

## RİSK-GETİRİ İLİŐKİSİNİN ANALİZİ: TÜRKİYE ÖRNEĐİ

### ANALYSING THE RISK–RETURN RELATIONSHIP: THE TURKISH CASE

Önder BÜBERKÖKÜ\*

#### Öz

Bu çalışmada Türk hisse senedi piyasaları için risk ile getiri arasındaki ilişki analiz edilmiştir. Bu amaçla öncelikle geleneksel yaklaşım çerçevesinde FIAPARCH-M, FIGARCH-M, HYGARCH, APARCH-M, GJR-GARCH ve GARCH-M modellerinden yararlanılmıştır. İlgili modeller hem tüm dönem için hem de volatilitedeki çoklu yapısal kırılmalar dikkate alınarak belirlenen yüksek ve düşük volatilité dönemleri için ayrı ayrı tahmin edilmiştir. Daha sonra alternatif bir yaklaşım olarak ilgili tüm modeller gerçekleşen piyasa risk priminin pozitif olduđu dönemler ile negatif olduđu dönemler dikkate alınarak tekrar tahmin edilmiştir. Ayrıca, çalışmada aşırı tepki hipotezinin Türk hisse senedi piyasaları için geçerli olup olmadığı da incelenmiştir. Geleneksel yaklaşıma dayalı bulgular teorik beklentilerin aksine risk ile getiri arasında negatif ve istatistiki olarak anlamlı olmayan bir ilişki olduđu sonucuna işaret etmektedir. Alternatif yaklaşıma dayalı bulgular ise risk ile getiri arasında teorik beklentilerle uyumlu bir ilişki olduğunu göstermektedir. Bulgular ayrıca aşırı tepki hipotezinin Türk hisse senedi piyasaları için geçerli olmadığı sonucuna işaret etmektedir.

**Anahtar kelimeler:** Hisse senedi piyasaları, Risk, Getiri, Aşırı tepki hipotezi

**JEL Sınıflandırması:** C58, G10, G11

#### Abstract

This study examines the relationship between risk and return in the Turkish stock market. For this purpose, we use the FIAPARCH-M, FIGARCH-M, HYGARCH-M, APARCH-M, GJR-GARCH-M and GARCH-M models under the assumption of the Student t distribution. We separately estimate the models for both the whole period and the high and low volatility periods, which are determined by the multiple structural breaks in volatility in the Turkish stock market. Then, as an alternative approach, we separately estimate all the models for those periods in which the realized market risk premium is positive and negative. Additionally, using this alternative model, we examine whether the overreaction hypothesis is valid in the Turkish stock market. The results based on the traditional approach show a negative and statistically insignificant relationship between risk and return in the Turkish stock market. However, the findings based on the alternative approach indicate that the relationship between risk and return is in line with the theoretical expectations. Lastly, we reject the overreaction hypothesis in the Turkish stock market.

**Keywords:** Stock markets, Risk, Return, Overreaction hypothesis

**JEL Classification:** C58, G10, G11

\* Doç. Dr., Yüzüncü Yıl Üniversitesi, e-posta: onderbuber@gmail.com, ORCID : [0000-0002-7140-557X](https://orcid.org/0000-0002-7140-557X)

## 1.Giriř

Risk ile getiri arasındaki iliřkinin incelenmesi finansal ekonometrinin en temel konularından birini oluřturmaktadır. ünkü, bařta Sharpe (1964) ve Lintner (1965) tarafından geliřtirilen CAPM (Capital asset pricing model, CAPM) ile Ross (1976) tarafından geliřtirilen APT (Arbitrage pricing theory, APT) gibi nemli finansal varlık fiyatlama modelleri olmak zere, bir ok temel finans teorisi risk ile getiri arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir iliřki olduđu varsayımına dayanmaktadır. Bu varsayımın teorik altyapısını ise etkin piyasalar hipotezi kapsamında rasyonel yatırımcıların genel olarak riskten kaınma eđilimi sergiledikleri ve bu nedenle de katlandıkları risk karřılıđında bir risk primi talep edecekleri ilkesi oluřturmaktadır (Han, 2013:1).

