

PAY PİYASALARINDA ETKİN PİYASALAR HİPOTEZİNİN FARKLI DAĞILIM VARSAYIMLARI BAĞLAMINDA UZUN HAFIZA MODELLERİ İLE TESPİTİ: ABD VE TÜRKİYE KARŞILAŞTIRMASI*

Arife ÖZDEMİR,** İsmail ÇELİK***

ÖZ

Çalışmada gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasında uzun hafiza özelliğinin varlığı açısından bir fark olup olmadığı incelenmekte aynı zamanda ülke piyasalarının etkin olup olmadıkları farklı düzeyde gelişmiş ekonomiye sahip iki ülke açısından değerlendirilmektedir. Çalışmada gelişmiş ülkeler temsilen ABD'ye ait S&P 500 ve gelişmekte olan ülkeler temsilen Türkiye'ye ait BIST 100 pay piyasası endekslerinin getiri serilerinde uzun hafızanın etkisinin ve uzun dönem volatilitesinin varlığı yapısal kırılmalar da dikkate alınarak farklı dağılımlar altında ARFIMA (p, ξ, q)-FIGARCH (p, d, q) model kombinasyonları ile tahmin edilerek 2002-2017 dönemi için araştırılmıştır. Yapılan analiz sonucunda hem S&P 500 hem de BIST 100 endeksine ait getiri serilerinin uzun hafiza özelliği taşımadığı gözlemlenirken her iki endekse ait volatilité serilerinin uzun hafiza özelliği sergilediği tespit edilmiştir. ABD pay piyasalarında yapısal kırılmaların volatilitedeki uzun hafiza direncini artırdığı görülmüştür. Yapısal kırılmaların dikkate alındığı model sonuçlarından, volatilitede uzun hafiza direncinin düşük olduğu, getiri volatilitesinin tam karşılamamakla birlikte zayıf formda etkinliğe yakın bir karakter sergilediği gözlenmiştir. Volatilitedeki uzun hafiza özelliği, riskin günlük piyasa verilerinin davranışını görmek açısından önemli bir belirleyici olduğunu kanıtlamaktadır.

Anahtar Kelimeler: *Uzun Hafiza, Volatilité, Etkin Piyasa Hipotezi, ARFIMA-FIGARCH modeli, Yapısal Kırılma.*

Jel Kodları: *C01, C22, C58, D53*

DETERMINATION OF EFFECTIVE MARKET HYPOTHESIS IN STOCK MARKETS BY LONG MEMORY MODELS IN THE CONTEXT OF DIFFERENT DISTRIBUTION ASSUMPTIONS: US AND TURKEY COMPARISON

ABSTRACT

The study examines whether there is a difference between the developed and developing countries in terms of the existence of long memories and at the same time evaluates the countries with two developed economies at different levels to determine whether the market is efficient or not. In the study, the effects of long memory and the existence of long-term volatility on the stock indices S&P 500 belonging to the United States representing developed countries and BIST 100 belonging to Turkey representing the developing countries have been studied considering the structural breaks and using different distribution in ARFIMA (p, ξ, q)-FIGARCH (p, d, q) models for the period 2002-2017. As a result of the analysis, it was observed that both the S&P 500 and BIST 100 index return series had no long memory characteristics and the volatility series of both indexes had long memory characteristics. It has been seen that structural breaks in the US share

* Bu çalışmaya Özdemir (2018) "Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafiza Modelleri ile Tespit: ABD ve Türkiye Karşılaştırması" başlıklı doktora tezi temel oluşturmuştur.

** Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Bankacılık ve Finans Bölümü, Burdur, E-Posta: aozdemir@mehmetakif.edu.tr, ORCID ID: 0000-0002-9902-9174

*** Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Bankacılık ve Finans Bölümü, Burdur, E-Posta: ismailcelik@mehmetakif.edu.tr, ORCID ID: 0000-0002-6330-754X

Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespiti: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

markets have increased long memory resistance in volatile markets. From the results of the model considering structural breaks, it was observed that long memory resistance in volatility is low and return volatility exhibits a character close to activity in weak form although it does not fully meet. The long memory feature in volatility proves that risk is an important determinant in terms of observing the behavior of daily market data.

Keywords: *Long Memory/Long Term Dependence, Volatility, Efficient Market Hypothesis, ARFIMA-FIGARCH Model, Structural Breaks.*

Jel Codes: C01, C22, C58, D53

GİRİŞ

Fama (1970)'nın etkin piyasa hipotezine göre pay piyasa fiyatları her zaman mevcut ve ilgili bilgilerin tümünü tam olarak yansıtmalı, rasgele bir yürütüş sürecini takip etmelidir. Etkin bir finansal piyasa, hiçbir deterministik model tespit edilemeyen finansal piyasa olarak tanımlanabilir (Necula ve Radu, 2012, s. 362). Etkin piyasa hipotezinde fiyat değişiklikleri bağımsız ve aynı şekilde rasgele dağılmıştır. Fiyat serilerindeki değişiklikler hafızaya sahip değildir yani geçmiş kullanılarak gelecek tahmin edilemez (Fama, 1965, s. 34). Piyasada oluşan fiyatların rassal bir şekilde oluşması fiyat serileri arasında herhangi bir ilişkinin bulunmadığı anlamına gelmektedir. Fiyat serileri arasında ilişkinin bulunmaması geçmiş fiyat hareketleri aracılığıyla temel analiz ve teknik analiz gibi yöntemlerle gelecek fiyat hareketlerinin tahmin edilemeyeceği anlamına gelmektedir. Piyasada oluşan fiyat hareketleri bu tip analizler yoluyla tahmin edilebilirse bu geçmiş fiyat hareketleri ile gelecekte oluşabilecek fiyat hareketleri arasında bir ilişkinin bulunduğu göstermektedir. Yani, fiyat hareketlerinin hafızası olduğu geçmişte tekrar eden olayların gelecekte de oluşabileceği anlamına gelmektedir. Dolayısıyla yatırımcılar böyle bir piyasada geçmiş fiyat hareketlerini kullanarak gelecekte oluşabilecek hareketlerin yönünü tahmin edebilir ve bu sayede üstlenecekleri riskleri azaltabilir, elde edecekleri getiri miktarını artırabilirler. Bir piyasanın etkin bir yapıya sahip olması bu piyasadaki menkul kıymetlerin fiyat hareketlerinin kısa hafıza özelliği göstermesiyle, etkin olmaması ise uzun hafıza özelliği göstermesiyle alakalı bir durumdur. Fama (1970), çalışmasında üç türlü etkinlikten bahsetmiştir. Bunlar zayıf formda etkinlik, yarı güçlü formda etkinlik ve güçlü formda etkinlik olarak belirtilmiştir.

Zayıf formda piyasa etkinliği; geçmiş fiyatlar, geçmiş ticaret hacimleri, kısa satışlar gibi tüm geçmiş piyasa bilgilerinin mevcut piyasa fiyatında tam olarak dikkate alındığını göstermektedir (Redhead, 2008, s. 481). Zayıf formda etkin piyasalarda, piyasaya yeni bir bilgi geldiği zaman kazanç elde etmek mümkün olacaktır. Ancak piyasa bu bilgiyi hemen elimine ettiği için uzun süreli bir kazanç elde edilemeyecek yani piyasada pay fiyatları hemen dengeye ulaşacaktır. Yarı güçlü formda etkinlikte fiyatların diğer bilgilere göre verimli bir şekilde ayarlanıp ayarlanmadığı yani halka açık olarak kabul edildiği düşünülmektedir (Fama, 1970, s. 383). Zayıf formda etkin piyasalarda temel analize başvurularak kısa süreli kazanç elde etmek mümkün olsa da kamuya açıklanan tüm bilgiler fiyatlara hemen yansındığı için yarı güçlü formda olan piyasalarda kazanç sağlamak mümkün olmayacağından emin olmak gerekmektedir. Güçlü formda etkinlik gösteren piyasalarda ise fiyat oluşumu için yatırımcıların veya grupların herhangi bir bilgi için tekeli ulaşımlarının olup olmadığı incelenir (Fama, 1970, s. 383). Bu form piyasa etkinliğinin en uç noktasıdır. Pay

fiyatları hem özel hem de kamuya açık bilgileri hızlı bir şekilde yansımaktadır (Levišauskaité, 2010, s. 61). Güçlü formda piyasa etkinliğinde yatırımcıların temel analiz ve teknik analiz kullanarak normalin üzerinde getiri elde etmeleri mümkün olmamaktadır.

Zayıf formdaki pazar etkinliği, mevcut ve gelecekteki gözlemlerin geçmiş gözlemlerden bağımsız olduğunu gösterir. Bu nedenle uzun hafıza varlığı, zayıf formdaki pazar etkinliğinin geçerliliğini zorlar (Ezzat, 2013, s. 137). Uzun dönemli hafızanın varlığı, piyasanın finansal piyasaya akan bir miktar bilgiye derhal yanıt vermediği; ancak buna belirli bir süre boyunca yavaş tepki verdiği anlamına gelmektedir. Bu nedenle, geçmiş fiyat değişiklikleri gelecekteki fiyat değişikliklerinin tahmini için önemli bilgiler olarak kullanılabilir (Oh, Kim, Eom, 2008, s. 1247); Mukherjee, Sen ve Sarkar, 2011, s. 62-63).

İlk defa Hurst (1951) tarafından ortaya çıkarılan uzun hafızaya ilişkin çalışmalar Mandelbrot (1972, 1975) daha sonra Mandelbrot ve Wallis (1969) tarafından geliştirilen R/S analizi, Lo (1991) tarafından bir adım ileri taşınarak modifiye R/S analizi geliştirilmiş, Geweke ve Porter-Hudak (1983) tarafından önerilen spektral regresyon yöntemi ile gelişim göstermiştir. Granger ve Joyeux (1980) uzun hafıza özelliğinin bütünsel bir sürecin kesirli bütünsel bir süreçce genişletilmesiyle modellenebileceğini göstermiş, Hosking (1981) kesirli bütünsel derecesi d için ortalamadaki ARFIMA modelini geliştirmiştir. Uzun dönemli hafıza, sermaye piyasalarının doğrusal olmayan yapısını gösterir; bu da geleneksel doğrusal modelleri piyasaların özünü açıklamada verimsiz yapar (Xiu ve Jin, 2007, s. 138). Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH model ve Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen GARCH model kısa hafıza özelliğini gösteren modellerdir. Yüksek frekanslı finansal zaman serilerinin otokorelasyon fonksiyonlarındaki hiperbolik oranda azalma uzun dönem bağımlılık ya da yavaş ortalamaya dönme eğilimi olarak tanımlanan uzun hafıza (long memory) özelliğini değerlendirmede yetersiz kalmaktadır. Bu sebeplerden dolayı uzun hafıza özelliğini dikkate alan Baillie vd. (1996) tarafından geliştirilen FIGARCH modeli kullanılmıştır.

Çalışmada gelişmiş ülkeleri temsilen ABD'ye ait S&P 500 ve gelişmekte olan ülkeleri temsilen Türkiye'ye ait BIST 100 pay piyasası endekslerinin getiri ve volatilitenin serilerinde (ikili uzun hafıza özelliği) uzun hafıza etkisinin ve uzun dönem volatilitesinin varlığı zaman serilerindeki kalın kuyruk özelliğinden dolayı hem Gauss (normal dağılım) hem de Student-t dağılımı ile ARFIMA-FIGARCH modeli kullanılarak araştırılmıştır. Daha sonra bu piyasaların hem getiri hem de volatilitenin uzun hafıza ve volatilitenin kalıcılığı özelliklerinin yapısal kırılmalarından dolayı oluşup oluşmadığı araştırılmıştır. Ayrıca menkul kıymete ait fiyat serisinin uzun hafıza özelliğini göstermesi cari dönemin fiyatının oluşmasında geçmiş fiyat hareketlerinin etkisinin olduğunu göstermektedir bu durumda menkul kıymete ait geçmiş fiyat hareketlerini kullanarak gelecek fiyat hareketlerini tahmin etmenin mümkün olduğu görülmekte dolayısıyla da etkin bir piyasadan söz etmek mümkün olmamaktadır. Uzun hafızanın varlığı zayıf formda piyasa etkinliğine karşı kanıt sağlamaktadır. Bu anlamda söz konusu iki ülkenin pay piyasaları için Etkin Piyasa Hipotezi de değerlendirilmektedir.

LİTERATÜR TARAMASI

Beveridge ve Oickle (1997), Kanada borsasında uzun dönemli bağımlılığın olup olmadığını araştırmışlar ve analiz sonucunda uzun hafıza tespit etmişler ayrıca uzun hafızada ortalamaya dönüş olduğunu bulmuşlardır. J. Lee, Kim, ve H. Lee (2000), Kore pay piyasası getirilerinin volatilitenin sürecinde uzun hafızanın varlığını incelemişler ve volatilitenin sürecinde uzun dönem bağımlılık olduğunu ortaya çıkarmışlardır. Sourial (2002), Mısır borsasında uzun hafızanın varlığını araştırmış ve piyasa getirilerinin uzun hafıza süreci sergilediğini kanıtlamıştır. Tolvi (2003b), pay piyasası getirilerinde uzun hafızanın varlığını 16 OECD ülkesinin pay fiyat endeksi için analiz etmiş ve üç ülke için uzun hafızanın varlığı tespit edilmiştir. Cavalcante ve Assaf (2005), Cajueiro ve Tabak (2005), Brezilya pay piyasasında uzun dönemde uzun hafızaya dair önemli kanıtlar elde etmişlerdir. Kang ve Yoon (2006), Asya pay piyasalarında volatilitenin asimetrik uzun hafıza özelliklerini Japonya, Güney Kore, Singapur, Hong Kong piyasalarında incelemişler ve hem getiri hem de volatilitenin uzun hafıza sergilediği sonucuna varmışlardır. Kang ve Yoon (2008), Kore Borsası KOSPI 200 fiyatlarını kullanarak uzun hafıza özelliğini incelemişler ve uzun hafızanın varlığının yapısal kırılma sonucu değil veri oluşum sürecinin kendine özgü bir özelliği olarak ortaya çıktığını tespit etmişlerdir. McMillan ve Ruiz (2009); Kanada, Fransa, Almanya, Hong Kong, İtalya, Japonya, Singapur, İspanya, Birleşik Krallık ve Amerika pay piyasalarında getiri volatilitesinin uzun hafıza özelliğini incelemişlerdir. Analizde koşulsuz varyans sabit olduğu zaman uzun hafıza özelliğinin olduğu ortaya çıkmıştır. Zaman çeşitliliği dikkate alındığında uzun hafıza özelliğinin ortadan kalktığı ve günlük düzeyde koşulsuz sabit varyans varsayımlının tahminleri etkilemediği gözlenmiştir. Goudarzi (2010), Maheshchandra (2012), Hindistan pay piyasasında getiri ve volatilitede uzun hafızanın varlığını incelemişler ve uzun hafızanın varlığına dair güçlü kanıtlar elde etmişlerdir. Saleem (2014), Rusya pay piyasasında piyasa volatilitesinin uzun hafıza özelliğini incelemiş ve uzun hafızaya dair güçlü kanıtlar bulmuştur.

