasa olduğu bulgusuna ulaşmışlardır (Korkmaz et al., 2009). Maheshchandra vd (2012), Hindistan hisse senedi piyasasını incelemişler ve ortalama modelde ARFIMA etkisinin olmadığını ancak volatilité modelinde FIGARCH modelinin sonuçlarında uzun hafıza özelliği sergilediği sonucuna ulaşmışlardır (Maheshchandra, 2012). Özdemir vd (2018), Türk döviz piyasasındaki uzun hafızanın varlığını analiz etmişlerdir. ARFIMA-FIGARCH modeli ile inceledikleri bu çalışmada, zayıf formda etkin piyasa özelliğinin olmadığını tespit etmişlerdir (Özdemir et al., 2018). Benzer çalışmayı, Özdemir ve Çelik (2020) çalışmalarında, ABD ve Türkiye pay piyasalarının etkinliğini ve uzun hafıza özelliklerini incelemişlerdir. Çalışmada, oynaklıkta uzun hafıza direncinin düşük olduğunu, zayıf formda etkinliğe yakın bir özellik sergilediği ve uzun hafıza özelliklerinin varlığının bulgusuna ulaşmışlardır (Özdemir & Çelik, 2020).

Oh, Kim ve Eom (2008) çalışmalarında, volatilité zaman serilerinin uzun hafıza özelliğinin, finansal zaman serilerinde gözlenen volatilité kümelerinin FIGARCH modellerinin daha iyi sonuçlar verdiğinin bulgusuna ulaşmışlardır (Oh et al., 2008). Kasman vd. (2009) çalışmalarında, Orta ve Doğu Avrupa ülkelerinin borsalarında uzun hafıza özelliklerini incelemişlerdir. Ulaştıkları bulgular ise ilgili ülkelerin borsalarında uzun hafıza özelliklerinin kanıtlarını tespit etmişler ve ayrıca ARFIMA-FIGARCH modelinin daha iyi performans sergilediği bulgusuna ulaşmışlardır(Kasman et al., 2009). Georgios vd. (2011) çalışmalarında, Euro'nun ikili döviz kuru oynaklığını tahmin etmek için farklı yöntemlerin yanında ARFIMA ve FIGARCH modelleri ile çalışmışlar ve çalışmaları sonucunda ARFIMA ve FIGARCH modelinin diğer tüm modellerden daha iyi performans sergilediği bulgusuna ulaşmışlardır (Chortareas et al., 2011). Chang vd (2012), tarımsal emtiaların uzun hafıza özelliklerini inceledikleri çalışmalarında, çeşitli koşullu değişen varyans modelleri ile çalışmış oldukları çalışmalarında, FIGARCH ve FIEGARCH modellerinin diğer modellere göre daha iyi performans sergilediği sonucuna ulaşmışlardır (Chang et al., 2012). Arouri vd. (2012), COMEX piyasalarında işlem gören, metal emtiasının uzun hafıza özelliklerini araştırmışlar ve değerli metaller için günlük koşullu getiri ve volatilité süreçlerinde uzun hafıza özelliklerinin güçlü kanıtlarına ulaşmışlardır. Ayrıca ARFIMA-FIGARCH modelinin örnek dışı tahminin doğruluğunun yüksek olduğunun

bulgusuna ulaşmışlardır (Arouri et al., 2012). Antonakakis ve Darby (2013) gelişmekte olan ülkelerin nominal döviz kuru getirilerinde oynaklığı tahmin etmişler ve FIGARCH modelinin performansının daha iyi sonuçlar verdiği bulgusuna ulaşmışlardır (Antonakakis & Darby, 2013). FIGARCH modelinin iyi model olduğuna dair bulgularına Bentes (2015) çalışmasında da vurgulamıştır (Bentes, 2015).

Kang vd (2009), Japonya ve Kore hisse senedi piyasasını incelediği çalışmalarında, ICSS algoritmasını kullanarak, ani değişimlerin tanımlanmasının genellikle küresel olaylar ile ilişkili olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca, ani değişimlerin kontrol edilebilmesi durumunda uzun hafıza kalıcılığının azalabileceğini öne sürmüşlerdir (Kang et al., 2009).

Türkyılmaz ve Balıbey (2014) çalışmalarında, Türkiye'nin hisse senedi piyasasındaki oynaklığı asimetrik ve simetrik uzun hafıza yöntemleri olan FIGARCH ve FIEGARCH modelleri ile incelemişlerdir. Çalışma sonucunda, Türkiye hisse senedi piyasasında oynaklık şoklarının asimetrik etkinin varlığını ve uzun dönem kalıcılığının varlığının bulgusuna ulaşmışlardır (Türkyılmaz & Balıbey, 2014).

Güngör vd. (2021), Borsa İstanbul hisse senedi getirilerindeki yapısal kırılmalar altında asimetrik bilginin etkilerini incelemişlerdir. Çalışmalarında ARFIMA-FIGARCH uzun hafıza modelleri ile Markov Switching regresyon yöntemleri ile ele almışlardır. Elde ettikleri sonuçlar ise her iki yöntemin de oynaklığı artırıcı etkisinin varlığına ulaşmışlardır (Güngör et al., 2021).

Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2022) çalışmalarında, BIST ana sektör endekslerinin zayıf formda etkinliğini yapısal kırılmalı uzun hafızalı FIGARCH, FIEGARCH, FIAPAGARCH ve HYGARCH modelleri ile incelemişlerdir. Elde aldıkları ana sektör endekslerinin uzun hafıza özelliği sergilediği sonucuna ulaşmışlardır (Eyüboğlu & Eyüboğlu, 2022).

Yapılan literatür geniş incelemesi sonucunda, çeşitli pay piyasalarında uzun hafıza varlığı incelendiği görülmektedir. Uzun hafıza varlığı ile ilgili çalışmalar, döviz kuru ile bazı ülkelerin pay piyasalarına ulaşan bir şokun kalıcılığı ile ilgilenmektedir. Bu çalışmada, gelişmiş İskandinav ülkeleri olan Danimarka, İsveç, Norveç ve Finlandiya borsalarındaki uzun hafıza varlığı incelenmiştir. Literatürde bu ülkeler için bu konuda herhangi bir çalışma yapılmamış olması, İskandinav ülkelerinin borsalarındaki uzun hafıza varlığının gösterilmesi bu çalışmanın temel motivasyonunu oluştururken bu alandaki araştırmacılara katkı sağlaması düşünülmektedir.

3. YÖNTEM

Hisse senedi getirilerinin oynaklıklarında meydana gelen bir şokun etkisinin kalıcılığı, uzun hafızalı GARCH modeli ile araştırıldığı bu çalışmada, İskandinav ülkeleri olarak nitelendirilen Danimarka, Norveç, İsveç ve Finlandiya hisse senedi piyasasının 01 Eylül 2008-30 Eylül 2022 dönemine ilişkin 3675 gözlemden oluşan günlük veriler ile çalışılmıştır. Çalışmada kullanılan verilerin tamamı MSCI ülke endeksi olarak bilinen verilerinden oluşmaktadır. Çalışmada, Eviews 12, Stata 17 ve WinRATS 9.2 programlarından yararlanılmıştır. Çalışmada kullanılan ülkelerin borsalarına ait getiri serisi, çalışmaya konu olan dönemlerde bir takım krizlerin meydana gelmiş olması, krizlerden kaynaklanan şoklar karşısında sapan değerler ile karşılaşılması nedeniyle (Bruffaerts et al., 2014) fiyat serilerinden, aşağıdaki eşitlik ile getiri serilerini elde edilmiştir:

$$r_t = 100 * (\ln P_t - \ln p_{t-1})$$

Logaritmik fark yöntemi ile elde edilen getiri serilerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler, Tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1: Tanımlayıcı İstatistikler

	RLDEN	RLFIN	RLNOR	RLİSV
Ortalama	0.000233	-0.000107	-0.000141	6.38E-05
Medyan	0.000374	0.000128	0.000214	0.000239
Maksimum	0.107129	0.102920	0.153944	0.140524
Minimum	-0.135125	-0.120853	-0.142249	-0.148100
Std. Sapma	0.014888	0.016698	0.019714	0.018233
Çarpıklık	-0.319876	-0.266603	-0.491359	-0.120235
Basıklık	10.07370	8.538575	10.66368	9.781326
Jarque-Bera	7722.516	4739.479	9138.717	7048.600
Olasılık	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000

Tanımlayıcı istatistik sonuçlarında, basıklık değerinin 3'ten büyük olması (RLDEN= 10.0737, RLFİN= 8.538575, RLNOR= 10.66368 ve RLİSV= 9.781326) nedeniyle leptokurtic (Brooks, 2008) bir yapıda olduğunu ve Jarque-Bera normallik testinin ise getiri serilerinin normal dağılım gösterdiğini ifade eden sıfır hipotezinin reddedilmektedir. Dolayısıyla bu bulgular, serilerde değişen varyansın varlığına işaret etmektedir.