Literatrde risk ile getiri arasındaki iliřkinin temel yapısı Denklem (1)'de gsterilen Merton (1973) modeline dayanmaktadır:

$$E_{t-1}(r_t) = \mu_0 + \zeta \text{risk}_{t-1}(r_t) \quad (1)$$

Burada  $E_{t-1}(r_t)$ , risksiz getiri oranının zerindeki (excess return) řartlı beklenen getiri oranını;  $\text{risk}_{t-1}(r_t)$  bu beklenen getiri oranının řartlı varyansını / standart sapmasını;  $\mu_0$ , denklemde yer alan risk faktr tarafından aıklanamayan getiri oranını temsilen kullanılan sabit terimi;  $\zeta$  ise risk parametresini ifade etmektedir.

Denklem (1) kapsamında risk ile getiri arasında teorik beklentilerle uyumlu bir iliřki olduđu sonucuna ulařılabilmesi iin  $\mu_0 = 0$  ve  $\zeta > 0$  olması gerekmektedir.  $\zeta > 0$  olması rasyonel yatırımcıların risk arttıka, ilgili hisse senedine yatırım yapmak iin daha yksek bir risk primi talep ettiklerini gstermektedir.  $\mu_0 = 0$  olması ise bir yatırımdan beklenen getirinin, Denklem (1)'de gsterilen risk faktr dıřında herhangi bir bařka bileřeni olmadıđı anlamına gelmektedir.

Bu denklemin daha formel bir yapısını ise CAPM modeli oluřturmaktadır. CAPM modelinin genel yapısı Denklem (2)'de sunulmuřtur:

$$E(r_t | l_{t-1}) = \beta_t | l_{t-1} [E(r_{M_t} | l_{t-1})] \quad (2)$$

Burada  $E(r_t | l_{t-1})$ ,  $t - 1$  dneminde ulařılabilen ekonomik veri setine bađlı olarak oluřan řartlı beklentiye;  $r_{M_t}$ ,  $r_{M_t} = r_M - r_f$  řeklinde hesaplanan řartlı piyasa risk primini;  $r_t$ ,  $r_t = r_h - r_f$  řeklinde hesaplanan risksiz getiri oranının zerindeki (excess return) řartlı beklenen getiri oranını;  $r_h$ , beklenen hisse senedi getirisini;  $r_M$ , beklenen piyasa getirisini;  $r_f$  risksiz faiz oranını;  $\beta_t$  ise Denklem (3)'teki gibi hesaplanan řartlı beta (sistemik risk) katsayısını gstermektedir.

$$\beta_t | l_{t-1} = \frac{\text{cov}(r_t, r_{M_t} | l_{t-1})}{\text{var}(r_{M_t} | l_{t-1})} \quad (3)$$

Burada  $\text{cov}(r_t, r_{M_t} | l_{t-1})$ ,  $r_t$  ile  $r_{M_t}$  arasındaki řartlı kovaryans deđerini;  $\text{var}(r_{M_t} | l_{t-1})$  ise  $r_{M_t}$ 'nin řartlı varyansını ifade etmektedir.

Konunun neminden dolayı risk ile getiri arasındaki iliřkinin finans bilim dalının ilk temel yasası olduđu ifade edilmektedir (Ghysels vd., 2005:509). Fakat, diđerlerinin yanı sıra Nelson (1991:358), Koopman ve Uspensky (2002:679) ile Leon vd. (2007:496) tarafından da ifade edildiđi gibi literatrdeki alıřmalara bakıldıđında, teorik beklentilerle uyumlu bir řekilde risk ile getiri arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir iliřki olduđu sonucuna ulařan alıřma sayısının sınırlı sayıda olduđu grlmektedir. ünkü, bu alandaki alıřmaların geneli risk ile getiri arasında negatif ve / veya istatistiki olarak anlamlı olmayan bir iliřki olduđu sonucuna iřaret etmektedir (Li vd., 2005:651; Bali, 2008:101).