Kasman ve Torun (2007) 1988-2007 dönemi için; DiSario, Saraoğlu, McCarthy ve Li (2008) 1988-2004 dönemi için Türkiye pay piyasalarında uzun hafızanın varlığını incelemişler ve endeksin uzun hafızaya sahip olduğunu bulmuşlardır. Korkmaz, Çevik ve Özataç (2009), İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) uzun hafızayı 1988-2008 arası verilerini kullanarak analiz etmişlerdir. Analiz sonucunda pay getirilerinde uzun hafızanın mevcut olmadığını; ancak volatilitede uzun hafızanın varlığını gözlemlemişlerdir. Sonuç olarak İMKB'nin zayıf formda etkin bir piyasa olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Ural ve Küçüközmen (2011) S&P 500, FTSE 100, DAX, CAC 40, ISE 100 borsa endekslerinde zayıf formda etkin piyasa hipotezi kapsamında ikili uzun hafıza özelliğini 02.01.1991-18.05.2009 dönemi verilerini kullanarak incelemiştir. Araştırma sonucunda tüm borsalar için ikili uzun hafızanın bulunduğu ortaya çıkmıştır. Ayrıca tüm borsaların zayıf formda etkin olmadığı sonucu da elde edilmiştir. Çevik (2012), 03.01.1997-27.05.2011 dönemi İMKB'de işlem gören on sektörle ait endeks getirilerinin oynaklığında uzun hafızanın varlığını incelemiştir. Model sonuçları sektörlerle ait endeks getirilerinin oynaklığının uzun hafıza özelliği gösterdiği ve İMKB'nin etkin bir piyasa olmadığını göstermektedir. Çevik ve Topaloğlu (2014), 1988-2014 yılları arasında

Arife Özdemir ve İsmail Çelik

BİST100 ve BİST30 endeksleri getiri serilerinin koşullu varyansında uzun hafızanın varlığını Uyarlanabilir FIGARCH (A-FIGARCH) ile araştırmışlar ve A-FIGARCH modelinin getiri serilerini tahmin etmede daha üstün sonuçlar verdiği ortaya koymuşlardır. Ayrıca, getiri serilerinin uzun hafıza özelliği gösterdiği ve Borsa İstanbul'un zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşmışlardır. Günay (2014a), 03.01.1990-15.05.2013 dönemi için BİST 100 Endeksi'nin volatilitesindeki uzun hafıza yapısını incelemiş ve analiz yapılan dönem için uzun dönemli belleğin var olduğunu ortaya koymuştur. Günay (2014b), BİST 100 ve BOVESPA endeksinin yapısal kırılmalarını göz önünde bulundurarak koşullu varyansın uzun hafıza özelliğini incelemiş ve her iki endeksin koşullu varyansının uzun hafıza özelliğine sahip olduğu ortaya çıkmıştır. Türkyılmaz ve Balibey (2014a), yaptıkları çalışmada 2010-2013 dönemi için BİST 100 endeksi oynaklığındaki asimetrik uzun hafıza özelliğini incelemiştirlerdir. Yapılan analiz sonucu Türkiye pay piyasasında oluşan şokların fiyatlara asimetrik olarak yansadığını, olumsuz haberlerin etkisinin fiyatlarda daha önemli değişimlere neden olduğunu; ayrıca bu şoklardan kaynaklanan değişimlerin etkisinin uzun dönem kalıcı olduğunu göstermektedir. Türkyılmaz ve Balibey (2014b), 2010-2013 dönemi verilerini kullanarak Türkiye pay piyasası getirilerinde ikili uzun hafıza özelliğinin varlığını incelemiştirlerdir. Yapılan analiz ortalamada uzun hafızanın varlığına dair bir sonuç vermezken oynaklığın öngörlülebilir bir yapıda olduğunu göstermiş bu da Türkiye Borsası'nın etkin bir piyasa olmadığını ortaya koymuştur. Büberkökü ve Kızıldere (2017), çalışmalarında BİST 100 endeksinin volatilitesindeki uzun hafıza ve volatilitenin kalıcılığı özelliklerini Ocak 1988-Nisan 2015 dönemi için incelemiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlar BİST 100 endeksinin volatilitenin kümelenmesi, volatilitenin kalıcılığı, asimetrik tepki ile uzun hafıza özellikleri taşıdığını ve çoklu yapısal kırılmalara sahip olduğunu göstermiştir.

ARAŞTIRMANIN DİZAYNI

Araştırmmanın Amacı

Çalışmada gelişmiş ülkeleri temsilen ABD'ye ait S&P 500 ve gelişmekte olan ülkeleri temsilen Türkiye'ye ait BİST 100 pay piyasa endekslерinin getiri ve volatilitenin serilerinde (ikili uzun hafıza özelliği) uzun hafıza etkisinin ve uzun dönem volatilitesinin varlığı zaman serilerindeki kalın kuyruk özelliğinden dolayı hem Gauss (normal dağılım) hem de Student-t dağılımı ile ARFIMA-FIGARCH modeli kullanılarak araştırılacaktır. İkili uzun hafıza özelliğinin incelenirken yapısal kırılmaların etkilerini belirlemek için Bai ve Perron çoklu yapısal kırılma testi ile kırılmalar tespit edilmiş ve modellere kukla değişken olarak eklenmiştir. Bu sayede uzun hafıza özelliğinin yapısal kırılmalardan meydana gelip gelmediği de araştırılmıştır. Aynı zamanda finansal piyasalar açısından oldukça önemli olan etkin piyasa hipotezi de bu bağlamda test edilmiş olacaktır.

Araştırma Yöntemi

Finansal varlık fiyatlarının dinamiklerini doğrusal modeller açısından anlamaya yönelik çok çaba sarf edilmiştir. Bununla birlikte doğrusal yapı modelleri finansal varlık fiyatlarının zaman serisi özelliklerini yeterince açıklayamamaktadır (Kang, 2008, s. 64). Bu eksiklikleri giderebilmek için Engle (1982) Otoregresif Koşullu Değişen Varyans

Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespiti: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

(ARCH) modelini geliştirmiştir. ARCH modeli volatilité kümelenmesi, aşırı basıklık ve kalın kuyruk gibi zaman serilerinin önemli özelliklerini yakalamasına rağmen ARCH modeli kısa hafıza özellikleri gösterdiği için zaman serilerinin uzun hafıza özelliklerini yakalamakta yetersiz kalmaktadır. ARCH modeli basit olmasına rağmen bir varlığın getirisinin volatilité sürecinin yeterince tanımlanabilmesi için birçok parametre gerektirmektedir (Tsay, 2005, s. 113). ARCH modelindeki bu eksikliği giderebilmek için Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modeli Bollerslev (1986) tarafından geliştirilmiştir. GARCH modelinin bazı zayıf yönleri söz konusudur. Birincisi, GARCH modeli oynaklılığın pozitif ve negatif şoklara olan tepkisinin simetrik olmasıdır; ancak pay piyasa getirilerinin getiri oynaklığındaki değişimelerle negatif ilişkili olduğu genel kabul görmüştür. İkincisi, GARCH modeli oynaklık şoklarının geometrik oranda hızlı biçimde azaldığını dikkate alan kısa hafıza özelliği gösteren bir modeldir. GARCH modelinin bu dezavantajlarını gidermek için yeni GARCH türü modeller geliştirilmiştir (Turkyılmaz ve Balıbey, 2014, s. 3). Engle ve Bollerslev (1986) durağan olmayan süreç için bütünsel GARCH (IGARCH) modelini önermişlerdir. IGARCH modelde şokların etkisi volatilité üzerinde sürekli olduğundan bu model sonsuz hafızalı model olarak adlandırılır ve koşullu varyansdaki uzun hafıza özelliğini ortaya çıkarmada yeterli değildir. Bu nedenle, Baillie, Bollerslev ve Mikkelsen (1996) GARCH modele parçalı fark operatörünü $(1 - L)^d$ ekleyerek FIGARCH modeli elde etmişlerdir (Çevik ve Topaloğlu, 2014, s. 44). FIGARCH (p,d,q) modeli şu şekilde formüle edilebilir:

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

Burada $0 < d < 1$ ve $\phi(L)$ ve $[1 - \beta(L)]$ 'nin tüm kökleri birim çemberin dışındadır. Burada $0 \leq d \leq 1$ uzun hafızanın derecesini ölçen kesirli fark parametresidir. FIGARCH yaklaşımı koşullu varyans için çok daha esnek bir süreç ortaya koymakta, GARCH ($d=0$) ve IGARCH ($d=1$) süreci kovaryans sabit sürecini karşılamaktadır (Kumar, 2014, s. 23).

FIGARCH (p,d,q) modeli şu şekilde de yazılabilir:

$$[1 - \beta(L)]\sigma_t^2 = \omega + [1 - \beta(L) - \emptyset(L)(1 - L)^d]\varepsilon_t^2 \quad (2)$$

Böylece, ε_t 'nin koşullu varyansı basitçe şu şekilde verilir:

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= \omega[1 - \beta(1)]^{-1} + \{1 - [1 - \beta(L)]^{-1}\emptyset(L)(1 - L)^d\}\varepsilon_t^2 \\ &\equiv \omega[1 - \beta(1)]^{-1} + \lambda(L)\varepsilon_t^2 \end{aligned} \quad (3)$$

Burada $\lambda(L) = \lambda_1 L + \lambda_2 L^2 + \dots$. Denklemdeki FIGARCH (p,d,q) süreci için eşitlik 1'in çok iyi tanımlanmış olması, tüm t değerleri için koşullu varyansın pozitif olması ve 3. denklemdeki sonsuz ARCH gösterimindeki tüm katsayıların negatif olmaması gerekmektedir (Baillie, Bollerslev ve Mikkelsen, 1996, s. 8).

FIGARCH modelinde, şokların koşullu varyans veya uzun hafıza üzerindeki etkilerinin sürekliliği kesirli bütünsel parametresi d ile ölçülmektedir. Denklem (2)'de yer alan d parametresi $d=0$ olduğu zaman GARCH (p,q) modeline ve $d=1$ olduğu zaman IGARCH (p, q) modeline eşit olmaktadır.

Veri Seti

Çalışmada Türkiye için BIST 100, ABD için S&P 500 indeks verileri incelenmiştir. Serilere ait verilerin tamamı "investing.com" sitesinden elde edilmiş olup, 02.01.2002-12.05.2017 dönemini kapsayan günlük kapanış değerleri kullanılmıştır. Analizin

yapılabilmesi için günlük örneklem fiyatları günlük nominal getiri serisi haline getirilmiştir. Bu işlem yapılrken;

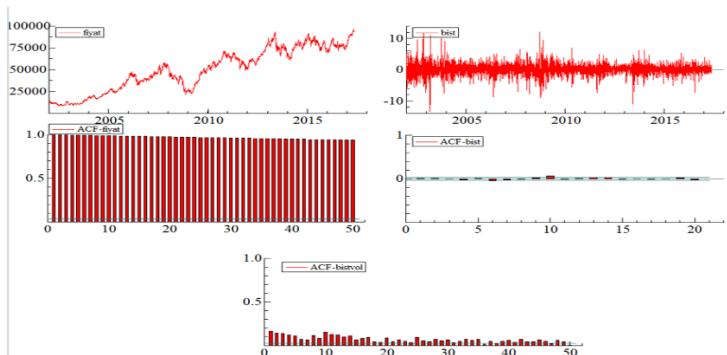
$$r_t = 100 * [\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})] \quad (4)$$

formülü kullanılmıştır. r_t t zamanındaki endeksin getirişi, P_t t zamanındaki endeksin kapanış fiyatı, P_{t-1} t-1 zamanındaki endeksin kapanış fiyatını $t = 1, \dots, T$ göstermektedir.

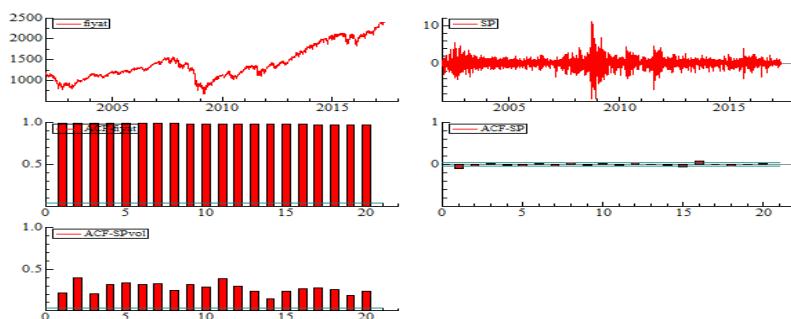
Araştırma Bulguları

Türkiye ve ABD Pay Piyasasına İlişkin Ampirik Bulgular

Şekil 1 ve 2'de sırasıyla BIST 100 ve S&P 500 serisine ait pay piyasası endeks değerleri ile getiri ve getiri kareler serilerinin ACF fonksiyonlarının grafikleri verilmiştir.



Şekil 1: BIST 100 ve S&P 500 Endeksi Zaman Serisi Grafikleri



Şekil 2: S&P 500 Endeksi Zaman Serisi Grafikleri

Şekil 1 ve 2 incelendiği zaman görülen ilk grafikler Türkiye pay piyasası BIST 100 ve ABD pay piyasası S&P 500 endekslerinin kapanış fiyatlarından elde edilen grafiktir. Her iki ülkeye ait ilk grafikler incelendiği zaman gün sonu serilerinin artan bir trende sahip olduğu söylenebilir. BIST 100 fiyat serisi incelendiği zaman 2001 yılında yaşanan ekonomik krizden sonra 2002 yılında da siyasi ortamda meydana gelen belirsizlikler, kriz sonrası borsayı terk eden yabancıların borsaya girmemesi ve olası Irak operasyonundan olumsuz etkilenen piyasa yıl boyunca azalan bir seyir izlemiştir ve 2003 yılından itibaren piyasa yükselmeye başlamıştır. 2007 yılının ikinci yarısında gelişmiş ülkelerin finansal

Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespiti: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

piyasalarında başlayan ve 2008 yılında derinleşerek devam eden krizden uluslararası piyasalara paralel olarak olumsuz etkilenmiş grafikte de görüldüğü gibi düşüşe geçmiş ve bu düşüş eğilimi 2009 yılına kadar devam etmiştir. 2009 yılından sonra piyasa 2011 yılına kadar yükseliş trendine geçmiş sonrasında küçük bir gerileme yaşanmasına rağmen piyasa yükseliş eğilimine devam etmiştir. S&P 500 fiyat serisi incelendiği zaman 2002 ve 2003 yıllarında Irak savaşının getirdiği belirsizliklerden dolayı pay fiyatlarında yaşanan düşüş gözlenmektedir. 2003 yılından itibaren piyasa 2007 yılına kadar yükselişe geçmiştir. 2007 yılının ikinci yarısından itibaren yüksek riskli konut kredileri piyasasında başlayan sorunların artmasıyla birlikte fiyatlar 2009 yılına kadar düşmeye başlamıştır. 2009 yılının ikinci yarısından itibaren ekonominin istikrar kazanmaya başladığı gözlenmiş özellikle Asya ülkelerinin gücü büyümesi ve gelişmiş ülkelerde uygulamaya konulan paketlerin etkisi ile piyasalar yükselmeye başlamış ve bu yükseliş grafikte de açıkça görülebilmektedir. Grafiğe bakıldığı zaman orijinal serinin durağan olmadığı ifade edilebilir.