3.1 Birim Kök Testleri

Durağan dışı yapı sergileyen zaman serileri ile çalışıldığında serilerde sahte regresyon olarak bilinen gerçek olmayan ilişkilerin varlığı ortaya çıkabilmektedir. Bu nedenle çalışmaya konu olan ülkelerin getiri serileri için ADF, PP ve KPSS birim kök testleri uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 2'ye aktarılmıştır:

Tablo 2: Getiri Serilerine İlişkin Birim Kök Test Sonuçları

	PP		ADF		KPSS	
	Sabit	Sabit ve Trendli	Sabit	Sabit ve Trendli	Sabit	Sabit ve Trendli
RLDEN	-59.3594*	-59.3521*	-43.4184*	-43.4132*	0.069218*	0.066638*
RLFIN	-59.9914*	-59.9902*	-59.9913*	-59.9901*	0.115526*	0.078683*
RLİSV	-61.9368*	-61.9343*	-45.4196*	-45.4174*	0.066322*	0.042423*
RLNOR	-61.6441*	-61.6366*	-44.5581*	-44.5528*	0.052664*	0.047570*

Not: * 0.10, 0.05 ve 0.01 düzeylerinde durağan olduklarını göstermektedir.

Tablo 2'den elde edilen sonuçlara göre, ADF ve PP birim kök testlerinde, serilerin birim kök bulundurduğunu ifade eden sıfır hipotezi tüm anlamlılık düzeylerinde reddedilmiştir. Ayrıca, KPSS birim kök testi sonuçlarında ise tüm seriler durağandır şeklinde oluşturulan sıfır hipotezi, %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde tüm serilerde reddedilememiştir. Dolayısıyla her üç birim kök testi sonucunda, ilgili getiri serilerinin birim kök içermediği bulgusuna ulaşılmıştır.

3.2 Uzun Hafıza Birim Kök Testleri

Bu tür birim kök testleri, uzun hafıza özelliği gösteren serilerde şok etkisinin geçici mi yoksa kalıcı mı olduğunu belirleyebilmek amacıyla klasik birim kök testlerinin yetersiz kalması nedeniyle literatüre kazandırılmıştır. Bazı zaman serilerinde uzun dönem bağımlılığı ve ortalamaya yavaş dönme eğilimi uzun hafıza özellikleri olarak tanımlanmaktadır.

3.2.1 Geweke ve Porter-Hudak Testi

1983 yılında Geweke ve Porter-Hudak (GPH) tarafından geliştirilen bu test, spektral yarı-parametrik regresyon denkleminin en küçük kareler (EKK) ile tahmin edilmesi üzerine inşa edilmiştir. Parametrik yöntemler kullanılarak tahmin edilen parçacılık özelliği sergileyen ARMA düzeylerinin doğru bir şekilde tahminine bağlıdır (Pehlivan & Utkulu, 2007, p. 48). GPH bu olumsuzluğu, spektral fonksiyonun logaritmasını alarak ortadan kaldırmıştır. Bu sayede yapısal ve rejim değişiklikleri sebebiyle meydana gelen sahte uzun hafıza sürecinin önüne geçmektedir.

Bu yöntemde d parametresi, spektral yarı-parametrik regresyon denklemi (Geweke & Porter-Hudak, 1983, pp. 221-237):

$$\ln I(\omega_j) = \alpha - d[\ln 4 \sin^2(0.5\omega_j)] + \eta_j \quad \text{ve } j = 1, 2, \dots, n \quad \text{ve } n = T^{0.5} \quad (3)$$

Bu eşitlikte, ω_j, T gözlemden oluşan örneklemin Fourier frekansları ($\omega_j = \frac{2\pi j}{T}$); $I(\omega_j)$, Y serisinin ω_j frekansındaki periodogramı; η ise spektral fonksiyon da dahil olmak üzere Fourier frekanslarının sayısıdır. d parametresi ise Fourier frekans sayısını temsil eden n parametresine çok duyarlıdır. Bu sebeple n 'in doğru belirlenmesi önem taşımaktadır.

$I(\omega_j)$, serinin ω_j frekansındaki periodogramını vermekte ve aşağıdaki Eşitlik-4 ile gösterilmektedir:

$$I(\omega_j) = \frac{1}{2\pi T} \left| \sum_{t=1}^T e^{it\lambda_j} (X_t - \bar{X}) \right|^2 \quad \text{ile } t = 1, 2, \dots, T \quad \text{ve } i = \sqrt{-1} \quad (4)$$

Bir serinin hafıza özelliği d parametresine göre farklı değerler alabilmektedir. Uzun hafıza özelliği sergileyen bir zaman serisinde şokların etkisinin nasıl olacağı entegrasyon derecesine göre değişmektedir. Bu bilgiler doğrultusunda, çalışmada kullanılan Danimarka, Norveç, İsveç ve Finlandiya ülkelerinin oynaklık serilerine uzun hafızalı birim kök testi uygulanarak bütünleşme derecesi tespit edilmeye çalışılmıştır. GPH test sonuçları ilgili ülkeler için Tablo-3,4,5 ve 6'ya aktarılmıştır:

Tablo 3: İsveç Oynaklık Serisi GPH Test Sonuçları

Güç	Tahmin d	Std Hata	t (H ₀ : d=0)	P> t
0.5	0.58037	0.0817	7.1029	0.0000
0.55	0.58258	0.0642	9.0720	0.0000
0.6	0.53830	0.0542	9.9306	0.0000
0.65	0.53906	0.0429	12.558	0.0000
0.7	0.47890	0.0350	13.691	0.0000
0.75	0.31116	0.0304	10.228	0.0000
0.8	0.26474	0.0247	10.738	0.0000
0.85	0.14284	0.0203	7.0219	0.0000
0.9	0.07554	0.0173	4.3673	0.0000
0.95	0.07328	0.0155	4.7242	0.0000

Tablo 3'te, Hurst Üsseli'nin $0.5 < H < 0.95$ aralığındaki değerlerine göre tahmin edilen GPH testi sonuçları gösterilmektedir. Buna göre İsveç (SIX-Nasdaq Nordic) oynaklık serisi $0.07 < d < 0.58$ aralığında elde edilmiştir. İsveç oynaklık serisinde, durağanlaşma seviyesini temsil eden d parametresi sıfırdan özellikle gücün (Hurst Üsseli) 0.7 değerinden elde edilen d parametresi 0.5'ten küçük olarak hesaplanmıştır. Ayrıca Tablo 3'teki bilgilere göre, $d = 0$ hipotezi reddedilmektedir. Bu sonuç İsveç oynaklık serisinin uzun hafızalı olduğunu, başka bir deyişle bu piyasaya ulaşan bilgi şoklarının kısa sürede yok olmamaktadır. Dolayısıyla İsveç borsasına gelen bir şok oynaklık serisinin hızlı bir şekilde dengeye gelmediğini göstermektedir.