Bu durum eřitli nedenlerden kaynaklanmış olabilir. rneđin, temel finans teorilerinin varsayımlarının aksine risk ile getiri arasındaki iliřkinin dođrusal deđil non-linear olması, riski temsil eden řartlı volatilit parametresinin elde edilmesinde yanlıř GARCH model spesifikasyonunun kullanılması, finansal zaman serilerinde gzlemlenen sapan deđerlerin dikkate alınmaması, analizlerde kısa bir rneklem dneminin esas alınması ve volatilitdeki ani deđiřimlerin (jumps) analizlere dahil edilmemesi gibi nedenler bu kapsamda deđerlendirilebilir (Salvador vd., 2014:61; Arshanapalli vd., 2013:212; Park, 2009:93;Liu vd., 2016:142; Lundblad, 2007:123).

Fakat literatrde olduka nemli bir yere sahip olan ve bu alandaki diđer birok makaleye referans teřkil eden alıřmalarında Pettengill vd. (1995:103) buradaki temel sorunun ampirik analizlerde, gerekleřen (ex-post) piyasa risk priminin beklenen (ex-ante) piyasa risk priminin yansız bir tahmincisi olduđu varsayımında bulunulmasına bađlı olarak; beklenen piyasa risk primi yerine gerekleřen piyasa risk priminin kullanılmasından kaynaklandıđını ifade etmektedirler.

Bir dięer ifade ile Pettengill vd.'na (1995:102-103) gre risk ile getiri arasındaki iliřkiyi ifade eden ve Denklem (1) ile (2)'de gsterilen modellerde "beklenen getiri oranlarının" yer almasına raęmen, ampirik analizlerde "beklenen getiri oranlarının doęrudan gzlemlenememesine" baęlı olarak "gerçekleřen getiri oranlarının" kullanılması, risk ile getiri arasında teorik beklentilerle uyumlu sonuçlar elde edilmemesi ynnde yanlı (biased) sonuçların ortaya çıkmasına yol amaktadır. nk rneęin CAPM modeli esas alınrsa, bu model rasyonel beklentiler hipotezi kapsamında yatırımcılar tarafından beklenen piyasa getirisinin her zaman risksiz faiz oranının zerinde olacaęı varsayımı altında risk ile getiri arasında pozitif bir iliřki olduęunu varsaymaktadır. Bir dięer ifade ile buradaki temel varsayımlardan biri "piyasa risk priminin beklenen deęerinin" her zaman pozitif olacaęıdır (Morelli,2011:2). nk eęer beklenen piyasa getirisi risksiz faiz oranının zerinde olmayacaksa, yatırımcılar hisse senetleri yerine hazine bonolarına yatırım yapacaklardır. Fakat, btn piyasa katılımcıları tarafından bilindięi gibi zellikle de hisse senedi endekslerinin deęer kaybettięi dnemlerde piyasa getirisi risksiz faiz oranının altında kalabilmektedir. Zaten piyasa katılımcılarının en azından belli dnemler iin risksiz faiz oranlarının hisse senedi piyasalarının sunduęu getiri oranlarından daha yksek olabileceęi ynnde bir beklentisi olmasaydı, risksiz faiz oranlarına (hazine bonolarına) hibir zaman yatırım yapılmaması gerekirdi (Huang ve Hueng, 2008:382). Dolayısıyla, her ne kadar teorik modeller beklenen piyasa risk priminin her zaman pozitif olacaęı varsayımında bulunsada pratik hayattaki geliřmeler gerekleřen piyasa risk priminin negatif olabileceęini gstermektedir.

Nitekim, literatre bakıldıęında da gerekleřen piyasa risk priminin negatif olmasının olduka yaygın bir durum olduęu grlmektedir. rneęin, Huang ve Hueng (2008) 1992-2003 dneminde ABD hisse senedi piyasaları iin gerekleřen piyasa risk priminin negatif olduęu dnem sayısının toplam dnemin %47.23'n oluřturduęu ifade etmişlerdir. Benzer şekilde Sandoval ve Saens (2004) 1995-2002 dnemi iin Arjantin, Brezilya, řili ve Meksika hisse senedi piyasalarında bu oranın sırasıyla yaklařık %50, %48, %53 ve %46 olduęunu belirtmişlerdir.