İkinci grafikler kapanış fiyatlarından hesaplanan getiri serisinin ortalama etrafındaki eğilimini ve volatilité kümelemelerinin varlığını göstermektedir. Şekillerdeki diğer grafikler ise pay piyasası endeks değerleri ile getiri ve kareli getiri serilerinin ACF fonksiyonlarının grafiklerini göstermektedir. Endeks, getiri ve kareli getiri serilerinin ACF fonksiyonlarına bakıldığı zaman fonksiyonların uzun dönemde yavaş bir azalma eğilimi gösterdiği ve bu özelliğin seride uzun hafıza özelliklerinin incelenmesi için bir ipucu sunabileceği göz önünde bulundurulmalıdır.

Tablo 1'de BIST 100 ve S&P 500 getiri serilerine ait tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır. Tablodan serilerin sola çarpık ve kalın kuyruk özelliği gösterdiği görülmektedir. Finansal zaman serilerinin dağılımı kuyruktaki kalınlık ve aşırı sıvrlilik özelliğinden dolayı normal dağılımdan farklılaşmaktadır. Jarque-Bera test sonucunun seriler için de nispeten yüksek bir değere sahip olması da serilerin normal dağılmadığına dair önemli bir göstergedir.

Tablo 1: BİST 100 ve S&P 500 Endeksi Getiri Serileri Tanımlayıcı İstatistikleri

Seri	BİST 100	S&P 500
Gözlem Sayısı	3868	3865
Ortalama	0.0493	0.018832
Medyan	0.0988	0.056587
Maksimum	12.1272	10.95720
Minimum	-13.3408	-9.469514
Standart Sapma	1.8462	1.213677
Çarpıklık	-0.1438	-0.230120
Basıklık	7.4759	12.73375
Jarque-Bera	3241.287	1592.16
P Olasılık Değeri	0.000000	0.000000
ARCH (2)	0.397651	22.0305*
ARCH (5)	0.519060	10.8862*
Q(5)	2.5665	51.339*
Q(10)	31.042*	63.958*
Q(20)	46.137*	115.97*
Q² (5)	107.30*	1804.8*
Q² (10)	600.15*	3540.5*
Q² (20)	939.23*	6120.0*

Uzun Hafıza (Long Memory) Test İstatistikleri
90%: [0.861, 1.747] 95%: [0.809, 1.862]

99%: [0.721, 2.098]

Getiri Serisi İçin Modifiye Edilmiş Lo R/S Testi

Arife Özdemir ve İsmail Çelik

	BIST 100	S&P 500
q=1	1.14	1.26
q=2	1.14	1.31
q=5	1.14	1.36
Getiri Serisi İçin GPH Testi		
	BIST 100	S&P 500
$m=T^{0.5}$	-0.057 [0.481]	0.101 [0.213]
$m=T^{0.6}$	0.077 [0.146]	0.044 [0.852]
$m=T^{0.7}$	0.028 [0.438]	0.005 [0.868]
$m=T^{0.8}$	0.043 [0.080]	-0.012 [0.588]
Getiri Serisi İçin Modifiye Edilmiş GPH Testi		
	BIST 100	S&P 500
$m=T^{0.5}$	-0.100 [0.217]	0.177 [0.035]
$m=T^{0.6}$	0.059 [0.270]	0.047 [0.302]
$m=T^{0.7}$	0.019 [0.590]	0.025 [0.455]
$m=T^{0.8}$	0.040 [0.110]	-0.002 [0.919]
Kareli Getiri Serisi İçin Modifiye Edilmiş Lo R/S Testi		
	BIST 100	S&P 500
q=1	4.51*	5.34*
q=2	4.24*	4.72*
q=5	3.71*	3.78*
Kareli Getiri Serisi İçin GPH Testi		
	BIST 100	S&P 500
$m=T^{0.5}$	0.322 [0.000]*	0.608 [0.000]*
$m=T^{0.6}$	0.362 [0.000]*	0.591 [0.000]*
$m=T^{0.7}$	0.262 [0.000]*	0.659 [0.000]*
$m=T^{0.8}$	0.248 [0.000]*	0.300 [0.000]*
Kareli Getiri Serisi İçin Modifiye Edilmiş GPH Testi		
	BIST 100	S&P 500
$m=T^{0.5}$	0.212 [0.024]*	0.620 [0.000]*
$m=T^{0.6}$	0.287 [0.000]*	0.589 [0.000]*
$m=T^{0.7}$	0.219 [0.000]*	0.658 [0.000]*
$m=T^{0.8}$	0.222 [0.000]*	0.300 [0.000]*

Çalışmada uzun hafıza özelliğinin analizine yönelik literatürde yaygın olarak kullanılan ön testlerden faydalılmıştır. Bu testler Lo (1991) tarafından geliştirilen modifiye edilmiş R/S testi, Geweke ve Porter-Hudak (1983) tarafından ortaya çıkarılan GPH testi ile Phillips (1999, 2007) modifiye edilmiş GPH testidir. Test sonuçları incelendiği zaman getiri serilerinin uzun hafıza özelliği taşımadığı; ancak volatiliteyi temsil eden kareli getiri serilerinin uzun hafıza özelliği gösterdiği görülmektedir. Getiri serilerinin durağan olup olmadığını analiz etmek için ADF, PP ve KPSS birim kök testleri serİYE uygulanmış ve test sonuçları tablo 2'de gösterilmiştir.

Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespiti: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

Tablo 2: BİST 100 ve S&P 500 Getiri Serileri Birim Kök Test Sonuçları

Testler	BİST 100	S&P 500
ADF	-61.47692*	-48.46768*
PP	-61.47378*	-68.85622*
KPSS	0.074144	0.173584

*%1 anlamlılık seviyesi

Yapılan birim kök test sonuçlarına göre seride birim kök bulunmadığı serinin durağan olduğu anlaşılmakta ve uzun hafıza modelinin araştırılması için uygun olduğu görülmektedir.

Türkiye ve ABD pay piyasası için yapılan uzun hafıza testleri sonucunda getiri serilerinin uzun hafıza özelliği taşımadığı; ancak volatiliteyi temsil eden kareli getiri serilerinin uzun hafıza özelliği taşıdığı belirlenmiştir. Ön testler her ne kadar getirilerde uzun hafızanın bulunmadığını dair işaretler sunsa da olabileceği ihtimalini gözden kaçırılmamak için getiri serilerine ait uygun ARFIMA (p,ξ,d) model yapısının tahmin edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla ARFIMA (0, ξ ,0)'dan ARFIMA (2, ξ ,2)'ye kadar çeşitli denemeler yapılmış ve katsayı anlamlılığı, AIC kriteri dikkate alınarak uygun model yapıları belirlenmeye çalışılmıştır. Bu doğrultuda incelenen model spesifikasyonları içerisinde her iki seri için de en uygun modelin ARFIMA (2, ξ ,2) olduğu sonucuna varılmıştır. Örnek olması amacıyla ARFIMA (0, ξ ,0), ARFIMA (1, ξ ,1) ve ARFIMA (2, ξ ,2) model sonuçlarına ilişkin sonuçlar tablo 3'de sunulmuştur.

Tablo 3: BIST ve S&P 500 İçin ARFIMA (p,ξ,q) Model Tahmin Sonuçları

(p, ξ ,q)	BIST		S&P 500	
	ARFIMA (0, ξ ,0)	ARFIMA (2, ξ ,2)	ARFIMA (1, ξ ,1)	ARFIMA (2, ξ ,2)
μ	0.049270 (0.031920) [0.1228]	0.049014 (0.031964) [0.1253]	0.018877 (0.019615) [0.3359]	0.019141 (0.015757) [0.2245]
ξ	0.005511 (0.008606) [0.5220]	0.010027 (0.009738) [0.3033]	-0.009137 (0.018365) [0.6189]	-0.044510 (0.009080) [0.0000]*
ψ_1		1.768391 (0.009866) [0.0000]*	0.379473 (0.075996) [0.0000]*	-0.608550 (0.102832) [0.0000]*
ψ_2		-0.977978 (0.009628) [0.0000]*		-0.496637 (0.096611) [0.0000]*
θ_1		-1.766853 (0.012221) [0.0000]*	-0.466972 (0.080652) [0.0000]*	0.558629 (0.109752) [0.0000]*
θ_2		0.969116 (0.011769) [0.0000]*		0.442345 (0.103599) [0.0000]*
Log(L)	-7857.309	-7845.203	-6211.044	-6207.422
AIC	4.065326	4.061134	3.216582	3.215742
SIC	4.070183	4.072466	3.224680	3.227080
Çarpıklık	-0.136092	-0.165366	-0.434398	-0.475781
Basıklık	7.473968	7.470067	12.20228	12.07430
J-B	3237.078	3237.143	13758.88	13406.47
$Q(5)$	2.2716	3.5587*	12.012 [0.002]*	2.3162 [0.000]*
$Q(10)$	30.838*	19.083*	22.751 [0.002]*	15.956 [0.007]*
$Q(20)$	45.719*	37.041*	67.516 [0.000]*	59.995 [0.000]*
$Q^2(5)$	378.06*	381.31*	1950.7 [0.000]*	1902.5 [0.000]*
$Q^2(10)$	601.18*	594.71*	3753.4 [0.000]*	3681.5 [0.000]*
$Q^2(20)$	940.82*	921.41*	6350.1 [0.000]*	6246.1 [0.000]*
ARCH (2)	86.01266 [0.0000]*	87.87220 [0.0000]*	462.7662 [0.0000]*	444.2064 [0.0000]*
ARCH (5)	50.93448 [0.0000]*	51.35873 [0.0000]*	279.0751 [0.0000]*	275.5951 [0.0000]*

*, ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir

Sonuçlara bakıldığı zaman ARFIMA modelinin BIST getiri serisi için uzun hafıza davranışını desteklemediği görülmektedir. S&P 500 getiri serisi için ARFIMA (2, ξ ,2) modeli %5 anlam düzeyinde kesirli bütünlleşme parametresi (ξ) -0.044510 değerini almış ve istatistiksel olarak anlamlı çıkarak uzun hafıza davranışını desteklemiştir. Yapılan testlerden serilerin otokorelasyon ve değişen varyansa sahip olduğu görülmektedir. Türkiye pay piyasasına ait BIST 100 serisinde getiri düzeyinde modellemenin uzun hafızayı desteklemediği görülmüştür. Ancak oynaklıktaki (volatilité) uzun hafıza özelliğinin de incelenmesi gerekmektedir. BIST 100 için oynaklık modelleri ve oynaklıktaki uzun hafızayı ölçen FIGARCH Modeli hataların hem normal dağılımına hem de Student-t dağılımına göre tablo 4 ve 5'te gösterilmektedir.

Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespiti: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

Tablo 4: BİST 100 Endeks Getirilerinin GARCH, IGARCH ve FIGARCH Modelleri

(p,d,q)	GARCH (1,0,1)		IGARCH (1,1,0)	
	N	ST	N	ST
μ	0.104156 (0.025698) [0.0001]*	0.108368 (0.023274) [0.0000]*	0.106795 (0.026191) [0.0000]*	0.109083 (0.023237) [0.0000]*
ω	0.076603 (0.029826) [0.0103]*	0.054532 (0.019773) [0.0058]*	0.039601 (0.017730) [0.0256]*	0.028691 (0.011365) [0.0116]*
β_1	0.888358 (0.025234) [0.0000] *	0.909844 (0.017452) [0.0000]*	0.899071 (0.00471) [0.0000]*	0.919330 (0.006751) [0.0000]*
ϕ_1	0.090585 (0.019295) [0.00001]*	0.074647 (0.013627) [0.00001]*	0.100929 (0.024248) [0.00001]*	0.080670 (0.015224) [0.00001]*
d				
v		6.653558 (0.67727) [0.0000]*		5.965868 (0.54850) [0.0000]*
Log(L)	-7492.031	-7392.122	-7500.572	-7396.295
AIC	3.876923	3.825768	3.880823	3.827409
SIC	3.883399	3.833862	3.885680	3.833885
Çarpıklık	-0.28921	-0.29018	-0.28212	-0.28796
Basıklık	2.4543	2.4972	2.4486	2.5278
J-B	1024.4	1059.0	1017.3	1083.0
$Q(20)$	27.9233	28.1044	27.6946	28.0353
$Q^2(20)$	15.5562	16.8752	16.0560	17.4561
ARCH-LM(20)	0.79055 [0.7280]	0.85667 [0.6442]	0.81664 [0.6955]	0.87927 [0.6146]

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir

Tablo 5: BİST 100 Endeks Getirilerinin FIGARCH Modelleri

(p,d,q)	FIGARCH (1,d,0)		FIGARCH (1,d,1)	
	N	ST	N	ST
μ	0.110094 (0.025650) [0.0000]*	0.111591 (0.023137) [0.0000]*	0.109730 (0.025644) [0.0000]*	0.111142 (0.023179) [0.0000]*
ω	0.243022 (0.056954) [0.0000]*	0.237494 (0.055792) [0.0000]*	0.178446 (0.059807) [0.0029]*	0.169400 (0.063730) [0.0079]*
β_1	0.258675 (0.058616) [0.0000]*	0.243062 (0.039742) [0.0000]*	0.401888 (0.10286) [0.0001]*	0.394052 (0.11375) [0.0005]*
ϕ_1			0.123537 (0.082431) [0.1340]	0.131420 (0.094728) [0.1654]
d	0.337809 (0.055137) [0.0000]*	0.310887 (0.034241) [0.0000]*	0.363564 (0.061301) [0.0000]*	0.335648 (0.043210) [0.0000]*
v		6.900797 (0.70744) [0.0000]*		6.883623 (0.70641) [0.0000]*
Log(L)	-7482.482	-7384.71	-7480.972	-7383.798
AIC	3.871984	3.821933	3.871721	3.821980
SIC	3.878460	3.830027	3.879815	3.831693
Çarpıklık	-0.29590	-0.29834	-0.29466	-0.29776
Basıklık	2.4218	2.4473	2.4082	2.4366
J-B	1001.5	1022.4	990.39	1013.7
$Q(20)$	30.4241	30.5125	30.0713	30.1637
$Q^2(20)$	23.9562	24.1220	20.6548	20.8111
ARCH-LM(20)	1.2315 [0.2168]	1.2428 [0.2079]	1.0527 [0.3945]	1.0637 [0.3817]