Tablo 4: Danimarka Oynaklık Serisi GPH Test Sonuçları

Güç	Tahmin d	Std Hata	t (H ₀ : d=0)	P> t
0.5	0.37647	0.0472	7.9830	0.0000
0.55	0.56937	0.0532	10.712	0.0000
0.6	0.70496	0.0520	13.559	0.0000
0.65	0.66405	0.0442	15.027	0.0000
0.7	0.59496	0.0367	16.196	0.0000
0.75	0.47481	0.0314	15.134	0.0000
0.8	0.29640	0.0266	11.156	0.0000
0.85	0.21792	0.0220	9.9302	0.0000
0.9	0.13219	0.0182	7.2756	0.0000
0.95	0.09571	0.0158	6.0621	0.0000

Tablo 4'te, Hurst Üsseli'nin $0.5 < H < 0.95$ aralığındaki değerlerine göre tahmin edilen GPH testi sonuçları gösterilmektedir. Buna göre Danimarka (OMX- Nasdaq Copenhagen) oynaklık serisi $0.09 < d < 0.37$ aralığında elde edilmiştir. Oynaklık serisinde d parametresi, Hurst Üsseli'nin 0.5 ve üzeri değerlerinden itibaren $d = 0$ hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla Danimarka'ya ilişkin oynaklık serisine erişen bir şokunun kısa sürede ortalamasına dönmediğini göstermektedir.

Tablo 5: Norveç Oynaklık Serisi GPH Test Sonuçları

Güç	Tahmin d	Std Hata	t (Ho: d=0)	P> t
0.5	0.64914	0.0696	9.3270	0.0000
0.55	0.65914	0.0566	11.653	0.0000
0.6	0.70940	0.0551	12.871	0.0000
0.65	0.71534	0.0460	15.559	0.0000
0.7	0.61124	0.0417	14.674	0.0000
0.75	0.44985	0.0354	12.715	0.0000
0.8	0.32804	0.0274	11.961	0.0000
0.85	0.16202	0.0226	7.1855	0.0000
0.9	0.09501	0.0188	5.0588	0.0000
0.95	0.09081	0.0167	5.4431	0.0000

Tablo 5'te, Hurst Üsseli'nin $0.5 < H < 0.95$ aralığındaki değerlerine göre tahmin edilen GPH testi sonuçları gösterilmektedir. Buna göre Norveç (OMX- Oslo Bors) oynaklık serisi $0.09 < d < 0.64$ aralığında elde edilmiştir. Norveç oynaklık serisinde d parametresi, powerin 0.5 olduğu ve d parametresi ise 0.64914 olarak tahmin edilmiştir. Dolayısıyla bu durum d parametresinin durağan ancak uzun hafızaya sahip olduğunu göstermektedir.

Tablo 6: Finlandiya Oynaklık Serisi GPH Testi

Güç	Tahmin d	Std Hata	t (Ho: d=0)	P> t
0.5	0.464954	0.0747	6.2273	0.0000
0.55	0.530147	0.0617	8.5865	0.0000
0.6	0.526154	0.0516	10.191	0.0000
0.65	0.526437	0.0429	12.279	0.0000
0.7	0.454343	0.0364	12.496	0.0000
0.75	0.330052	0.0312	10.565	0.0000
0.8	0.258284	0.0261	9.8954	0.0000
0.85	0.189763	0.0216	8.7647	0.0000
0.9	0.088771	0.0180	4.9387	0.0000
0.95	0.068855	0.0158	4.3586	0.0000

Tablo 6'da Hurst Üsseli'nin $0.5 < H < 0.95$ aralığındaki değerlerine göre tahmin edilen GPH testi sonuçları bulunmaktadır. Buna göre Finlandiya (OMX- Helsinki) oynaklık serisi $0.06 < d < 0.46$ aralığında tahmin edilmiştir. Bu sonuç, Finlandiya borsasının oynaklık serisinde uzun hafızanın varlığını göstermektedir. Hurst Üsseli 0.5 iken, tahmin edilen d parametrelerine ilişkin $d = 0$ hipotezi Hurst Üsseli'nin 0.95 değerine kadar reddedildiğini göstermektedir. Bu durum Finlandiya oynaklık serisinin kısa hafızalı olmadığını ve Finlandiya borsasına gelen bir şokun oynaklık serisini hızlı bir şekilde dengeye getirmediğini göstermektedir.

Bu bulgular, İskandinav ülkelerinin borsalarında uzun hafıza özelliğinin varlığını göstermektedir. Başka bir anlatımla, finansal zaman serilerinin oynaklık serilerinde uzun hafıza özelliği, hiperbolik olarak azalan otokorelasyonun varlığı nedeniyle gözlemler arasında bağımlılıklarını göstermektedir. Dolayısıyla uzun hafızalı bir süreç, kısmi entegre ile karakterize edilebilir (Kutlu & Yurttagüler, 2014). Başka bir deyişle bütünleşme derecesi bir değerinden küçük veya sıfırdan farklı bir yapıda olabilir. Bu nedenle özellikle Danimarka, İsveç, Norveç ve Finlandiya borsalarının oynaklık

serilerinde meydana gelen bir şok, kısa sürede ortalamasına dönmeyip uzun süre sonra ortalamasına dönebildiğini göstermektedir.

3.2.2 Modifiye Edilmiş Lo R/S Testi

Teverovskya vd (1999), çalışmasında, belirli bir gözlem kümesi için ($X_i; i \geq 1$), kısmi toplam $Y(n) = \sum_{i=1}^n X_i; n \geq 1$ ve örnek varyansı $S^2(n) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - n^{-1}Y(n))^2; n \geq 1$, yeniden ölçeklendirilmiş düzeltilmiş aralık istatistiği ya da R/S istatistiği Eşitlik-5 ile tanımlanmaktadır (Teverovsky et al., 1999, p. 212):

$$\frac{R}{S}(n) = \frac{1}{S(n)} \left[\max_{0 \leq t \leq n} \left(Y(t) - \frac{t}{n} Y(n) \right) - \min_{0 \leq t \leq n} \left(Y(t) - \frac{t}{n} Y(n) \right) \right], n \geq 1 \quad (5)$$

Hurst (1951), doğal olarak meydana gelen birçok ampirik sonucun ilişkili olduğu sonucuna varmıştır.

$$E \left[\frac{R}{S}(n) \right] \sim c_1 n^H \text{ ve } n \rightarrow \infty$$

(0.5; 1) aralığında Hurst parametresi H 'nin tipik değerleri ve c_1 ile n 'ye bağlı olmayan sonlu pozitif bir sabit sayıdır. Ayrıca, X_i gözlemleri kısa dönemli bağımlı bir modelden geliyor ise o zaman şu şekilde ifade edilebilir (Anis & Lloyd, 1976):

$$E \left[\frac{R}{S}(n) \right] \sim c_2 n^{0.5} \text{ ve } n \rightarrow \infty$$

Burada n 'nin bağımsız c_2 'dir ve bu değer sonlu ve pozitifdir.

Lo, sıfır hipotezini test etmek için %95 (asimptotik) kabul bölgesi aralığını [0.809,1.862] olarak değerlendirmektedir. Buna göre hipotezler şu şekildedir (Teverovsky et al., 1999, p. 217):

H₀: Uzun dönemli bağımlılık yoktur veya $H=0.5$

H₁: Uzun dönem bağımlılık vardır veya $0.5 < H < 1$

Şeklinde. Hurst (1951) ve Mandelbort (1972) tarafından geliştirilen R/S testi, kısa dönem bağımlılık durumuna aşırı duyarlı olduğundan Lo, tarafından geliştirilen R/S testini modifiye etmiş ve zaman aralıklarının uzun menzilli varyansının tutarlı bir tahminini elde etmek için Newey-West düzeltmesini dikkate almıştır (Lo, 1991). Stata 17 paket programında gerçekleştirilen test sonuçları Tablo 7'de gösterilmiştir.