Gerekleřen piyasa risk priminin bazı dnemlerde pozitif bazı dnemlerde ise negatif olmasının temel nedeni řu şekilde aıklanabilir (Girard vd., 2001:264): nemli ekonomik byme oranlarının sz konusu olduęu dnemlerde hisse senedi piyasalarındaki risk (volatilite) belli oranda artsa bile bu durum genel olarak yatırımcıları hisse senedi piyasalarına yatırım yapmaktan alıkoymamaktadır. Bu nedenle risk artsa da yatırımcılar ilave risk primi karřılıęında hisse senedi piyasalarına yatırım yapmaya devam edebilmektedirler. Fakat, ekonomik byme oranlarında nemli azalmaların sz konusu olduęu dnemlerde risk dzeyinin artması yatırımcıları hızlı bir şekilde hisse senedi piyasalarındaki pozisyonlarını kapatmaya ve alternatif yatırım aralarına ynlendirebilmektedir. Bu tr dnemlerde de rasyonel yatırımcılar, hisse senedi piyasalarının sunduęu getiri oranı ile risksiz faiz oranını karřılařtırıp, hangisi yksek ise ona yatırım yapabilmektedirler. Dolayısıyla, buradaki rnekten de anlařılacaęı gibi yatırımcı davranıřları iinde bulunulan dneme / konjonktre gre deęiřebilmektedir. Bu nedenle risk ile getiri arasındaki iliřki incelenirken iinde bulunulan konjonktre gre yatırımcı davranıřlarının deęiřebileceęi hususunun da dikkate alınması daha doęru sonuçlara ulařılabilmesi aısından olduka nemli olabilmektedir.

Bu aıklamalar ışıkında řyle bir soru ortaya çıkmaktadır: Acaba gerekleřen piyasa getirisinin risksiz faiz oranının altında kaldıęı dnemlerde, bir dięer ifade ile gerekleřen piyasa risk priminin negatif olduęu dnemlerde risk ile getiri arasındaki iliřki nasıl olmalıdır ?. Pettengill vd. (1995) alıřmalarında bu soruya cevap verirken gerekleřen piyasa risk priminin negatif olduęu dnemlerde risk ile getiri arasında da negatif bir iliřkinin olması gerektięini ifade etmişlerdir. nk, piyasa risk priminin pozitif olduęu dnemlerde rasyonel yatırımcılar daha yksek riske sahip olan hisselerde pozisyon tařımak iin daha yksek bir getiri talep edebilmektedirler. Bu davranıř biimi de risk ile getiri arasında pozitif bir iliřkinin ortaya çıkmasını saęlamaktadır. Piyasa risk priminin negatif olduęu dnemlerde ise riskli hisseler daha az riskli hisseler gre negatif risk primine daha fazla duyarlı olduklarından, risk artıca daha yksek riske sahip olan hisseler daha da dřk getiri oranları sunabilmektedir (Fletcher, 1997:212). Bu nedenle de bu tr dnemlerde risk ile getiri arasında negatif bir iliřki sz konusu olabilmektedir.

Dolayısıyla, Pettengill vd.'na (1995) gre gerekleřen piyasa risk priminin pozitif olduęu dnemlerde  $\zeta > 0$  olması beklenirken; gerekleřen piyasa risk priminin negatif olduęu dnemlerde  $\zeta < 0$  olması beklenmektedir. Bu nedenle ampirik analizlerde daha doęru sonuçlara ulařılabilmesi iin piyasa risk priminin pozitif olduęu dnemler ile negatif olduęu dnemlerin birbirinden ayrılması ve risk ile getiri arasındaki iliřkinin bu dnemler iin ayrı ayrı incelenmesi gerekmektedir. Aksi takdirde farklı iřaretlere sahip olan bu katsayılar tm dnem iin birlikte analiz edildiklerinde, gerekleřen piyasa risk priminin pozitif olduęu dnemlerin mi yoksa negatif olduęu dnemlerin mi daha baskın olduęuna baęlı olarak elde edilecek sonuçlar deęiřecektir.