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir

Tablo 4'ün birinci sütununda yer alan GARCH (1,0,1) modelinin normal ve Student-t dağılımlarının $Q(20)$ ve $Q^2(20)$ değerlerine bakıldığı zaman bu basit modelin kısa vadeli volatilite bağımlılığını izlemek için iyi iş çıkardığı söylenebilmektedir. Geleneksel GARCH modelinin bir eksikliği, uzun vadeli bağımlılığı yakalayamaması ya da veride oynaklılığın sürekliliğini hesaba katmamasıdır. Bu yüzden koşullu varyansın, kareli getirilerde bir şokun sonsuz derecede ısrarlı olduğu anlamına gelen IGARCH modelinin volatilite sürecini açıkladığı söylenebilir; ancak FIGARCH (1,d,1) modelinin tahmin sonuçlarına bakıldığı zaman uzun vadeli dinamiklerin kesirli fark parametresi tarafından daha iyi modellendiği gözlenmiştir. Tablo 5'te yer alan FIGARCH(1,d,0) modeli ile FIGARCH (1,d,1) modeli karşılaştırıldığı zaman FIGARCH(1,d,1) modelinin daha iyi sonuçlar verdiği gözlenmektedir. FIGARCH (1,d,1) ve FIGARCH (1,d,0) modellerinden elde edilen hem normal hem de Student-t dağılımları ile elde edilen d parametresine ait değerler sıfırdan farklıdır. d parametresi 0.310887 ile 0.363564 arasında değerler alarak %5 anlam düzeyinde istatistik olarak anlamlı çıkmıştır. Bu yüzden Türkiye'ye ait BIST 100 getiri serisinin volatilitesinin uzun hafızaya sahip ve durağan olduğu söylenebilmektedir. Dolayısıyla oynaklık üzerine şokların etkisi simetrik ve uzun dönemde ortalamaya dönme özelliği göstermektedir. Volatilitedeki risk veya belirsizliğin BIST 100 endeksinin günlük fiyat hareketlerinin önemli bir belirleyicisi olduğu söylenebilmektedir. Buradan hareketle gelecekteki volatilitenin geçmiş hareketlere bakılarak tahmin edilebileceği

Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespiti: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

söylenebilmekte ve Türkiye pay piyasasının volatilite serisinde uzun hafıza özelliğinin varlığı zayıf formda etkin piyasa hipotezi ile çelişmekte dolayısıyla etkin piyasa hipotezinin geçerli olmadığı, fakat zayıf formda etkinliğe yaklaşıldığı d parametresinden anlaşılmaktadır.

Modellerde kullanılan Student-t dağılımı, model tahmin hatalarının kalın kuyruk karakteristğini yakalamaktadır. v parametresi, GARCH, IGARCH ve FIGARCH modelleri için %1 anlamlılık düzeyinde önemlidir. Buna göre BIST 100 getiri hataları kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilemektedir. Tanımlayıcı istatistiklerden elde edilmiş serinin sola çarpık ve kalın kuyruk sergilediği yani normallikten uzaklaştığı sonucu modellerde kullanılan hem normal hem de Student-t dağılım sonuçlarına bakıldığı zaman görülmekte bununla birlikte Student-t dağılımının normal dağılıma göre daha düzgün sonuçlar verdiği gözlenmektedir. Yapılan testlerden modellerde herhangi bir değişen varyans ve otokorelasyon sorunu olmadığı görülmektedir. Türkiye pay piyasasına ait volatilitedeki uzun hafıza özelliğini ortaya koyan GARCH (1,0,1), IGARCH (1,1,0), ve FIGARCH (1,d,0) ile FIGARCH (1,d,1) modellerinden sonra her ne kadar yapılan uzun hafıza testleri ve ARFIMA testlerinde getiri serisinde uzun hafıza özelliğine dair bir bulguya rastlanmasa da hem getiride hem de volatilitede uzun hafıza özelliğini (ikili uzun hafıza) dikkate alan ARFIMA (p, ξ, d)-FIGARCH (p, d, q) model kombinasyonları tahmin edilmiş ve elde edilen sonuçlar tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6: BIST Getiri Serisi İçin ARFIMA-FIGARCH Model Tahmin Sonuçları

(p,d,q)	ARFIMA(2,ξ,2)-FIGARCH (1,d,0)		ARFIMA(2,ξ,2)-FIGARCH (1,d,1)	
	N	ST	N	ST
μ	0.110135 (0.026108) [0.0000]*	0.109827 (0.022976) [0.0000]*	0.110019 (0.026358) [0.0000]*	0.109413 (0.023096) [0.0000]*
ψ_1	0.241171 (0.099567) [0.0155]*	0.190115 (0.098918) [0.0547]**	0.250517 (0.10369) [0.0157]*	0.195203 (0.10532) [0.0639]**
ψ_2	-0.777394 (0.14281) [0.0000]*	-0.795754 (0.078650) [0.0000]*	-0.788251 (0.14659) [0.0000]*	-0.799439 (0.075475) [0.0000]*
ξ	0.002881 (0.017009) [0.8655]	-0.000165 (0.015285) [0.9914]	0.004170 (0.017040) [0.8067]	0.000298 (0.015417) [0.9846]
θ_1	-0.226607 (0.10191) [0.0262]*	-0.177768 (0.10236) [0.0825]**	-0.236729 (0.10744) [0.0276]*	-0.183031 (0.10950) [0.0947]**
θ_2	0.774711 (0.14317) [0.0000]*	0.787535 (0.082240) [0.0000]*	0.785442 (0.14521) [0.0000]*	0.791454 (0.077992) [0.0000]*
ω	0.242448 (0.056951) [0.0000]*	0.240361 (0.056158) [0.0000]*	0.174802 (0.059613) [0.0034]*	0.171161 (0.064124) [0.0076]*
β_1	0.261206 (0.060157) [0.0000]*	0.243056 (0.040158) [0.0000]*	0.411805 (0.10590) [0.0001]*	0.395666 (0.11445) [0.0006]*
ϕ_1			0.128745 (0.083680) [0.1240]	0.132421 (0.094322) [0.1604]
d	0.338410 (0.056335) [0.0000]*	0.310706 (0.034670) [0.0000]*	0.366622 (0.063632) [0.0000]*	0.336184 (0.044283) [0.0000]*
v		6.851204 (0.70717) [0.0000]*		6.834710 (0.70601) [0.0000]*
Log(L)	-7474.94	-7376.95	-7473.27	-7376.02
AIC	3.870668	3.820506	3.870324	3.820545
SIC	3.885238	3.836695	3.886513	3.838353
Çarpıklık	-0.29100	-0.29761	-0.28972	-0.29662
Basıklık	2.4229	2.4618	2.4076	2.4499
J-B	1000.5	1033.6	988.08	1023.8
$Q(20)$	26.5086*	28.8810*	25.8724	28.4475*
$Q^2(20)$	24.5416	24.9607	20.9842	21.6113
ARCH-LM(20)	1.2194 [0.2267]	1.2450 [0.2062]	1.0301 [0.4213]	1.0656 [0.3795]

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir

Tablo 6'daki BIST getiri serisi için ARFIMA modelinin ortalamadaki uzun hafıza parametresi olan ξ parametresinin her iki dağılım için istatistik olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. FIGARCH modelinin volatilitedeki uzun hafızayı temsil eden d parametresinin BIST 100 getiri serisi için 0.310706 ile 0.366622 arasında aldığı değerlerle her iki dağılıma göre de istatistik olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Dolayısıyla elde edilen model sonuçlarından getiri serisinin uzun hafıza özelliği taşımadığı; ancak volatilite serisinde uzun hafıza özelliğinin bulunduğu yönük sonuçlara ulaşılmaktadır. Buna ek olarak modellerin hata terimlerine uygulanan test sonuçlarına bakıldığı zaman otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının giderildiği görülmektedir. Ayrıca modellere ait student-t dağılımını gösteren v parametreleri

Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespiti: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

istatistiksel olarak anlamlıdır ve bu da normale göre kalın kuyruk özelliğini göstermektedir.

Buradan hareketle şokların getiri serisinin volatilite yapısı üzerinde uzun dönemde kalıcı olduğu ve getiri serisinin volatilitesinin şokların etkisinden kurtulup ortalamasına dönmesinin uzun zaman aldığı söylenebilmektedir. Ayrıca Türkiye pay piyasasında volatilite yapısının öngörülebileceği ve teknik analizlerin yapılarak normalin üzerinde getiri elde edilebileceğini dolayısıyla da bu piyasanın zayıf formda etkin olmadığını, zayıf formda etkinliğe yakın bir karakter sergilediğini söylemek mümkündür.

ABD pay piyasasına ait S&P 500 getiri düzeyinde ARFIMA ($2,\xi,2$) modelinde uzun hafızayı desteklediği görülmüş bu yüzden hem getiri hem de volatilitedeki ikili uzun hafıza özelliğini dikkate alan ARFIMA (p,ξ,d)-FIGARCH (p,d,q) Modellerinin ($p, q)=0,1,2$ için çeşitli kombinasyonları tahmin edilmiş ve seçilen en uygun model sonuçları tablo 6'da hataların hem normal dağılımı hem de Student-t dağılımasına göre verilmiştir.

Tablo 7. S&P 500 Endeks Getirilerinin ARFIMA-GARCH, ARFIMA-IGARCH Modelleri

(p,d,q)	ARFIMA (1, ξ ,1)-GARCH (2,0,1) N	ARFIMA (1, ξ ,1)-GARCH (2,0,1) ST	ARFIMA (1, ξ ,1)-IGARCH (1,1,0) N	ARFIMA (1, ξ ,1)-IGARCH (1,1,0) ST
μ	0.044105 (0.0066892) [0.0000]*	0.053644 (0.0079747) [0.0000]*	0.043406 (0.0065366) [0.0000]*	0.053681 (0.0078662) [0.0000]*
ψ_1	0.591829 (0.16873) [0.0005]*	0.465517 (0.24263) [0.0551]**	0.588215 (0.14815) [0.0001]*	0.456267 (0.22656) [0.0441]*
ξ	-0.137449 (0.064053) [0.0319]*	-0.115555 (0.058228) [0.0473]*	-0.142209 (0.059036) [0.0160]*	-0.116455 (0.056530) [0.0395]*
θ_1	-0.523029 (0.13802) [0.0002]*	-0.419182 (0.19920) [0.0354]*	-0.514630 (0.12027) [0.0000]*	-0.408111 (0.18417) [0.0268]*
ω	0.013281 (0.0034497) [0.0001]*	0.009079 (0.0022034) [0.0000]*	0.012316 (0.0038861) [0.0015]*	0.009980 (0.0029124) [0.0006]
β_1	1.393709 (0.19308) [0.0000]*	1.443659 (0.10690) [0.0000]*	0.889955 (0.18105) [0.0000]*	0.894849 (0.100211) [0.0000]*
β_2	-0.468297 (0.17807) [0.0086]*	-0.510890 (0.10091) [0.0000]*		
ϕ_1	0.062700 (0.015627) [0.0001]*	0.062323 (0.0095498) [0.0000]*	0.110045 (0.015895) [0.0000]*	0.105151 (0.013270) [0.0000]*
v		6.668231 (0.75239) [0.0000]*		6.386281 (0.70587) [0.0000]*
Log(L)	-5212.522	-5142.031	-	-5149.049
AIC	2.70143	2.665475	2.707155	2.668072
SIC	2.714391	2.680052	2.716872	2.679409
Çarpıklık	-0.49071	-0.52268	-0.52181	-0.54003
Basıklık	1.4343	1.6767	1.7236	1.8377
J-B	486.41	628.71	653.82	731.73
Q(20)	24.6364	23.0228	25.1616	24.1095
Q ² (20)	23.3997	25.7720	27.2245	26.9159
ARCH-LM(20)	1.0935 [0.3483]	1.2260 [0.2213]	1.2971 [0.1686]	1.2862 [0.1760]

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir

Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespit: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

Tablo 8. S&P 500 Endeks Getirilerinin ARFIMA-FIGARCH Modelleri

(p,d,q)	ARFIMA (1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,0)	ARFIMA (1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,1)		
	N	ST	N	
μ	0.044506 (0.0070971) [0.0000]*	0.054679 (0.0080971) [0.0000]*	0.044428 (0.0069002) [0.0000]*	0.054769 (0.0081811) [0.0000]*
ψ_1	0.573682 (0.19491) [0.0033]*	0.430848 (0.29369) [0.1425]	0.575866 (0.18321) [0.0017]*	0.439136 (0.28887) [0.1285]
ξ	-0.128614 (0.065512) [0.0497]*	-0.108585 (0.057673) [0.0598]**	-0.130200 (0.062554) [0.0375]*	-0.111488 (0.058525) [0.0569]**
θ_1	-0.512384 (0.15321) [0.0008]*	-0.391354 (0.24607) [0.1118]	-0.513438 (0.14560) [0.0004]*	-0.397111 (0.24125) [0.0998]
ω	0.033921 (0.010787) [0.0017]*	0.027159 (0.0075533) [0.0003]*	0.016616 (0.0057843) [0.0041]*	0.054604 (0.015181) [0.0003]*
β_1	0.570283 (0.17258) [0.0010]*	0.610482 (0.095077) [0.0000]*	1.006642 (0.12868) [0.0000]*	-0.185671 (0.16941) [0.2732]
β_2	0.030342 (0.027070) [0.2624]	0.007675 (0.023816) [0.7473]	-0.219706 (0.077603) [0.0047]*	0.512864 (0.12495) [0.0000]*
ϕ_1			0.443210 (0.10895) [0.0000]*	-0.832921 (0.050308) [0.0000]*
d	0.623549 (0.17023) [0.0003]*	0.636420 (0.093751) [0.0000]*	0.620623 (0.10529) [0.0000]*	0.665513 (0.15787) [0.0000]*
v		6.457421 (0.73196) [0.0000]*		6.403311 (0.71973) [0.0000]
Log(L)	-5211.570	-5132.528	-5210.269	-5131.832
AIC	2.700942	2.660558	2.700786	2.660715
SIC	2.713898	2.675134	2.715362	2.676911
Çarpıklık	-0.555113	-0.59047	-0.55128	-0.58915
Basıklık	1.8978	2.1122	1.8710	2.0895
J-B	778.54	943.04	759.53	926.70
Q(20)	26.2100	25.3988	26.4609	25.1674
Q²(20)	24.7619	31.3456*	23.0333	32.5216*
ARCH-LM(20)	1.1557 [0.2840]	1.4461 [0.0901]	1.0879 [0.3543]	1.5005 [0.0704]