Tablo 7: Oynaklık Serileri için Lo Modified R/S test

Danimarka		Finlandiya	
90%:	[0.861, 1.747]	90%:	[0.861, 1.747]
95%:	[0.809, 1.862]	95%:	[0.809, 1.862]
99%:	[0.721, 2.098]	99%:	[0.721, 2.098]
Test istatistiği:	4.01	Test istatistiği:	5.12
(5 gecikme)	N=3670	(5 gecikme)	N=3670
Norveç		İsveç	
90%:	[0.861, 1.747]	90%:	[0.861, 1.747]
95%:	[0.809, 1.862]	95%:	[0.809, 1.862]
99%:	[0.721, 2.098]	99%:	[0.721, 2.098]
Test istatistiği:	4.39	Test istatistiği:	4.96
(5 gecikme)	N=3670	(5 gecikme)	N=3670

Tablo 7'den elde edilen sonuçlara göre sırasıyla, 0.90 güven düzeyi için [0.861, 1.747], 0.95 güven düzeyi için [0.809, 1.862] ve 0.99 güven düzeyi için [0.721, 2.098] güven aralıkları elde edilmiştir.

Hesaplanan güven aralıklarına ilişkin üst sınır değerinin, her dört ülkenin oynaklık serisine ilişkin test istatistikleri beş gecikme için büyük bulunmuştur. Sırasıyla hesaplanan test istatistikleri şu şekildedir: Danimarka için 4.01, Finlandiya 5.12, Norveç için 4.39 ve İsveç için 4.96 olarak bulunmuştur. Bu sonuçlar ile sıfır hipotezi reddedilmektedir ve ilgili ülke borsalarının oynaklık serilerinde uzun hafızanın varlığına işaret etmektedir.

3.3. Varyansta Yapısal Kırılma

İlgili çalışma döneminin yüksek frekanslı olması sebebiyle, örneklem dönemi içerisinde küresel ve bölgesel birtakım krizlerin yaşanması, yaşanan bu krizlerin meydana getirdiği etkilerin volatilitayı artırması nedeniyle çalışmada bulunan getiri serileri için Sanso vd. (2004) varyansta kırılma testleri ile araştırılmıştır.

3.3.1 Sanso, Arrago ve Carrion Varyansta Kırılma Testi

Sanso vd. (2004) çalışmalarında, ICSS testini koşullu değişen varyansları da dikkate alacak şekilde geliştirmişlerdir. Test istatistiğini ise Eşitlik-6 ile elde etmişlerdir(Sansó et al., 2004):

$$K_2 = \sup_k \left| T^{-1/2} G_k \right| \quad (6)$$

Bu eşitlikte $G_k = \hat{\omega}_4^{-1/2} \left(C_k - \frac{k}{T} C_T \right)$ şeklinde ve $\hat{\omega}_4$, ω_4 'nin tutarlı bir tahmincisidir.

$$\hat{\omega}_4 = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t^2 - \hat{\sigma}^2) + \frac{2}{T} \sum_{l=1}^m \omega(l, m) \sum_{l=l+1}^T (\varepsilon_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\varepsilon_{t-1}^2 - \hat{\sigma}^2) \quad (7)$$

Burada, $\omega(l, m)$, Bartlett gibi bir gecikme olup, $\omega(l, m) = 1 - l/(m + 1)$ veya kuadratik spektral olarak nitelendirmektedir (Sansó et al., 2004, p. 36). Varyanstaki kırılmalar ve bu kırılmalara ait tarihler Tablo 8'e aktarılmıştır.

Tablo 8: Getiri Serilerinin Varyanslarındaki Kırılma Tarihleri

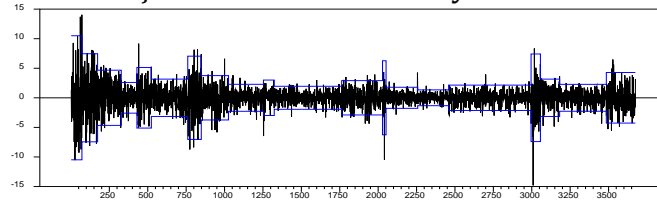
Getiri Serisi	Sanso vd. (2004) Kırılma Sayısı	Kırılma Tarihleri					
Danimarka	14	25 Kasım 08	4 Mayıs 09	21 Nisan 10	27 Mayıs 10	26 Ekim 10	1 Ağustos 11
		1 Aralık 11	11 Şubat 13	9 Haziran 15	10 Kasım 16	31 Ocak 18	21 Şubat 20
		30 Mart 20	30 Kasım 21				
Finlandiya	22	8 Aralık 08	16 Temmuz 09	1 Aralık 09	21 Nisan 10	6 Temmuz 10	14 Haziran 11
		30 Kasım 11	25 Eylül 12	11 Eylül 13	16 Nisan 15	13 Haziran 16	12 Temmuz 16
		6 Şubat 17	31 Ocak 18	21 Şubat 20	1 Nisan 20	28 Mayıs 20	23 Ekim 20
		10 Kasım 20	24 Kasım 21	23 Şubat 22	16 Mart 22		
Norveç	16	8 Aralık 08	15 Temmuz 09	20 Aralık 11	7 Ağustos 12	19 Haziran 13	11 Temmuz 13
		30 Eylül 14	15 Ocak 16	25 Şubat 16	11 Temmuz 16	10 Ekim 18	4 Ocak 19
		21 Şubat 20	1 Nisan 20	9 Kasım 20	25 Kasım 21		
İsveç	19	8 Aralık 08	29 Nisan 09	30 Kasım 09	21 Nisan 10	1 Eylül 10	29 Temmuz 11
		30 Kasım 11	3 Ağustos 12	19 Haziran 13	25 Eylül 13	2 Haziran 15	8 Haziran 16
		11 Temmuz 16	25 Nisan 17	1 Şubat 18	21 Şubat 20	18 Mayıs 20	9 Kasım 20
		7 Ocak 22					

İncelenen dönem içerisinde birtakım ekonomik ve sosyal olumsuzlukların varlığı, finansal piyasaları da etkisi altına almıştır. Kuşkusuz bu olumsuzluklar finansal piyasalardaki oynaklığın meydana gelmesini de beraberinde getirmiştir. Tablo 8'de tespit edilen tarihlerin dünyada meydana gelmiş bazıları kronolojik olarak şu şekildedir: 1 Aralık 2009'da Lizbon Anlaşmasının yürürlüğe girmesi, 14 Nisan 2010'da İzlanda'da meydana gelen volkanik küllerin, Kuzey ve Batı Avrupa hava trafiğini olumsuz etkilemesi, 20 Nisan 2010'da Meksika Körfezi'nde petrol sondajı sırasında patlamanın meydana gelmesi ve Horizon olarak bilenen petrol sızıntısına neden olması, 15 Aralık 2011'de ABD-

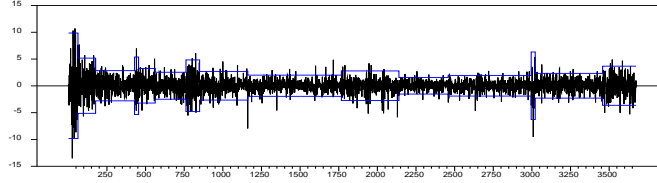
Irak Savaşı'nın sona erdiğinin ilan edilmesi, 30 Mart 2020'de Rusya ile Suudi Arabistan arasında petrol savaşının meydana gelmesi gibi dünyadaki bir takım olaylar gösterilebilir. Ayrıca yapısal kırılmaların meydana geldiği tarihler incelendiğinde kırılmaların en çok Finlandiya'da (22 kez) yaşandığı en az kırılmanın ise Danimarka borsasında (14 kez) meydana geldiği görülmektedir. Çalışma dönemi sürecinde en fazla kırılmanın yaşandığı yıl ise 2020 yılı olmuştur. 2020 yılında, Finlandiya borsasında, 20 Şubat-10 Kasım tarihleri arasında toplam beş kez kırılma meydana gelirken Danimarka'da iki, İsveç ve Norveç borsalarında ise üçer kez kırılmalar olduğu tespit edilmiştir. Kuşkusuz dünyayı etkisi altına alan COVID 19 salgını, tüm dünyada olduğu gibi İskandinav ülkelerinin borsalarında da kırılmaların yaşanmasına neden olmuştur.

Çalışmada kullanılan getiri serilerinin hiçbiri normal dağılım sergilemediğinden dolayı varyanstaki yapısal kırılma tespiti için Inclan ve Tiao (1994) yerine tanımlayıcı istatistiklerden elde edilen sonuçlar paralelinde serilerin değişen varyans özelliğinde olması ve normal dağılıma göre kalın kuyruk özelliği göstermesi nedeniyle serilerin varyans kırılım tespiti için Sanso vd., (2004) ile gerçekleştirilmiştir. Bu tespit yönteminde, önerilen modifiye edilmiş test istatistiği tercih edilmektedir. Elde edilen test sonuçlarına göre getiri serilerinin varyansında kırılmalara ait ICSS modeline göre tespit edilmiştir.

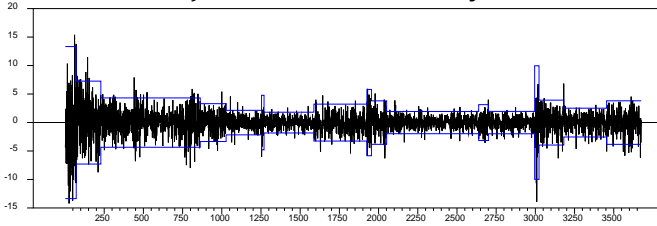
Şekil 1: İsveç Getiri Serisindeki Varyansındaki Kırılma



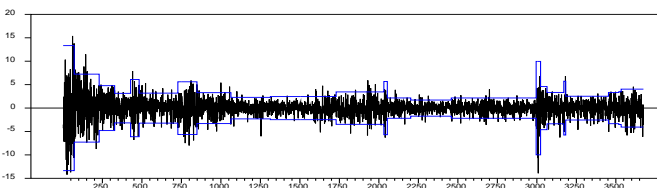
Şekil 2: Danimarka Getiri Serisinin Varyans Kırılmaları



Şekil 3: Norveç Getiri Serisinin Varyans Kırılmaları



Şekil 4: Finlandiya Getiri Serisinin Varyans Kırılmaları



Not: Şekil-1,2,3 ve 4'te bulunan Mavi çizgiler, ± 2 standart sapmayı gösteren güven sınırlarıdır.

Varyans kırılma testi ile elde edilen bulgular, çalışmada bulunan getiri serilerinin yapısal kırılmaları dikkate alınmadan modellenmemesini gerektirmektedir. Nitekim bu şekilde tahmin edilen koşullu

değişen varyans modellerinde volatilité parametrelerinin tahmin deęerlerinin olması gerekenden farklı çıkmasına ve parametrelerin sapmalı sonuçlara neden olacaktır.

Getiri serilerinin oynaklıklarının belirlenmesinde birkaç farklı yöntem bulunmaktadır. Bu yöntemlerden getiri serisinin karesi veya mutlak deęerini hesaplayıp yapay bir oynaklık deęişkeni oluşturmaktır. Bir dięer yöntem ise getiri serisinin oynaklığını GARCH modeli ile elde edilmesidir. Pierdzioch, vd.(2008) ise yaptığı çalışmada, her iki yönteminde oynaklığı tahmin etmede benzer sonuçlar verdiğinin sonucunu göstermişlerdir (Pierdzioch et al., 2008). Bu çalışmada, getiri serilerinin her bir deęişken için kareleri alınarak oynaklık serisi elde edilmiştir. Elde edilen oynaklık serileri için GPH ve Lo Modifiye edilmiş R/S testleri gerçekleştirilmiştir.

3.4. Uzun Hafızalı Oynaklık Tahmin Yöntemi: FIGARCH

Finansal piyasa oynaklığında gözlemlenen bağımlılıkları, koşullu varyans süreçlerini daha esnek bir yapıya dönüştüren Kesirli Bütünleşik Oto regresif Koşullu Deęişen Varyans (FIGARCH) modelini Baillie vd. tarafından 1996 yılında literatüre kazandırılmıştır. FIGARCH (p, d, q) modeli, IGARCH modelindeki $(1 - L)$, birinci fark alma operatörü, $(1 - L)^d$ kesirli fark alma operatörü ile yer deęiştirilerek elde edilmektedir. Burada d parametresi $0 < d < 1$ olan kesirli bir deęere sahiptir. FIGARCH modeli şu şekilde tanımlanmaktadır (Baillie et al., 1996):

$$[1 - \alpha(L) - \beta(L)](1 - L)^d \varepsilon_t^2 = \omega + [1 - \beta(L)]v_t, \quad (8)$$

Olarak deęerlendirilebilir. Kısaca FIGARCH modeli:

$$\phi(L)(1 - L)^d = \omega + [1 - \beta(L)]v_t, \quad (9)$$

Eşitlikteki d parametresi, $d = 0$ olduğunda FIGARCH süreci GARCH sürecine $d = 1$ olduğunda ise IGARCH sürecine indirgenmektedir (Baillie et al., 1996, p. 7). Bu tanımlayıcı bilgilerden sonra, ilgili getiri serilerine ilişkin Lo R/S test sonuçları Tablo 9'da gösterilmiştir.

Tablo 9: Getiri Serilerine İlişkin Modifiye Edilmiş Lo R/S Testi

RLDAN		RLİSV	
90%:	[0.861, 1.747]	90%:	[0.861, 1.747]
95%:	[0.809, 1.862]	95%:	[0.809, 1.862]
99%:	[0.721, 2.098]	99%:	[0.721, 2.098]
Test istatistięi: (5 gecikme)	1.43 N=3670	Test istatistięi: (5 gecikme)	1.27 N=3670
RLNOR		RLFİN	
90%:	[0.861, 1.747]	90%:	[0.861, 1.747]
95%:	[0.809, 1.862]	95%:	[0.809, 1.862]
99%:	[0.721, 2.098]	99%:	[0.721, 2.098]
Test istatistięi: (5 gecikme)	1.27 N=3670	Test istatistięi: (5 gecikme)	1.35 N=3670

H₀ için kritik deęer: RLDAN, RLİSV, RLNOR ve RLFİN uzun vadeli bağımlı deęildir

Getiri serileri için tüm güven aralıklarında test istatistikleri sırasıyla; RLDAN (1.43), RLİSV (1.27), RLNOR (1.27) ve RLFİN (1.35) olarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla hesaplanan test istatistikleri, hesaplanan güven aralıkları içerisinde yer aldığından dolayı $d = 0$ hipotezi reddedilememektedir. Bu

durumda, ortalama modelin oluşturulmasında ARFIMA modeli yerine, otoregresif hareketli ortalama (ARMA) modelleri ile ortalama model elde edilmiştir. Schwarz bilgi kriteri (SC) dikkate alınarak çeşitli ARMA modeli denemeleri gerçekleştirilmiştir. Bu denemeler sonucunda en uygun ARMA modelleri belirlenmiştir. Bu bağlamda, RLDAN getiri serisi için ARMA(3,5); RLNOR getiri serisi için ARMA(1,1); RLİSV getiri serisi için ARMA(3,3) ve RLFİN getiri serisi için ise ARMA(2,1) modelleri en uygun model olarak belirlenmiştir. Elde edilen bu modellerin değişen varyans tespiti için ARCH-LM testi, aşağıdaki hipotez,

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_q = 0$$

$$H_1 : \alpha_i > 0 \text{ (en az biri)}$$

ve

$$Y_t = c + \theta_1 Y_{t-1} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + u_t$$

$$\hat{u}_t^2 = c + \alpha_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \hat{u}_{t-q}^2 + v_t \quad (10)$$

eşitliği ile test edilmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 10'de gösterilmiştir.