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir

Arife Özdemir ve İsmail Çelik

Tablo 7'de yer alan ARFIMA (1, ξ ,1)-GARCH (2,0,1) modelinin (β_1) ve (β_2) parametresinin her iki dağılım için de anlamlı olduğu ve zamanla değişen koşullu varyansın varlığını doğruladığı görülmektedir. ARFIMA (1, ξ ,1)-IGARCH (1,1,0) modelinin volatilite sürecini açıkladığı söylenebilir; ancak tablo 8'de gösterilen ARFIMA (1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,0) ve ARFIMA (1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,1) modelinin tahmin sonuçlarına bakıldığı zaman uzun vadeli dinamiklerin kesirli fark parametresi tarafından daha iyi modellendiği gözlenmiştir. S&P 500 getiri serisi için bütün modellerde ortalamadaki uzun hafıza parametresi ξ -0.137449 ile -0.108585 arasında değerler alarak istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Barkoulas ve Baum (1997), getiri serisindeki uzun hafızayı temsil eden ξ parametresinin 0'a eşit olduğu zaman serinin kısa hafıza özelliği sergilediğini, $-0.5 < \xi < 0$ olduğunda serinin ara bellek sergilediğini yani kalıcı etki gözlenmediğini, $0 < \xi < 0.5$ olduğunda serinin uzun dönemli pozitif bağımlılık sergilediğini ifade etmişlerdir. Bu çalışmadan hareketle ξ parametresi $-0.5 < \xi < 0$ arasında değerler aldığı için S&P 500'e ait getiri serisinin kısa hafıza özelliğine sahip olduğu kalıcı etki gözlenmediği söylenebilmektedir. Durağanlığa yakın kısa hafıza özelliği göstermesi yani değerin sıfıra yaklaşması meydana gelen şokun kısa sürede yok olduğunu göstermektedir. Aynı zamanda volatilitedeki uzun hafıza parametresi olan d de 0.620623 ile 0.665513 arasında değerler alarak istatistiksel açıdan anlamlı çıkmıştır. d parametresinin 1'e doğru yaklaşması S&P 500 endeksinde uzun hafıza özelliğinin arttığını göstermektedir. Yaşanan bu artışın ABD finansal piyasalarında başlayıp neredeyse tüm dünyayı etkileyen 2008 finansal krizinin piyasada bıraktığı büyük şoktan kaynaklandığı düşünülmektedir. Bu sonuçlardan hareketle ABD'ye ait S&P 500 endeksinin getiri serisinin kısa hafıza özelliği sergilediği, volatilite serisinin ise uzun hafıza özelliğine sahip ve durağan olduğu söylenebilmektedir. Oynaklık üzerine şokların etkisi simetrik ve uzun dönemde ortalamaya dönme özelliği göstermektedir. Volatilitedeki risk veya belirsizliğin S&P 500 endeksinin günlük fiyat hareketlerinin önemli bir belirleyicisi olduğu söylenebilmektedir. Buradan hareketle S&P 500 endeksinde gelecek dönemlere ait volatilite değişimlerinin geçmiş hareketlere bakılarak tahmin edilebileceği söylenebilmekte ve ABD pay piyasasında volatilitede uzun hafıza özelliğinin varlığı zayıf formda etkin piyasa hipotezi ile çelişmekte dolayısıyla etkin piyasa hipotezinin geçerli olmadığı görülmektedir.

Student-t dağılımı, model tahmin hatalarının kalın kuyruk karakteristğini yakalamaktadır. Buna göre S&P 500 getiri hataları kalın kuyruklu bir olasılık yoğunluğu sergilemektedir. Tanımlayıcı istatistiklerden elde edilmiş serinin sola çarpık ve kalın kuyruk sergilediği yani normallikten uzaklaştığı sonucu modellerde kullanılan hem normal hem de Student-t dağılım sonuçlarına bakıldığı zaman görülmekte aynı zamanda Student-t dağılımının normal dağılıma göre daha düzgün sonuçlar verdiği gözlenmektedir. Kurulan modellerde herhangi bir değişen varyans sorunu olmadığı, ARFIMA (1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,0) ve ARFIMA (1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,1) modellerinin student-t dağılımları hariç otokorelasyon içermediği gözlenmektedir.

Bu aşamaya kadarki model kombinasyonları ikili uzun hafıza özelliğini dikkate almış; ancak yapısal kırılmaları dikkate almamıştır. Bilindiği üzere ABD

Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespit: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

piyasalarında 2007 yılının ikinci yarısında başlayıp 2009 yılının ikinci yarısına kadar devam eden ve neredeyse tüm dünyayı etkisi altına alan küresel ekonomik krizin pay piyasaları üzerinde önemli derecede etkisi olmuştur. Bu yüzden S&P 500 ve BIST 100 endeksinde uzun hafıza özelliğinin ortaya çıkması yapılan analizlerde yapısal kırılmaların dikkate alınmamasından kaynaklanabileceği için incelenen serilerin yapısal kırılma içerip içermediği Bai ve Perron (1999, 2003) çoklu yapısal kırılma testi ile incelenmiş, UDmax ve WDmax test istatistikleri BIST 100 serisi için 06.05.2004, 10.07.2007 ve 03.11.2009 tarihlerinde; S&P 500 serisi için de 21.04.2004, 20.07.2007 ve 06.11.2009 tarihlerinde yapısal kırılmaların bulunduğu göstermiştir. Elde edilen yapısal kırılma tarihleri kukla (dummy) değişken olarak modellere dahil edilmiştir.

Tablo 9: BIST 100 Yapısal Kırılmalı ARFIMA-FIGARCH Model Sonuçları

(p,d,q)	ARFIMA(2,ξ,2)-FIGARCH (1,d,0) N ST	ARFIMA(2,ξ,2)-FIGARCH (1,d,1) N ST		
μ	0.108419 (0.026246) [0.0000]*	0.109489 (0.022748) [0.0000]*	0.108562 (0.026337) [0.0000]*	0.109489 (0.022812) [0.0000]*
ψ_1	0.236861 (0.078807) [0.0027]*	0.202150 (0.096117) [0.0355]*	0.238571 (0.080312) [0.0030]*	0.203041 (0.097692) [0.0377]*
ψ_2	-0.793250 (0.090808) [0.0000]*	-0.798698 (0.066760) [0.0000]*	-0.795786 (0.091477) [0.0000]*	-0.800117 (0.066336) [0.0000]*
ξ	0.002141 (0.016403) [0.8962]	-0.001627 (0.015151) [0.9145]	0.002719 (0.016394) [0.8683]	-0.001321 (0.015210) [0.9308]
θ_1	-0.221956 (0.081101) [0.0062]*	-0.189922 (0.099976) [0.0575]**	-0.224005 (0.082996) [0.0070]*	-0.190900 (0.10177) [0.0608]**
θ_2	0.790055 (0.091176) [0.0000]*	0.790174 (0.069013) [0.0000]*	0.792687 (0.091254) [0.0000]*	0.791705 (0.068274) [0.0000]*
ω	1.173030 (0.52896) [0.0266]*	1.122256 (0.38319) [0.0034]	0.991533 (0.48183) [0.0397]*	0.965352 (0.39882) [0.0155]*
Dummy1	-0.974054 (0.49811) [0.0506]**	-0.737964 (0.36714) [0.0445]*	-0.830409 (0.45122) [0.0658]**	-0.638013 (0.35346) [0.0711]**
Dummy2	0.476058 (0.28911) [0.0997]**	0.455190 (0.27671) [0.1000]**	0.411564 (0.25902) [0.1122]	0.401333 (0.25606) [0.1171]
Dummy3	-0.438246 (0.29643) [0.1394]	-0.627290 (0.26836) [0.0195]*	-0.374958 (0.26319) [0.1543]	-0.550598 (0.25816) [0.0330]*
β_1	0.204635 (0.074811) [0.0063]*	0.188595 (0.044848) [0.0000]*	0.296124 (0.10287) [0.0040]*	0.271753 (0.11863) [0.0220]*
ϕ_1			0.081547 (0.070088) [0.2447]	0.074314 (0.098821) [0.4521]
d	0.283264 (0.074077) [0.0001]*	0.254905 (0.041139) [0.0000]*	0.296752 (0.078757) [0.0002]*	0.266142 (0.047314) [0.0000]*
v		6.732487 (0.72784) [0.0000]*		6.721837 (0.72838) [0.0000]*
Log(L)	-7464.74	-7369.17	-7464.23	-7368.97
AIC	3.866947	3.818034	3.867197	3.818447
SIC	3.886373	3.839079	3.888243	3.841111
Çarpıklık	-0.31450	-0.33254	-0.31243	-0.33052
Basıklık	2.4013	2.5716	2.3902	2.5592
J-B	992.85	1136.8	983.46	1125.7

Arife Özdemir ve İsmail Çelik

$Q(20)$	26.4793*	29.3256*	26.2042	29.1432*
$Q^2(20)$	23.3328	25.8778	21.6918	24.3526
ARCH-	1.1479	1.2840	1.0681	1.2096
LM(20)	[0.2916]	[0.1776]	[0.3766]	[0.2349]

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir

Tablo 10: S&P 500 Yapısal Kırılmalı ARFIMA-FIGARCH Model Sonuçları

(p,d,q)	ARFIMA(1,ξ,1)-FIGARCH (2,d,1)		ARFIMA(2,ξ,2)-FIGARCH (2,d,1)	
	N	ST	N	ST
μ	0.045156 (0.0070392) [0.0000]*	0.055716 (0.0084775) [0.0000]*	0.050329 (0.0070485) [0.0000]*	0.059324 (0.0063839) [0.0000]*
ψ_1	0.555679 (0.20350) [0.0063]*	0.417957 (0.33107) [0.2069]	-0.369417 (0.027634) [0.0000]*	0.506065 (0.060631) [0.0000]*
ψ_2			-0.926813 (0.079194) [0.0000]*	-0.912714 (0.064289) [0.0000]*
ξ	-0.124227 (0.062832) [0.0481]*	-0.106582 (0.059976) [0.0756]**	-0.073778 (0.014459) [0.0000]*	-0.077690 (0.014540) [0.0000]*
θ_1	-0.499210 (0.16157) [0.0020]*	-0.380971 (0.27846) [0.1713]	0.362954 (0.026312) [0.0000]*	-0.509878 (0.058039) [0.0000]*
θ_2			0.928815 (0.078591) [0.0000]*	0.928919 (0.059358) [0.0000]*
ω	0.012757 (0.016272) [0.4331]	0.132914 (0.066173) [0.0447]*	0.049729 (0.069300) [0.4731]	0.136382 (0.066022) [0.0389]*
Dummy1	0.011291 (0.020729) [0.5860]	-0.066148 (0.062148) [0.2872]	0.054778 (0.085504) [0.5218]	-0.067420 (0.063686) [0.2898]
Dummy2	0.068335 (0.055515) [0.2184]	0.257797 (0.20067) [0.1990]	0.415823 (0.23461) [0.0764]**	0.262797 (0.18865) [0.1637]
Dummy3	-0.079633 (0.058121) [0.1707]	-0.280876 (0.22477) [0.2115]	-0.475131 (0.24052) [0.0483]*	-0.289738 (0.20983) [0.1674]
β_1	0.896361 (0.15577) [0.0000]*	-0.268454 (0.22817) [0.2394]	-0.508745 (0.12066) [0.0000]*	-0.276945 (0.20274) [0.1720]
β_2	-0.171342 (0.070030) [0.0145]*	0.460050 (0.17744) [0.0096]*	0.260505 (0.092876) [0.0051]*	0.443009 (0.15693) [0.0048]
ϕ_1	0.424854 (0.097886) [0.0000]*	-0.842967 (0.047385) [0.0000]*	-0.854299 (0.046313) [0.0000]*	-0.834928 (0.050176) [0.0000]*
d	0.534585 (0.14051) [0.0001]*	0.600307 (0.21059) [0.0044]*	0.399069 (0.096522) [0.0000]*	0.585333 (0.18398) [0.0015]*
v		6.209868 (0.78902) [0.0000]*		6.219117 (0.78644) [0.0000]*
Log(L)	-5205.763	-5127.402	-5201.972	-5123.970
AIC	2.700007	2.659975	2.699080	2.659234
SIC	2.719442	2.681030	2.721754	2.683528
Çarpıklık	-0.53993	-0.59099	-0.52183	-0.58428
Basıklık	1.8293	2.1864	1.7304	2.1567
J-B	726.68	994.82	657.62	969.00
$Q(20)$	27.1899**	26.1031	27.0044*	20.9947
$Q^2(20)$	23.3536	31.5907*	19.8417	30.9740*
ARCH-	1.0987	1.4498	0.98478	1.4160
LM(20)	[0.3426]	[0.0887]**	[0.4774]	[0.1029]

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı, () standart hataları, [] p olasılık değerlerini göstermektedir

Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespit: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

Yapısal kırılmaların modellere dahil edilmesi sonucunda elde edilen sonuçlar tablo 9 ve tablo 10'da gösterilmiştir. Yapısal kırmalı modellerden hem BIST 100 hem de S&P 500 endeksinin getiri serisinde uzun hafıza özelliği bulunmadığı ve kalıcı etki gözlenmediği söylenebilir. Volatilitedeki uzun hafıza parametresi olan d parametresinin her iki endeks için değerlerinin küçülerek direncinin azaldığı görülmektedir. Bu sonuçlardan hareketle ABD'de yaşanan ekonomik krizin S&P 500 ve BIST 100 pay piyasalarında uzun hafıza direncini artırarak volatilitedeki kalıcılığı artırdığı söylenebilmektedir. Yaşanan krizin etkileri dikkate alındığı zaman her iki piyasanın da kısa hafıza özelliği göstermeye yaklaştığı ve zayıf formda etkin piyasa özelliğini taşımaya yaklaşlığı söylenebilir.

Aynı zamanda çarpıklık, basıklık, J-B değerlerine bakıldığı zaman bu değerlerin yapısal kırılmaların dâhil edilmediği modellere göre daha düşük değerler alarak daha iyi sonuçlar verdiği söylenebilir. Ayrıca kurulan modelde herhangi bir otokorelasyon sorunu olmadığı, artıkların sabit varyansa sahip olduğu da tanı test sonuçlarından anlaşılmaktadır.

Bundan sonraki aşamada çalışmada kullanılan modellerden hangisinin BIST 100 ve S&P 500 pay piyasaları için en uygun model olduğu belirlenmeye çalışılmıştır. Model karşılaştırma kriterleri olarak MAE (Mean Absolute Error), TIC (Theil Inequality Coefficient) ve RMSE (Root Mean Square Error) katsayıları kullanılmış ve hesaplamalar Ek 1'de verilmiştir. Ek 1'de yer alan sonuçlara göre MAE, TIC ve RMSE katsayılarında en düşük katsayı değerini alan FIGARCH (1,d,0) modeli BIST 100 endeksi için, ARFIMA (1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,1) modeli de S&P 500 endeksi için en uygun model olarak tespit edilmiştir. Ek 1'de yer alan tüm model sonuçları karşılaştırıldığında her iki endeks için de uzun hafıza modellerinin kısa hafıza modellerine göre volatilite ölçümünde kullanılabilecek en uygun modeller olduğu görülmüştür.