Tablo 10: Değişen Varyans Testi (Heteroskedasticity Test): ARCH

RLDEN=c+ARMA(3,5)	F-İstatistiği	101.7985	Prob. F(1,3671)	0.0000
	Gözlem*R ²	99.10575	Prob. Ki-Kare(1)	0.0000
RLFİN=c+ARMA(2,1)	F-İstatistiği	77.29254	Prob. F(1,3671)	0.0000
	Gözlem*R ²	75.73996	Prob. Ki-Kare (1)	0.0000
RLNOR=c+ARMA(1,1)	F-İstatistiği	193.3793	Prob. F(1,3671)	0.0000
	Gözlem*R ²	183.8024	Prob. Ki-Kare (1)	0.0000
RLSWE=c+ARMA(3,3)	F-İstatistiği	85.01914	Prob. F(1,3671)	0.0000
	Gözlem*R ²	83.13997	Prob. Ki-Kare (1)	0.0000

Tablo 10'dan elde edilen sonuçlara göre, getiri serileri için oluşturulan ARMA modellerinin tamamında sıfır hipotezi reddedilmektedir. Başka bir deyişle ilgili ülkelerin getiri serilerinin varyansı sabit olmayıp zamanla değişmektedir. Dolayısıyla değişen varyansın varlığı tespit edilmiştir. Bu sonuçlar, tanımlayıcı istatistiklerde sunulan Tablo-1'deki basıklık değerinin 3'ten büyük olması ve serilerin normal dağılım sergilememesi ile paralellik göstermektedir.

Getiri serilerinin uzun hafıza özellikleri incelenmiş ancak istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Bu sebeple çalışmada oynaklığın uzun hafıza özellikleri incelenmiştir. Ayrıca, getiri modellerinin, varyanslarında yapısal kırılmalar tespit edildiğinden ICSS (Iterated Cumulative Sum of Squares) testi için FIGARCH modelinin varyans denkleminde kukla değişken (dummy) atanmıştır. Kukla değişkenler belirlenirken, Sanso vd. (2004) sonucunda elde edilen kırılma tarihlerinin olduğu Tablo- 8'de elde edilen günlere 1, diğer günlere 0 değeri atanarak değerlendirilmiştir.

Çalışmada FIEGARCH ve FIGARCH yöntemleri değerlendirilmiştir. Ancak FIEGARCH parametreleri, istatistiksel olarak anlamsız olması nedeni ile FIGARCH yöntemi ile çalışılmıştır. Ayrıca, ilgili seriler normal dağılım sergilemediğinden dolayı, model tahminin kalın kuyruk özelliğini yakalayabilen hata dağılımı olarak *student's t* dağılımı ile çalışılmıştır. Elde edilen sonuçlar Tablo 11'de gösterilmiştir.

Tablo 11: LRDAN, LRİSV, LRNOR ve LRFİN Değişkenleri için FIGARCH Modelleri

	LRDAN	LRNOR	LRİSV	LRFİN
ICSS-FIGARCH				
Ortalama Denklem				
μ	0.000711 0.0000	0.00046 0.0060	0.000519 0.0003	0.000415 0.0093
ϕ_1	-0.530794 0.0004	0.924834 0.0000	0.599399 0.1779	0.845153 0.0000
ϕ_2	0.74522 0.0000		-0.16571 0.6408	-0.03014 0.0896
ϕ_3	0.662771 0.0000		0.413283 0.0427	
θ_1	0.499314 0.0010	-0.94179 0.0000	-0.65538 0.1382	-0.84477 0.0000
θ_2	-0.780037 0.00000		0.202956 0.5893	
θ_3	-0.687629 0.0000		-0.43759 0.0276	
θ_4	0.021713 0.2730			
θ_5	0.048578 0.0073			
Varyans Denklemi				
ω	0.000006 0.0087	0.000004 0.0294	0.000003* 0.0521	0.000003* 0.0536
α_1	0.194148 0.0029	0.266326 0.0000	0.136855 0.001	0.222147 0.0000
β_1	0.505633 0.0000	0.646672 0.0000	0.616992 0.0000	0.623243 0.0000
d	0.370643 0.0000	0.466768 0.0000	0.501991 0.0000	0.447324 0.0000
Kukla Değ.	0.000729 0.0187	0.000483 0.0063	0.000719 0.003	0.000472 0.0055
t – dağılım.	6.451102 0.0000	7.218203 0.0000	7.192546 0.0000	7.067239 0.0000
AIC	-5.938625	-5.51936	-5.66545	-5.76307
SC	-5.913258	-5.50414	-5.64347	-5.74616
HQ	-5.929594	-5.51394	-5.65763	-5.75705
DW	1.905665	2.01289	1.932505	1.988892
ARCH-LM	0.246789	0.390866	0.030027	0.0277
Prob. $\chi^2(1)$	0.6193	0.5318	0.8624	0.8678

Not: * ile gösterilenler %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Modelde ϕ simgesi AR katsayısını, θ ise MA katsayısını temsil etmektedir. Varyans denkleminde bulunan α ARCH katsayısını, β GARCH katsayısını ve d ise uzun hafıza katsayısını göstermektedir.

Danimarka, Norveç, Finlandiya için tahmin edilen FIGARCH modellerinde, oynaklıktaki uzun hafızayı temsil eden d parametresinin sırasıyla 0.370643, 0.466768, 0.447324 pozitif ve tüm anlamlılık düzeylerinde (0.10,0.05 ve 0.01) istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Dolayısıyla elde edilen bu parametreler $0 < d < 0.5$ aralığında bulduklarından, ilgili oynaklık serilerinin uzun hafızaya sahip olduklarını ve durağan yapıda oldukları bulgusuna ulaşılmıştır. Ancak İsveç volatilité serisinin uzun hafızayı temsil eden d parametresi 0.501991 olarak tahmin edilmiştir. Dolayısıyla ilgili parametrenin $0.5 \leq d < 1$ aralığında bulunduğu ve serinin kovaryans durağan olmadığı, ancak ortalamasına geri dönen ve sonlu etki-tepki aralığına sahip olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

4. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Çalışma, 01/09/2008-30/09/2022 dönemini kapsayan, İskandinav Ülkeleri olan Danimarka, İsveç, Norveç ve Finlandiya hisse senedi piyasasına ilişkin kapanış fiyatlarından elde edilen getiri serileri ile incelenmiştir. Getiri serilerinde uzun hafıza (ARFIMA) özelliğine Lo Modifiye Edilmiş R/S testi sonucuna göre rastlanılmamıştır. Ancak, her bir ülkenin oynaklık serilerinde uzun hafızanın varlığı hem Lo Modifiye Edilmiş R/S testi hem de GPH gibi yarı parametrik testler ile ortaya konulmuştur.

Getiri serilerinde uzun hafızanın varlığı belirlendikten sonra uygun ortalama ve varyans modelleri denemeleri gerçekleştirilmiştir. Farklı hata dağılım varsayımları altında oluşturulan modelde, ortalama modeli ARMA, varyans modeli ise FIGARCH ve hata dağılımı student's t olan model ile çalışılmıştır.

Ampirik sonuçlar ise şu şekilde özetlenebilir: Çalışmanın ilgi konusu olan Danimarka, İsveç, Norveç ve Finlandiya piyasalarına ulaşan şokun getiride hızlı bir şekilde yok olduğunun dolayısıyla zayıf formda etkin olduğunun bulgusuna ulaşılırken, volatilitede uzun hafızanın varlığını test eden d parametresi, oluşturulan tüm modellerde ilgili parametrenin istatistiksel olarak anlamlı olması, bu piyasalara gelen bir şokun, uzun bir sürede yok olduğunu başka bir deyiş ile oynaklığın ortalamasına geri dönmesi zaman aldığı bulgusuna ulaşılmıştır. Dolayısıyla bu ülke piyasalarının zayıf formda etkin olmadığını göstermektedir. Literatürde birçok ülke hisse senedi piyasalarında ortaya konulan çalışmalar elde edilen zayıf formda etkin olmama; (Kang et al., 2010; Maheshchandra, 2012; Özdemir & Çelik, 2020; Eyüboğlu & Eyüboğlu, 2022) ile paralellik içerisindedir.