Daha sonra her iki endeks için α kantil düzeyleri %5 ile %0.25 aralığında VaR modelleri tahmin edilmiştir. Ek 3 ve Ek 4'te BIST 100 endeksi için Ek 7 ve Ek 8'de S&P 500 endeksi için GARCH, IGARCH, FIGARCH, ARFIMA-FIGARCH modellerine dayanan örneklem içi VaR tahminleri için yapılan Kupiec LR test sonuçlarına yer verilmiştir. Kupiec LR testinde kantillerde red bölgesinde yer almama, en az anlamlılığa sahip olma tercih sebebi olmaktadır. Kupiec test sonuçlarına göre BIST 100 ve S&P 500 endeksleri için kısa ve uzun pozisyonlarda uzun hafızayı temsil eden FIGARCH modellerinin kısa hafızayı temsil eden GARCH, IGARCH modeline göre; Student-t dağılımının da normal dağılıma göre daha iyi performans gösterdiği tablo sonuçlarından görülmektedir. Modellere ait beklenen kayıplar BIST 100 endeksi için kısa ve uzun pozisyonlar ESF1 ve ESF2 olmak üzere Ek 5 ve Ek 6'da; S&P 500 endeksi için Ek 9 ve Ek 10'da gösterilmiştir. ESF1'i VaR üzerindeki kayıpların aşırı değeri, ESF2 VaR seviyesini aşan beklenen değer olarak ilgili VaR değerlerine bölünür. Beklenen kayıp tablolardan elde edilen sonuçlara göre BIST 100 endeksi için FIGARCH modelleri, S&P 500 endeksi için ARFIMA-FIGARCH modelleri en yüksek sonuçları vermektedir. Ayrıca BIST 100 endeksine ait beklenen kayıplar S&P 500 endeksine ait beklenen kayıplardan daha yüksek çıkararak Türkiye pay piyasalarının gelişmekte olan bir piyasa olduğunu göstermektedir.

Arife Özdemir ve İsmail Çelik

Tahmin performansı açısından her iki piyasa için de uzun hafıza modellerinin daha iyi sonuç verdiği görülmektedir. Kupiec testinden elde edilen sonuçlara göre volatilite modellemesinde uzun hafıza modellerinin kısa ve uzun pozisyonlar için kayıpları ve kazançları daha iyi yakaladığı görülmektedir. Bu sonuca dayanarak koşullu ortalama, koşullu varyans ve riske maruz değer (VaR) için örneklem dışı model tahminleri (out of sample forecasts) her bir model için yapılmış ve serilere ait FIGARCH modellerinden birkaçına ait sonuçlar Ek 11, Ek 12, Ek 13 ve Ek 14'te verilmiştir. Tablo sonuçlarında her iki seride ait volatilitenin zamanla artma eğilimi gösterdiği görülmüştür. Sonuç olarak bu piyasalarda kısa pozisyonlar için risk değeri artma eğilimindedir.

SONUÇ

BIST 100 endeksine ait volatilitenin uzun hafıza özelliği göstermesi Türkiye pay piyasasının zayıf formda etkinlik düzeyine yakın olmakla birlikte hali hazırda zayıf formda etkin olmadığı anlamına gelmektedir. Bu da Türkiye pay piyasasında geçmiş fiyat hareketlerine bakılarak gelecek fiyat hareketlerinin tahmin edilebileceği dolayısıyla da spekülatif kârların elde edilebileceği anlamına gelmektedir. Aynı zamanda uzun hafıza özelliğinin bulunması hem belirsizliğin önemli bir etken olduğu hem de bir volatilite şokunun etkisinin hızlı bir şekilde yok olmadığı anlamına gelmektedir. BIST 100 endeksinde her ne kadar yapısal kırılmalar dikkate alınsa da endeksin uzun hafıza özelliğini koruduğu görülmektedir. Buradan hareketle uzun hafıza özelliğinin yapısal kırılmalarдан meydana gelmediği aksine BIST 100 endeksinin karakteristik özelliklerinden biri olduğu, yapısal kırılmaların şokların sönümlenme sürecini uzattığı söylenebilmektedir.

ABD pay piyasasında incelenen dönem itibariyle volatilitedeki risk veya belirsizliğin S&P 500 endeksinin günlük fiyat hareketlerinin önemli bir belirleyicisi olduğu söylenebilmektedir. S&P 500 endeksinde getiri serileri kısa hafıza özelliği sergiliyorken volatilite serisinde bulunan uzun hafıza, geleceğe ilişkin hareketlerin geçmiş veriler yoluyla tahmin edilebileceğini göstermektedir. ABD pay piyasasında uzun hafızanın varlığı zayıf formda etkin piyasa hipotezi ile çelişmekte dolayısıyla etkin piyasa hipotezinin geçerli olmadığı görülmektedir. Yapısal kırılmalı modellerden elde edilen sonuçlar da incelenen dönem itibariyle S&P 500 endeksinin getiri serisinde kısa hafıza özelliği sergilediğini, volatilite serisinde ise uzun hafıza özelliğinin bulunduğu göstermiş söz konusu direncin 2008 finansal krizinden kaynaklandığına dair kanıtlar elde edilmiştir. S&P 500 endeksi getiri volatilitesindeki uzun hafızanın direncinin artmasına sebep olan temel faktörün ekonomi üzerinde tesiri olumsuz olan yapısal kırılmalar olduğu ayrıca ifade edilmelidir. Dolayısıyla ABD pay piyasasında incelenen dönem itibariyle meydana gelen yapısal kırılmaların piyasanın sahip olduğu uzun hafıza üzerinde olumsuz etkisi olduğu söylenebilmektedir. Her ne kadar kısa hafızanın testinde kullanılan modellerin uygulandığı bazı çalışmalar piyasanın zayıf formda etkin bir yapıya sahip olduğunu gösterse de bu modellerin serilerdeki uzun hafıza yapısını yakalamakta yetersiz kaldıkları unutulmamalıdır.

Literatürde gelişmiş ülkelerde uzun hafıza özelliğinin bulunup bulunmadığını inceleyen Beveridge ve Oickle (1997), J. Lee, Kim, H. Lee (2000), Tolvi (2003b), Tang

Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespit: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

ve Shieh (2006), Kang ve Yoon (2008), McMillan ve Ruiz (2009), Martens, Dijk, Pooter (2009), Christensen, Nielsen, Zhu (2010), Ural ve Küçüközmen (2011) çalışmalara ve gelişmekte olan ülkelerde uzun hafıza özelliğini araştıran Sourial (2002), Cavalcante ve Assaf (2005), Cajueiro ve Tabak (2005), Kasman ve Torun (2007), Korkmaz, Çevik, Özataç (2009), Goudarzi (2010), Çevik (2012), Maheshchandra (2012), Günay (2014a), Günay (2014b), Saleem (2014), Türkyılmaz ve Balibey (2014a), Türkyılmaz ve Balibey (2014b), Bükerkökü ve Kızıldere (2017) çalışmalara bakıldığı zaman gelişmiş ülkelere benzer şekilde gelişmekte olan ülkelerde de volatilitenin uzun hafıza özelliğinin daha çok gözlemlendiği getiri serilerinde uzun hafıza özelliğinin nadiren gözlemlendiği sonucuna ulaşılmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlar, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde volatilitenin uzun hafızanın varlığı açısından bir fark olmadığını göstermesine karşın, 2008 finansal krizinin başlangıç noktası olması sebebiyle ABD pay piyasalarındaki uzun hafızanın direncinin krizden kaynaklandığı vurgulanmalıdır. Hem Türkiye hem de ABD pay piyasaları özelinde her iki piyasa için de oynaklığa sebep olan bilgi şoklarının ortalamadan uzaklaşmayacak şekilde geri dönecek seviyede düşük uzun hafıza karakterine sahip olduğu söylenebilir. Türkiye pay piyasalarında uzun hafıza parametresinin ABD pay piyasalarındaki uzun hafıza (d) parametresinden daha düşük çıkması ekonomideki istikrarlı büyümeye çabaları ve özellikle bankacılık sektöründeki sermaye yeterlilik rasyolarının yüksek olmasından ötürü 2008 finansal krizinden finans sektörünün çok ciddi tahrip olmamasından kaynaklanabileceğinin unutulmamalıdır. Benzer şekilde ABD pay piyasalarındaki uzun hafıza (d) parametresinin dirençli seviyede çıkışının sebebinin ise finansal kriz olduğu tekrar ifade edilmelidir.

Genel anlamda gelişmekte olan ülkelerde yer alan pay piyasalarının getiri serilerinin durağan kısa hafıza özelliğine sahip olduğunu söylemek mümkündür. Aynı zamanda volatilitedeki uzun hafıza parametresinin sıfır yaklaştığı görülmekte bu da volatilitenin de durağan kısa hafıza özelliğinin göstermeye yaklaşlığını ortaya koymaktadır. Gelişmekte olan ülke piyasalarının kısa hafıza özelliğinin göstermeye yaklaşarak Zayıf formda piyasa etkinliğine yaklaşımı söylenebilmektedir. Gelişmiş ülke piyasalarında yer alan pay piyasalarının getiri serilerinin sıfır yaklaştıktan sonra kısa hafıza özelliğine sahip olduğu ve seride kalıcı etki gözlenmediği, volatilitenin de uzun hafıza özelliğinin azalarak kısa hafızaya doğru yaklaşımı görülmektedir. Yaşanan ekonomik krizlerin pay piyasalarında uzun hafıza direncini artırarak volatilitedeki kalıcılığı azalttığını söylenebilmektedir.

Finansal zaman serilerinin çarpıklık ve basıklık özelliklerinin normal dağılım tarafından yakalanması oldukça zor olduğu için normal dağılım yanında bu özellikleri daha iyi yakalayabilen Student-t dağılımı ile tahmin edilen uzun hafıza parametrelerinin daha isabetli olduğu ve uzun hafıza modellerinin kısa hafıza modellerine göre serilerdeki volatiliteyi açıklamakta daha iyi olduğu yapılan Riske Maruz Değer (Value at Risk/VaR) sonuçlarından anlaşılmaktadır.

KAYNAKÇA

- Baillie, R. T. (1996). Long Memory Processes and Fractional Integration in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 73, 5-59.
- Baillie, R. T., Bollerslev, T. ve Mikkelsen, H. O., (1996), Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 74, 3-30.
- Barkoulas, J. T. and Baum, C. F. (1997). Long memory and forecasting in Euroyen deposit rates. *Financial Engineering and the Japanese Markets*, 4(3), 189-201.
- Beveridge, S. and Oickle, C. (1997). Long Memory in the Canadian Stock Market. *Applied Financial Economics*, 7(6), 667-672.
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.
- Büberkökü, Ö. ve Kızıldere, C. (2017). BIST100 Endeksinin Volatilite Özelliklerinin İncelenmesi. V. Anadolu International Conference in Economics, Eskişehir, Turkey.
- Cajueiroa, D. O. ve Tabak, B. M. (2005). Possible Causes Of Long-Range Dependence In The Brazilian Stock Market, *Physica A*, 345, 635–645.
- Calcavante, J. ve Assaf, A., (2005). Long-range Dependence in the Returns and Volatility of the Brazilian Stock Market. *European Review of Economics and Finance*, 4(2), 1-21.
- Çevik, E. İ. (2012). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Etkin Piyasa Hipotezinin Uzun Hafıza Modelleri ile Analizi: Sektörel Bazda Bir İnceleme. *Journal of Yasar University*, 26(7), 4437-4454.
- Çevik, E. İ., ve Topaloğlu, G. (2014). Volatilitede Uzun Hafıza ve Yapısal Kırılma: Borsa İstanbul Örneği. *Balkan Sosyal Bilimler Dergisi*, 3(6), 1-11.
- DiSario, R., Saraoğlu, H., McCarthy, J. and Li, H. (2008). Long Memory in the Volatility of An Emerging Equity Market: The Case of Turkey. *Int. Fin. Markets, Inst. and Money*, 18, 305–312.
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation. *Econometrica*, 50, 987-1008.
- Engle, R.F. ve Bollerslev, T. (1986). Modelling the Persistence of Conditional Variances. *Econometric Reviews*, 5, 1-50.
- 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, 136-146.
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Works. *The Journal of Finance*, 25(2), 383–417.
- Fama, E. F. (1965). The Behavior of Stock-Market Prices. *Journal of Business*, 38(1), 34-105.
- 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.

Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespit: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

- Goudarzi, H. (2010). Modeling Long Memory in The Indian Stock Market Using Fractionally Integrated Egarch Model. *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 1(3), 231-237.
- Granger C. W. J. and Joyeux, R. (1980). An Introduction to Long-Memory Time Models And Fractional Differencing. *Journal of Time Series Analysis*, 1, 15–29.
- Günay, S. (2014a). Yapısal Kırılmalar Dahilinde BİST-100 Endeksi Volatilitesinin Uzun Dönemli Bellek Analizi. *Journal of Yasar University*, 9(36), 6261-6380.
- Günay, S. (2014b). Long Memory Property and Structural Breaks in Volatility: Evidence from Turkey and Brazil. *International Journal of Economics and Finance*, 6(12), 119-134.
- Hosking, J. R. M. (1981). Fractional Differencing. *Biometrika*, 68, 165–176.
- Hurst H. (1951). Long Term Storage Capacity of Reservoirs. *Transactions of the American Society of Civil Engineers*, 116, 770–799.
- Kang, S. H. ve Yoon, S. M. (2006). Asymmetric Long Memory Feature in the Volatility of Asian Stock Markets. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 35(5), 175-198.
- Kang, S. H., Yoon, S. M. (2008). Long Memory Features in the High Frequency Data of the Korean Stock Market. *Physica A*, 387, 5189–5196.
- Kang, S. H. (2008). Empirical Analyses of Long Memory in the Korean Stock Market. School of Commerce Division of Business and Enterprise University of South Australia, PHD, Australia
- Kasman, A. ve Torun, E. (2007). Long Memory in the Turkish Stock Market Return and Volatility. *Central Bank Review*, 2, 13-27.
- Korkmaz, T., Çevik, 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.
- Kumar, D. (2014). *Long Memory in the Volatility of Indian Financial Market: An Empirical Analysis Based on Indian Data*. Almanya.
- Lee, J., Kim, T. S. and Lee, H. K. (2000). *Long Memory in Volatility of Korean Stock Market Returns*. Proceedings of INFORMS & KORMS-540, Seoul 2000.
- Levišauskaité, K. (2010). *Investment Analysis and Portfolio Management*. Lifelong Learning Programme, Leonardo da Vinci Programme Project, Vytautas Magnus University, Lithuania.
- Lo, A. W. (1991). Long Term Memory in Stock Market Prices. *Econometrica*, 59, 1279-1313.
- 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.
- Mandelbrot, B. B. (1975). Limit Theorems on the Self-Normalized Range for Weakly and Strongly Dependent Processes. *Zeitschrift fur Wahrscheinlichkeitstheorie und Verwandte Gebiete*, 33(3), 271-285.
- Mandelbrot, B. B. and Wallis, J. R. (1969). Robustness of the Rescaled Range R/S in the Measurement of Noncyclic Long Run Statistical Dependence. *Water Resources Research*, 5, 967-988.

Arife Özdemir ve İsmail Çelik

- Mandelbrot, B.B. (1972). Statistical Methodology For Nonperiodic Cycles: from the Covariance To R/S Analysis. *Annals of Economic and Social Measurements*, 1, 259–290.
- McMillan, D. G. and Ruiz, I. (2009). Volatility Persistence, Long Memory and Time-Varying Unconditional Mean: Evidence from 10 Equity Indices. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49, 578–595.
- Mukherjee, I., Sen, C. and Sarkar, A. (2011). Long Memory in Stock Returns: Insights from the Indian Market. *The International Journal of Applied Economics and Finance*, 5(1), 62-74.
- Necula, C. ve Radu, A. N., (2012). Long Memory in Eastern European Financial Markets Returns. *Economic Research - Ekonomika istraživanja*, 25(2), 361-378.
- Oh, G., Kim, S. and Eom, C. (2008). Long-Term Memory and Volatility Clustering in High-Frequency Price Changes. *Physica A*, 387, 1247–1254.
- Phillips, P. C. B. (1999). *Discrete Fourier Transforms of Fractional Process*. Unpublished Working Paper, No.1243, Cowles Foundation for Research in Economics.
- Phillips, P. C. B. (2007). Unit Root Log Periodogram Regression. *Journal of Econometrics*, 138, 104-124.
- Redhead, K., (2008). *Personal Finance and Investments A behavioural finance perspective*, Routledge, NewYork.
- Saleem, K. (2014). Modeling Long Memory In The Russian Stock Market: Evidence From Major Sectoral Indices. *The Journal of Applied Business Research*, 30(2), 567-574.
- Sourial, M. S. (2002). Long Memory Process in the Egyptian Stock Market. *Journal of Development and Economic Policy*, 5, 65–88.
- Tolvi, J. (2003). Long Memory and Outliers in Stock Market Returns. *Applied Financial Economics*, 13, 495–502.
- Tsay, R. S. (2005). *Analysis of Financial Time Series*. John Wiley & Sons, Inc, New Jersey.
- Türkyılmaz, S. ve Balıbey, M. (2014a). Türkiye Hisse Senedi Piyasası Oynaklığındaki Asimetrik Uzun Hafıza Özelliği. *Gazi Üniversitesi Bankacılık ve Finansal Araştırmalar Dergisi*, 1(1), 1-10.
- Türkyılmaz, S. ve Balıbey, M. (2014b). Türkiye Hisse Senedi Piyasası Getiri ve Oynaklığındaki Uzun Dönem Bağımlılık İçin Ampirik Bir Analiz. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 16(2), 281-302.
- Ural, M. ve Küçüközmen, C. C. (2011). Analyzing the Dual Long Memory in Stock Market Returns. *Ege Akademik Bakış*, 11, Özel Sayı, 19-28.
- Xiu, J. ve Jin, Yao. (2007). Empirical Study of ARFIMA Model Based on Fractional Differencing. *Physica A*, 377, 138–154.

Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespit: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

EKLER

Ek 1: BIST 100 Volatilite Modellerinin Tahmin Karşılaştırmaları

	BIST 100					
	NORMAL			STUDENT		
	MAE	TIC	RMSE	MAE	TIC	RMSE
GARCH (1,1)	0.6945	0.8907	0.9285	0.6945	0.883	0.9276
IGARCH (1,1,0)	0.6945	0.8891	0.9283	0.6945	0.8816	0.9274
FIGARCH (1,d,0)	0.6945	0.8846	0.9278	0.6945	0.8796	0.9272
FIGARCH (1,d,1)	0.6945	0.8851	0.9278	0.6945	0.8799	0.9272
ARFIMA(2, ξ ,2)-FIGARCH (1,d,0)	0.6946	0.8859	0.9279	0.6946	0.8814	0.9274
ARFIMA(2, ξ ,2)-FIGARCH (1,d,1)	0.6946	0.8866	0.928	0.6946	0.8819	0.9274
Yapısal Kirılmalı BIST 100						
ARFIMA(2, ξ ,2)-FIGARCH (1,d,0)	0.6946	0.8871	0.9281	0.6946	0.8811	0.9274
ARFIMA(2, ξ ,2)-FIGARCH (1,d,1)	0.6946	0.8872	0.9281	0.6946	0.8811	0.9274

Ek 2: S&P 500 Volatilite Modellerinin Tahmin Karşılaştırmaları

	S&P 500					
	NORMAL			STUDENT		
	MAE	TIC	RMSE	MAE	TIC	RMSE
ARFIMA (1, ξ ,1)-GARCH (2,0,1)	0.0030	0.8828	0.0040	0.0030	0.8544	0.0040
ARFIMA (1, ξ ,1)-IGARCH (1,1,0)	0.0030	0.885	0.0040	0.0030	0.8534	0.0040
ARFIMA (1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,0)	0.0030	0.8835	0.0040	0.0030	0.8526	0.0040
ARFIMA (1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,1)	0.0030	0.8837	0.0040	0.0030	0.8518	0.0040
Yapısal Kirılmalı S&P 500						
ARFIMA(1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,1)	0.0030	0.9683	0.0040	0.0030	0.8971	0.0040
ARFIMA(2, ξ ,2)-FIGARCH (2,d,1)	0.0031	0.8016	0.0040	0.0030	0.8484	0.0040

Ek 3: BIST 100 Endeksi Örneklem İçi VaR Kupiec LR Testi

Normal Dağılımlı Kısa Pozisyon				
α Quantile	GARCH (1,1)	IGARCH (1,1,0)	FIGARCH (1,d,0)	FIGARCH (1,d,1)
0.95	9.293 *	14.913*	13.075*	12.491*
0.975	0.575	6.976*	1.415	1.686
0.99	1.738	0.484	0.002	0.046
0.995	3.895*	3.895*	4.729*	4.729*
0.9975	4.932*	1.942	8.991*	8.991
Student Dağılımlı Kısa Pozisyon				
α Quantile	GARCH (1,1)	IGARCH (1,1,0)	FIGARCH (1,d,0)	FIGARCH (1,d,1)
0.95	3.755**	8.339*	5.433*	5.071*
0.975	4.299*	8.928*	2.650	3.422**
0.99	1.269	4.883*	1.695	1.269
0.995	1.369	2.863**	2.863**	2.863**
0.9975	1.428	5.982*	1.428	1.428

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir

Ek 3 Devamı: BIST 100 Endeksi Örneklem İçi VaR Kupiec LR Testi

Normal Dağılımlı Kısa Pozisyon				
α Quantile	ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,0)	ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,1)	Kırılmalı ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,0)	Kırılmalı ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,1)
0.95	9.293*	10.302*	11.923*	12.491*
0.975	1.169	1.415	4.779*	4.779*
0.99	0.002	0.002	0.075	0.012
0.995	3.895*	3.895*	1.838	1.838
0.9975	7.530*	8.991*	3.807*	4.932
Student Dağılımlı Kısa Pozisyon				
α Quantile	ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,0)	ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,1)	Kırılmalı ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,0)	Kırılmalı ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,1)
0.95	4.723*	4.064*	7.441	7.441**
0.975	5.821*	4.299*	6.976*	7.597*
0.99	2.189	1.695	4.096*	4.883*
0.995	2.863**	2.039	3.854*	2.863**
0.9975	1.428	1.428	1.428	1.428

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir

Ek 4: BIST 100 Endeksi Örneklem içi VaR Kupiec LR Testi

Normal Dağılımlı Uzun Pozisyon				
α Quantile	GARCH (1,1)	IGARCH (1,1,0)	FIGARCH (1,d,0)	FIGARCH (1,d,1)
0.05	0.030	0.609	0.039	0.039
0.025	1.464	0.649	3.265*	2.589
0.01	13.285*	6.304*	12.291*	12.291*
0.005	22.818	19.585	22.818	21.177
0.0025	30.827	30.827	26.171	28.466
Student Dağılımlı Uzun Pozisyon				
α Quantile	GARCH (1,1)	IGARCH (1,1,0)	FIGARCH (1,d,0)	FIGARCH (1,d,1)
0.05	1.334	0.015	3.803**	3.803**
0.025	1.017	0.086	1.231	1.017
0.01	1.738	0.142	3.696**	3.144**
0.005	1.838	0.507	3.134**	2.447
0.0025	3.807	0.018	1.942	2.807**

Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespit: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir

Ek 4 Devamı: BIST 100 Endeksi Örneklem içi VaR Kupiec LR Testi

α Quantile	Normal Dağılımlı Uzun Pozisyon			
	ARFIMA(2, ξ ,2)-FIGARCH (1,d,0)	ARFIMA(2, ξ ,2)-FIGARCH (1,d,1)	Kırılmalı ARFIMA(2, ξ ,2)-FIGARCH (1,d,0)	Kırılmalı ARFIMA(2, ξ ,2)-FIGARCH (1,d,1)
0.05	0.000	0.030	0.063	0.063
0.025	4.015*	2.918 **	1.464	1.231
0.01	12.291*	10.406*	9.514*	8.657*
0.005	22.818	21.177	24.505	24.505
0.0025	28.466	30.827	30.827	33.254

α Quantile	Student Dağılımlı Uzun Pozisyon			
	ARFIMA(2, ξ ,2)-FIGARCH (1,d,0)	ARFIMA(2, ξ ,2)-FIGARCH (1,d,1)	Kırılmalı ARFIMA(2, ξ ,2)-FIGARCH (1,d,0)	Kırılmalı ARFIMA(2, ξ ,2)-FIGARCH (1,d,1)
0.05	3.264**	3.264**	3.009**	2.304
0.025	1.989	1.464	0.362	0.495
0.01	4.922*	2.633	1.738	1.738
0.005	2.447	1.838	2.447	2.447
0.0025	1.942	2.807**	2.807**	2.807**

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir

EK 5: BIST 100 Endeksi Örneklem İçi VaR Beklenen Kayıp

α Quantile	Normal Dağılımlı Kısa Pozisyon							
	GARCH (1,1)		IGARCH (1,1,0)		FIGARCH (1,d,0)		FIGARCH (1,d,1)	
	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2
0.95	4.016	1.328	3.997	1.321	4.083	1.331	4.047	1.326
0.975	4.696	1.269	4.781	1.300	4.711	1.268	4.710	1.268
0.99	5.539	1.226	5.421	1.217	5.898	1.258	5.816	1.250
0.995	6.350	1.209	5.927	1.177	6.213	1.198	6.213	1.194
0.9975	7.176	1.208	7.080	1.209	6.322	1.167	6.697	1.163

	Student Dağılımlı Kısa Pozisyon							
	GARCH (1,1)		IGARCH (1,1,0)		FIGARCH (1,d,0)		FIGARCH (1,d,1)	
	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2
0.95	3.925	1.333	3.925	1.326	3.964	1.335	3.936	1.331
0.975	4.848	1.289	4.919	1.283	4.786	1.263	4.815	1.267
0.99	6.427	1.212	6.205	1.200	6.320	1.221	6.290	1.210
0.995	7.486	1.194	7.457	1.156	7.610	1.219	8.178	1.211
0.9975	8.882	1.181	9.159	1.227	8.882	1.202	8.882	1.196

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir

EK 5 Devam: BIST 100 Endeksi Örneklem İçi VaR Beklenen Kayıp

α Quantile	Normal Dağılımlı Kısa Pozisyon							
	ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,0)		ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,1)		Kirılmalı ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,0)		Kirılmalı ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,1)	
	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2
0.95	4.000	1.313	3.995	1.315	3.983	1.303	3.967	1.305
0.975	4.685	1.262	4.674	1.262	4.781	1.270	4.781	1.269
0.99	5.839	1.259	5.839	1.256	5.973	1.240	5.826	1.232
0.995	6.257	1.210	6.257	1.205	6.450	1.200	6.450	1.199
0.9975	6.429	1.182	6.697	1.169	6.628	1.184	6.932	1.172
Student Dağılımlı Kısa Pozisyon								
	ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,0)		ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,1)		Kirılmalı ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,0)		Kirılmalı ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,1)	
	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2
0.95	3.937	1.330	3.902	1.324	3.928	1.319	3.926	1.319
0.975	4.892	1.287	4.843	1.273	4.875	1.266	4.894	1.269
0.99	6.367	1.231	6.320	1.220	6.523	1.225	6.652	1.233
0.995	7.656	1.228	7.974	1.204	7.734	1.212	8.072	1.192
0.9975	8.882	1.200	8.882	1.194	8.882	1.157	8.882	1.154

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir

EK 6: BIST 100 Endeksi Örneklem İçi VaR Beklenen Kayıp

α Quantile	Normal Dağılımlı Uzun Pozisyon							
	GARCH (1,1)		IGARCH (1,1,0)		FIGARCH (1,d,0)		FIGARCH (1,d,1)	
	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2
0.05	-3.923	1.416	-3.886	1.407	-3.894	1.410	-3.880	1.408
0.025	-4.529	1.386	-4.468	1.378	-4.480	1.366	-4.472	1.372
0.01	-5.216	1.336	-5.170	1.365	-5.222	1.344	-5.113	1.342
0.005	-5.537	1.319	-5.430	1.317	-5.448	1.319	-5.497	1.325
0.0025	-5.981	1.305	-5.768	1.287	-6.290	1.329	-6.215	1.316
Student Dağılımlı Uzun Pozisyon								
	GARCH (1,1)		IGARCH (1,1,0)		FIGARCH (1,d,0)		FIGARCH (1,d,1)	
	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2
0.05	-3.839	1.428	-3.801	1.431	-3.801	1.414	-3.799	1.412
0.025	-4.516	1.375	-4.511	1.368	-4.601	1.375	-4.601	1.378
0.01	-5.537	1.329	-5.447	1.332	-5.418	1.306	-5.464	1.31
0.005	-6.353	1.306	-6.463	1.289	-6.497	1.295	-6.532	1.304
0.0025	-7.093	1.250	-7.427	1.352	-7.189	1.317	-7.199	1.292

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir

EK 6 Devamı: BIST 100 Endeksi Örneklem İçi VaR Beklenen Kayıp

α Quantile	Normal Dağılımlı Uzun Pozisyon							
	ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,0)		ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,1)		Kirılmalı ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,0)		Kirılmalı ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (1,d,1)	
	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2
0.05	-3.867	1.248	-3.891	1.347	-3.873	1.4354	-3.888	1.440
0.025	-4.433	1.372	-4.459	1.387	-4.468	1.381	-4.444	1.385
0.01	-5.143	1.344	-5.107	1.354	-5.188	1.354	-5.206	1.358
0.005	-5.448	1.312	-5.455	1.320	-5.382	1.309	-5.432	1.307
0.0025	-6.190	1.312	-6.121	1.300	-6.098	1.301	-6.028	1.291

Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespit: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

Student Dağılımlı Uzun Pozisyon								
	ARFIMA(2,ξ,2)- FIGARCH (1,d,0)		ARFIMA(2,ξ,2)- FIGARCH (1,d,1)		Kırılmalı ARFIMA(2,ξ,2)- FIGARCH (1,d,0)		Kırılmalı ARFIMA(2,ξ,2)- FIGARCH (1,d,1)	
	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2
0.05	-3.795	1.394	-3.798	1.392	-3.773	1.291	-3.785	1.328
0.025	-4.524	1.432	-4.539	1.462	-4.564	1.400	-4.562	1.396
0.01	-5.329	1.298	-5.334	1.322	-5.375	1.333	-5.375	1.331
0.005	-6.532	1.303	-6.660	1.312	-6.443	1.301	-6.443	1.299
0.0025	-7.189	1.312	-7.199	1.287	-7.199	1.289	-7.199	1.288