Yapısal kırılmaların, uzun hafızaya olan etkileri ICSS testi ile araştırılmıştır. Bu ülke piyasalarının oynaklık serilerinde önemli ve birden çok yapısal kırılmanın varlığı tespit edilmiştir. Ayrıca yapısal kırılmaların varlığı dikkate alınarak oluşturulan model sonuçlarında bu piyasalarda ani değişimlerine neden olan yapısal kırılmaların oynaklığı artırdığı test sonuçları ile ortaya konulmuştur.

Çalışmada, Hurst üsseli için $0.5 < H < 0.95$ aralığındaki değerler ile incelenen uzun hafıza varlığına ilişkin tahmin edilen d parametresinin 0.5'ten küçük bulunan Danimarka, Norveç, İsveç ve Finlandiya piyasalarına ulaşan bir şokun kısa sürede dengeye ulaşmadığını göstermektedir. Başka bir ifade ile bu ülke piyasalarına ulaşan şokun oynaklık üzerinde hızlı şekilde yok olmadığı ve ulaşan şokun etkilerini görebilmek adına yatırım yapılmadan önce bir süre beklenmesi gerektiği ayrıca belirtilmelidir.

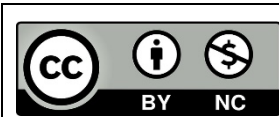
İskandinav ülkelerinin getiri serilerine ilişkin Modifiye Edilmiş Lo R/S testi sonuçlarına göre, bu ülkelerin getiri serilerine ulaşan her yeni bilgiden kazanç elde etmek mümkün olmaktadır. Ancak piyasaya ulaşan bilginin etkisinin kısa süreli bir kazançta neden olduğunu ve dolayısıyla bu ülkelerin getiri serilerinin zayıf formda etkin olduğu söylenebilir. Ancak benzer durum oynaklık serileri için söz konusu değildir. Bu ülkelerin oynaklık serilerine ulaşan her yeni bilginin etkisi kısa sürede yok olmamaktadır. Dolayısıyla, bu ülkelerin borsalarına ilişkin getiri serileri hemen dengeye ulaşmaktadır. Ancak, zayıf formda etkin olmayan oynaklık serilerinin mevcut ve gelecekte oluşacak fiyatın, geçmiş fiyatlardan bağımsız olmadığına işaret etmektedir. Başka bir deyişle, ilgili ülkelerin getiri serileri uzun hafıza özelliği sergilememesi zayıf formda piyasa etkinliğine uygunken, volatilitate serileri zayıf formda piyasa etkinliğini zorlamaktadır.

KAYNAKÇA

- Ajmi, A. N., Ghorbel, A., & Trabelsi, A. (2005). The Reserve Bank of Australia Intervention: Exchange Rate Volatility from FIGARCH Modelling. *SSRN Electronic Journal*, 1992, 1–10. <https://doi.org/10.2139/ssrn.460120>
- Akardeniz, E., & Engin, C. (2019). TCMB Faiz Kararlarının Döviz Kuru Volatilitesine Etkisi [The Effect of CBRT Interest Decisions to Exchange Rate Volatility]. *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 11(20), 1–27. <https://doi.org/10.14784/marufacd.599086>
- Anis, A. A., & Lloyd, E. H. (1976). The Expected Value of the Adjusted Rescaled Hurst Range of Independent Normal Summands. *Biometrika*, 63(1), 111. <https://doi.org/10.2307/2335090>
- Antonakakis, N., & Darby, J. (2013). Forecasting volatility in developing countries' nominal exchange returns. *Applied Financial Economics*, 23(21), 1675–1691. <https://doi.org/10.1080/09603107.2013.844323>
- Arouri, M. E. H., Hammoudeh, S., Lahiani, A., & Nguyen, D. K. (2012). Long memory and structural breaks in modeling the return and volatility dynamics of precious metals. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 52(2), 207–218. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2012.04.004>
- Baillie, R. T., Bollerslev, T., & Mikkelsen, H. O. (1996). Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74(1), 3–30. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(95\)01749-6](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(95)01749-6)
- Baillie, R. T., Han, Y.-W., Myers, R. J., & Song, J. (2007). Long Memory and FIGARCH Models For Daily and High Frequency Commodity Prices. In *Futures* (No. 594; Issue 594).
- Beine, M., Bénassy-Quéré, A., & Lecourt, C. (2002). Central bank intervention and foreign exchange rates: New evidence from FIGARCH estimations. *Journal of International Money and Finance*, 21(1), 115–144. [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(01\)00040-7](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(01)00040-7)
- Bentes, S. R. (2015). Forecasting volatility in gold returns under the GARCH, IGARCH and FIGARCH frameworks: New evidence. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 438, 355–364. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2015.07.011>
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance*. In Cambridge University Press.
- Bruffaerts, C., Verardi, V., & Vermandele, C. (2014). A generalized boxplot for skewed and heavy-tailed distributions. *Statistics and Probability Letters*, 95, 110–117. <https://doi.org/10.1016/j.spl.2014.08.016>
- Cavalcante, J., & Assaf, A. (2004). Long Range Dependence in Returns and Volatility of the Brazilian Stock Market. *Eur. Rev. Econ. Financ.*, 3, 5–22.
- Çevik, E. İ., & Erdoğan, S. (2009). Bankacılık Sektörü Hisse Senedi Piyasasının Etkinliği: Yapısal Kırılma ve Güçlü Hafıza [Efficiency of Banking Sector Stock Market: Structural Break and Long Memory]. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 10(1), 26–40.
- Chang, C. L., McAleer, M., & Tansuchat, R. (2012). Modelling long memory volatility in agricultural commodity futures returns. *Annals of Financial Economics*, 7(2), 1–27. <https://doi.org/10.1142/S2010495212500108>
- Chortareas, G., Jiang, Y., & Nankervis, J. C. (2011). Forecasting exchange rate volatility using high-frequency data: Is the euro different? *International Journal of Forecasting*, 27(4), 1089–1107. <https://doi.org/10.1016/j.ijforecast.2010.07.003>