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir

Ek 7: S&P 500 Endeksi Örneklem içi VaR Kupiec LR Testi VaR

Normal Dağılımlı Kısa Pozisyon						
α	ARFIMA (1,ξ,1)- GARCH (2,0,1)	ARFIMA (1,ξ,1)- IGARCH (1,1,0)	ARFIMA (1,ξ,1)- FIGARCH (2,d,0)	ARFIMA (1,ξ,1)- FIGARCH (2,d,1)	KIRİLMALI ARFIMA(1,ξ,1)- FIGARCH (2,d,1)	KIRİLMALI ARFIMA(2,ξ,2)- FIGARCH (2,d,1)
0.95	14.232*	36.726	31.638	31.638	4.357*	17.515
0.975	11.122*	20.678	25.518	24.249	2.288	11.122*
0.99	10.079*	17.829	17.829	17.829	1.262	3.375**
0.995	6.392*	7.989*	6.392*	6.392*	0.036	3.845*
0.9975	0.223	3.986*	2.504	3.986*	0.018	3.986*

Student Dağılımlı Kısa Pozisyon						
α	ARFIMA (1,ξ,1)- GARCH (2,0,1)	ARFIMA (1,ξ,1)- IGARCH (1,1,0)	ARFIMA (1,ξ,1)- FIGARCH (2,d,0)	ARFIMA (1,ξ,1)- FIGARCH (2,d,1)	KIRİLMALI ARFIMA(1,ξ,1)- FIGARCH (2,d,1)	KIRİLMALI ARFIMA(2,ξ,2)- FIGARCH (2,d,1)
0.95	16.156	16.828	16.156	13.023*	5.773*	7.843*
0.975	18.486	25.518	31.008	28.179	17.445	19.564
0.99	34.753	34.753	31.760	34.753	31.760	28.990
0.995	20.697	24.757	.NaN	29.864	24.757	20.697
0.9975	.NaN	.NaN	.NaN	.NaN	.NaN	.NaN

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir

Ek 8: S&P 500 Endeksi Örneklem içi VaR Kupiec LR Testi

Normal Dağılımlı Uzun Pozisyon						
α	ARFIMA (1,ξ,1)- GARCH (2,0,1)	ARFIMA (1,ξ,1)- IGARCH (1,1,0)	ARFIMA (1,ξ,1)- FIGARCH (2,d,0)	ARFIMA (1,ξ,1)- FIGARCH (2,d,1)	KIRİLMALI ARFIMA(1,ξ,1)- FIGARCH (2,d,1)	KIRİLMALI ARFIMA(2,ξ,2)- FIGARCH (2,d,1)
0.05	9.559*	3.291**	3.833*	4.119*	0.331	5.034*
0.025	31.859	21.659	19.179	22.515	5.299*	19.991
0.01	52.905	29.049	26.307	26.307	7.070*	21.161
0.005	37.584	29.869	21.202	21.202	8.750*	13.742*
0.0025	51.938	30.850	28.488	30.850	15.810	21.813

Student Dağılımlı Uzun Pozisyon						
α	ARFIMA (1,ξ,1)- GARCH (2,0,1)	ARFIMA (1,ξ,1)- IGARCH (1,1,0)	ARFIMA (1,ξ,1)- FIGARCH (2,d,0)	ARFIMA (1,ξ,1)- FIGARCH (2,d,1)	KIRİLMALI ARFIMA(1,ξ,1)- FIGARCH (2,d,1)	KIRİLMALI ARFIMA(2,ξ,2)- FIGARCH (2,d,1)
0.05	21.262	18.230	14.348*	14.348*	10.901*	11.367*
0.025	24.270	21.659	19.179	19.991	16.834	8.297*
0.01	8.678*	4.304*	2.174	1.364	0.734	0.048
0.005	3.143**	0.868	2.455	1.844	0.243	0.072
0.0025	0.655	0.036	0.655	1.224	0.254	0.018

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir

EK 9: S&P 500 Endeksi Örneklem İçi VaR Beklenen Kayıp

Normal Dağılımlı Kısa Pozisyon						
	ARFIMA (1, ξ ,1)-GARCH (2,0,1)		ARFIMA (1, ξ ,1)-IGARCH (1,1,0)		ARFIMA (1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,0)	
	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2
0.95	0.023	1.211	0.023	1.220	0.023	1.199
0.975	0.026	1.164	0.025	1.152	0.027	1.156
0.99	0.029	1.132	0.028	1.141	0.027	1.128
0.995	0.032	1.136	0.025	1.104	0.029	1.079
0.9975	0.031	1.062	0.024	1.088	0.026	1.032

Student Dağılımlı Kısa Pozisyon						
	ARFIMA (1, ξ ,1)-GARCH (2,0,1)		ARFIMA (1, ξ ,1)-IGARCH (1,1,0)		ARFIMA (1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,0)	
	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2
0.95	0.023	1.224	0.022	1.208	0.023	1.197
0.975	0.027	1.145	0.025	1.137	0.028	1.139
0.99	0.031	1.154	0.025	1.109	0.029	1.084
0.995	0.020	1.073	0.021	1.069	.NaN	.NaN
0.9975	.NaN	.NaN	.NaN	.NaN	.NaN	.NaN

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir

EK 9 Devamı: S&P 500 Endeksi Örneklem İçi VaR Beklenen Kayıp

Normal Dağılımlı Kısa Pozisyon						
	ARFIMA (1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,1)		KIRILMALI ARFIMA(1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,1)		KIRILMALI ARFIMA(2, ξ ,2)-FIGARCH (2,d,1)	
	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2
0.95	0.023	1.200	0.023	1.257	0.024	1.231
0.975	0.027	1.153	0.026	1.202	0.028	1.182
0.99	0.027	1.126	0.035	1.165	0.037	1.124
0.995	0.029	1.075	0.037	1.119	0.043	1.110
0.9975	0.024	1.039	0.034	1.097	0.050	1.108

Student Dağılımlı Kısa Pozisyon						
	ARFIMA (1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,1)		KIRILMALI ARFIMA(1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,1)		KIRILMALI ARFIMA(2, ξ ,2)-FIGARCH (2,d,1)	
	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2	ESF1	ESF2
0.95	0.023	1.189	0.022	1.230	0.022	1.229
0.975	0.025	1.127	0.027	1.156	0.028	1.167
0.99	0.031	1.095	0.028	1.107	0.025	1.121
0.995	0.020	1.000	0.023	1.051	0.026	1.068
0.9975	.NaN	.NaN	.NaN	.NaN	.NaN	.NaN

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir

Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespit: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

EK 10: S&P 500 Endeksi Örneklem İçi VaR Beklenen Kayıp

Normal Dağılımlı Uzun Pozisyon					
	ARFIMA (1, ξ ,1)- GARCH (2,0,1)	ARFIMA (1, ξ ,1)- IGARCH (1,1,0)	ARFIMA (1, ξ ,1)- FIGARCH (2,d,0)	ESF1	ESF2
0.05	-0.023	1.430	-0.023	1.417	-0.023
0.025	-0.026	1.329	-0.025	1.311	-0.025
0.01	-0.027	1.251	-0.027	1.261	-0.027
0.005	-0.030	1.257	-0.028	1.249	-0.028
0.0025	-0.031	1.212	-0.030	1.239	-0.030
Student Dağılımlı Uzun Pozisyon					
	ARFIMA (1, ξ ,1)- GARCH (2,0,1)	ARFIMA (1, ξ ,1)- IGARCH (1,1,0)	ARFIMA (1, ξ ,1)- FIGARCH (2,d,0)	ESF1	ESF2
0.05	-0.022	1.448	-0.022	1.437	-0.022
0.025	-0.025	1.329	-0.025	1.315	-0.025
0.01	-0.028	1.263	-0.028	1.270	-0.027
0.005	-0.030	1.240	-0.031	1.263	-0.030
0.0025	-0.040	1.252	-0.039	1.285	-0.035

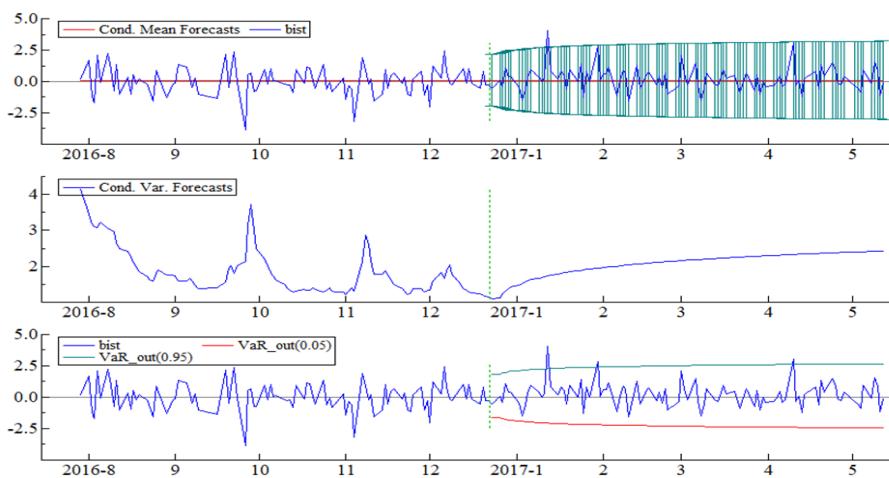
* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir

EK 10 Devamı: S&P 500 Endeksi Örneklem İçi VaR Beklenen Kayıp

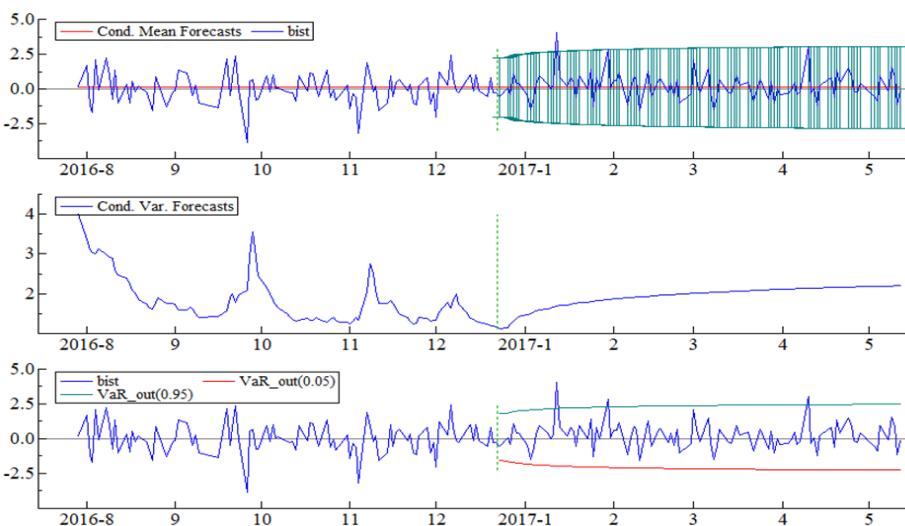
Normal Dağılımlı Uzun Pozisyon					
	ARFIMA (1, ξ ,1)- FIGARCH (2,d,1)	KIRILMALI ARFIMA(1, ξ ,1)- FIGARCH (2,d,1)	KIRILMALI ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (2,d,1)	ESF1	ESF2
0.05	-0.023	1.419	-0.023	1.359	-0.022
0.025	-0.025	1.311	-0.025	1.285	-0.024
0.01	-0.027	1.270	-0.027	1.275	-0.025
0.005	-0.028	1.287	-0.030	1.2908	-0.028
0.0025	-0.030	1.257	-0.030	1.2729	-0.030
Student Dağılımlı Uzun Pozisyon					
	ARFIMA (1, ξ ,1)- FIGARCH (2,d,1)	KIRILMALI ARFIMA(1, ξ ,1)- FIGARCH (2,d,1)	KIRILMALI ARFIMA(2, ξ ,2)- FIGARCH (2,d,1)	ESF1	ESF2
0.05	-0.022	1.464	-0.022	1.434	-0.021
0.025	-0.025	1.327	-0.025	1.297	-0.023
0.01	-0.027	1.324	-0.028	1.297	-0.026
0.005	-0.030	1.276	-0.031	1.295	-0.031
0.0025	-0.034	1.260	-0.036	1.295	-0.036

* , ** %5 ve %10 anlam düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir

EK 11: BIST 100 Endeksi Normal Dağılımlı FIGARCH (1,d,0) Modeli Örneklem Dışı Tahmin Sonuçları

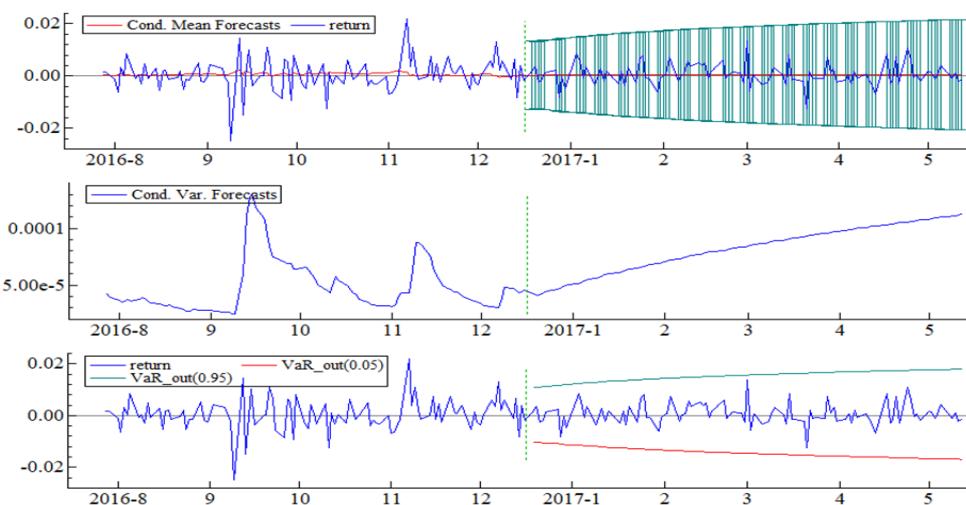


EK 12: BIST 100 Endeksi Student Dağılımlı FIGARCH (1,d,0) Modeli Örneklem Dışı Tahmin Sonuçları



Pay Piyasalarında Etkin Piyasalar Hipotezinin Farklı Dağılım Varsayımları Bağlamında Uzun Hafıza Modelleri ile Tespit: ABD ve Türkiye Karşılaştırması

EK 13: S&P 500 Endeksi Normal Dağılımlı ARFIMA (1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,1)Modeli Örneklem Dışı Tahmin Sonuçları



EK 14: S&P 500 Endeksi Student Dağılımlı ARFIMA (1, ξ ,1)-FIGARCH (2,d,1)Modeli Örneklem Dışı Tahmin Sonuçları