- Eyüboğlu, K., & Eyüboğlu, S. (2022). BIST Ana Sektör Endekslerinde Zayıf Formda Etkinliğin Yapısal Kırılmalı Uzun Hafıza Modelleri ile Analizi [Analysis of Weak-Form Efficiency With Structural Fracture Long Memory Models in Bist Main Sector Indexes]. *Abant Sosyal Bilimler Dergisi*, 22(2), 702–720. <https://doi.org/10.11616/asbi.1097446>
- Ezzat, H. (2013). Long Memory Processes and Structural Breaks in Stock Returns and Volatility: Evidence from the Egyptian Exchange. *International Research Journal of Finance and Economics*, 113(51465), 136–146. <http://mpr.ub.uni-muenchen.de/51465/>
- Fama, E. F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices. *Journal of the American Statistical Association*, 38(1), 36–105. <https://doi.org/10.2307/2277297>
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383–417.
- Geweke, J., & Porter-Hudak, S. (1983). the Estimation and Application of Long Memory Time Series Models. *Journal of Time Series Analysis*, 4(4), 221–238. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.1983.tb00371.x>
- Güngör, S., Başçı, E. S., & Karaca, S. S. (2021). Yapısal Kırılmalar Altında Asimetrik Bilginin Hisse Senedi Getiri Oynaklığına Etkisi: BİST 100 Endeksi'nde Bir Uygulama [The Impact of Asymmetric Information on Stock Return Volatility under Structural Break: An Application on BIST 100 Index]. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 852110(89), 133–154. <https://doi.org/10.25095/mufad.852110>
- Kang, S. H., Cheong, C., & Yoon, S. M. (2010). Long memory volatility in Chinese stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 389(7), 1425–1433. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2009.12.004>
- Kang, S. H., Cho, H. G., & Yoon, S. M. (2009). Modeling sudden volatility changes: Evidence from Japanese and Korean stock markets. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 388(17), 3543–3550. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2009.05.028>
- Kang, S. H., & Yoon, S. M. (2007). Long memory properties in return and volatility: Evidence from the Korean stock market. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 385(2), 591–600. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2007.07.051>
- Kasman, A., Kasman, S., & Torun, E. (2009). Dual long memory property in returns and volatility: Evidence from the CEE countries' stock markets. *Emerging Markets Review*, 10(2), 122–139. <https://doi.org/10.1016/j.ememar.2009.02.002>
- Kasman, A., & Torun, E. (2007). Long memory in the Turkish stock market return and volatility. *Central Bank Review*, 2, 13–27. <http://www.tcmb.gov.tr/research/cbreview/july07-2.pdf>
- Korkmaz, T., Cevik, İ. E., & Özataç, N. (2009). Testing for Long Memory in ISE using ARFIMA-FIGARCH model and structural break test. *International Research Journal of Finance and Economics*, 29, 186–191.
- Kutlu, S., & Yurttagüler, İ. M. (2014). Türkiye'de Reel Döviz Kurlarının Uzun Hafıza Özellikleri: Kesirli Bütünleşme Analizi. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, XXXVI(1), 373–389. <https://doi.org/10.14780/iibdergi.201417552>
- Lo, A. W. (1991). Long-Term Memory in Stock Market Prices. *Econometrica*, 59(5), 1279. <https://doi.org/10.2307/2938368>

- Lux, T., & Kaizoji, T. (2007). Forecasting volatility and volume in the Tokyo Stock Market: Long memory, fractality and regime switching. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(6), 1808–1843. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2007.01.010>
- Maheshchandra, J. P. (2012). Long Memory Property In Return and Volatility: Evidence from the Indian Stock Markets. *Asian Journal of Finance & Accounting*, 4(2), 218–230. <https://doi.org/10.5296/ajfa.v4i2.2027>
- Oh, G., Kim, S., & Eom, C. (2008). Long-term memory and volatility clustering in high-frequency price changes. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 387(5–6), 1247–1254. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2007.08.061>
- Özdemir, A., & Çelik, İ. (2020). Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespiti: ABD ve Türkiye Karşılaştırması [Determination of Effective Market Hypothesis in Stock Markets By Long Memory Models in The Context of . In *Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi* (Vol. 21, Issue 1). <https://doi.org/10.24889/ifede.481059>
- Özdemir, A., Vergili, G., & Çelik, İ. (2018). Döviz Piyasalarının Etkinliği Üzerinde Uzun Hafızanın Rolü : Türk Döviz Piyasasında Ampirik Bir Araştırma [The Role of Long Memory on the Efficiency of Foreign Exchange Markets: An Ampirical Research in the Turkish Foreign Exchange Market]. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 12(1), 87–107.
- Pehlivan, G. G., & Utkulu, U. (2007). Türkiye'nin Tüketim Fonksiyonu: Parçalı Hata Düzeltme Modeli Bulguları [Turkey's Consumption Function: Fractional ECM (FECM) Evidence]. *Akdeniz İ.İ.B.F Dergisi*, 14, 39–65.
- Pierdzioch, C., Döpke, J., & Hartmann, D. (2008). Forecasting stock market volatility with macroeconomic variables in real time. *Journal of Economics and Business*, 60(3), 256–276. <https://doi.org/10.1016/j.jeconbus.2007.03.001>
- Sansó, A., Carrion, J. L., & Aragón, V. (2004). Testing for changes in the unconditional variance of financial time series. *Revista de Economía Financiera*, 4, 32–53. <http://dspace.uib.es/xmlui/handle/11201/152078>
- Teverovsky, V., Taqqu, M. S., & Willinger, W. (1999). A critical look at Lo's modified R/S statistic. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 80(1), 211–227. [https://doi.org/10.1016/s0378-3758\(98\)00250-x](https://doi.org/10.1016/s0378-3758(98)00250-x)
- Türkyılmaz, S., & Balıbey, M. (2014). Türkiye Hisse Senedi Piyasası Oynaklığındaki Asimetrik Uzun Hafıza Özelliği [ASymmetric Long Memory Property in Volatility of Turkey Stock Market]. *Bankacılık ve Finansal Araştırmalar Dergisi*, 1(1), 20.
- Vilasuso, J. (2002). Forecasting exchange rate volatility. *Economics Letters*, 76(1), 59–64. [https://doi.org/10.1016/S0165-1765\(02\)00036-8](https://doi.org/10.1016/S0165-1765(02)00036-8)



© Submitted for possible open access publication under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution (CC BY NC) license. (<https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>).

EXTENDED ABSTRACT

Analysis of The Presence of Long Memory with Structural Breaks in Variance: Application to Stock Markets of Scandinavian Countries

The Efficient Market Hypothesis put forward by Fama (1970) states that while the stock price is formed in the market, all information about the security affects the price formation. If any information that may affect the prices of the securities can reach the investors in the stock market at the same time and the information about the related stock company is accessible to all investors, the efficiency of the market can be mentioned. In the efficient market hypothesis, price changes are independent and randomly distributed. The random occurrence of prices in the market means that there will be no relationship between the price series. If there is no relationship between the price series, this means that price movements cannot be predicted by fundamental and technical analysis. Changes in price series do not have memory. Therefore, the future cannot be predicted in light of past data.

The existence of a long memory feature in financial time series has led to a variety of studies on the subject. Especially in the volatility series of financial time series, the long memory feature shows their dependence between observations due to the presence of hyperbolic decreasing autocorrelation. Thus, a long-memory process can be characterized by partial integration. In other words, the degree of integration may be less than one or have a non-zero structure. For this reason, the shock that occurs, especially in a financial time series, may not return to its average in a short time but may do so after a long time.

The volatility modeling of long memories has received intense attention in the finance literature. Ballie et al. (1996) extended the IGARCH model, which is a special case of the GARCH model, by allowing persistence in conditional variance and introduced the fractionally integrated GARCH model (FIGARCH) to the literature. In their study, they showed that the GARCH and IGARCH models generally have a very short memory for financial series. Therefore, the FIGARCH process provides flexibility that can model long memories in volatility.

In this study, in which the permanence of the effect of a shock on the volatility of stock returns is investigated with the long-memory GARCH model, the daily data consisting of 3675 observations of the stock market of Denmark, Norway, Sweden, and Finland, which are described as Scandinavian countries, for the period September 1, 2008, through September 30, 2022, has been studied. All of the data used in the study were studied with the data known as the MSCI country index. Eviews 12, Stata 17, and WinRATS 9.2 programs were used for the application package program. The return series of the stock markets of the countries used in the study were obtained with the following equation because some crises occurred in the periods that were the subject of the study and deviating values were encountered against the shocks arising from the crises.

The long memory (ARFIMA) feature was not found in the return series, according to the Lo Modified R/S test results. However, the existence of long memory in the volatility series of each country has been demonstrated by both the Lo Modified R/S test and semi-parametric tests such as GPH. After determining the existence of long memory in volatility, appropriate mean and variance models were carried out. In the model created under different error distribution assumptions, the mean model is ARMA, the variance model is FIGARCH, and the error distribution is the student's t model.

The empirical results can be summarized as follows: While the finding that the shock reaching the Denmark, Finland, Norway, and Sweden markets, which are the subject of the study, disappear quickly and therefore are effective in weak form, the d parameter, which tests the presence of long

memory in volatility, is statistically significant in all models created. It takes time for a shock to come to these markets to disappear for a long time in volatility, or in other words, to return to the average of its volatility. Therefore, this shows that the country's markets are weak and inefficient.