## 2. Risk ile Getiri Arasındaki İliřkinin Analizinde Kullanılabilecek Modellere Dönük Teorik Altyapı

Literatürde risk ile getiri arasındaki iliřki incelenirken genel olarak iki temel modelden yararlanılmaktadır. Bunlardan ilki riski temsilen standart sapma parametresini (toplam riski) esas alan GARCH-M (Generalised Autoregressive Conditional Heteroscedasticity-in mean) tipi modellerdir ki bu modeller ilgili literatürde geleneksel modeller olarak tanımlanmaktadır. İkinci tip modeller ise riski temsilen beta katsayısını (sistemik riski) esas alan CAPM tarzı modellerdir. CAPM tarzı modellerde riski temsilen sistemik risk parametresinin kullanılmasının nedeni rasyonel yatırımcıların portföylerini iyi bir şekilde çeşitlendirerek, sistemik olmayan riski elimine edebilecekleri ve bu nedenle de bir risk faktörü olarak geriye sadece sistemik riskin kalacağı varsayımıdır.

Bu çalışmada risk ile getiri arasındaki iliřkinin analizinde GARCH-M tipi modellerden yararlanılmıştır. Bunun temel nedenlerinden biri bu model yapısının literatürde en çok kullanılan model yapılarından biri olmasıdır. Çünkü, GARCH-M tipi modeller volatilitenin kümelenmesi, asimetric tepki, uzun hafıza özelliđi ve volatilitenin (riskin) zamanla deđiřiyor olması gibi finansal zaman serilerinin sahip olduđu çeşitli özellikleri dikkate alarak risk parametresini (standart sapma / varyans) hesaplayabilmektedir (Lin, 2008:3174; Christensen vd., 2015:408). Çalışmada bu model yapısının kullanılmasının ikinci nedeni ise beta katsayısının gösterge borsa endekslerinden ziyade tekil hisse senetleri için iyi bir risk göstergesi olmasından kaynaklanmaktadır (Chen vd.,1986:394). Bu çalışmada da tekil hisse senetlerinden deđil Türk hisse senedi piyasalarını temsilen BİST100 endeksinden yararlanıldıđından, GARCH-M model yapısı CAPM modeline göre daha uygun bir tercih olmaktadır. Ayrıca, etkin olmayan piyasalarda işlem yapılması durumunda bilgiye ulařım noktasında yaşanan sorunlar sistemik olmayan riskin tam olarak elimine edilmesini güçleřtirmektedir (Ang vd., 2009:1). Bu nedenle literatürde hisse senedi getirilerinin sistemik olmayan risk bileřeninden de etkilenebileceđi ifade edilmektedir (Örneđin bakınız: Fama ve MacBeth, 1973; Merton, 1987; Lakonishok ve Shapiro, 1986). Bu durumun Türk hisse senedi piyasaları için de geçerli olduđu ifade edilebilir. Çünkü, hem Yalçınar (2006) hem de Çomak (2009) standart CAPM modeline sistemik olmayan risk parametresini dahil ettikleri çalışmalarında bu parametrenin istatistiki olarak anlamlı olduđu sonucuna ulařmışlardır. Bu açıklamalar riski temsilen beta katsayısının kullanılması yerine, içerisinde sistemik olmayan riske ait bilgileri de içeren standart sapma parametresinin kullanılmasının daha dođru bir yaklařım olabileceđi anlamına gelmektedir.

## 3. Literatür Özeti ve Çalışmanın Literatüre Katkısı

Öneminden dolayı risk ile getiri arasındaki iliřki literatürde oldukça ilgi görmektedir. Fakat, daha öncede ifade edildiđi gibi literatürdeki çalışmaların geneli risk ile getiri arasında negatif ve / veya istatistiki olarak anlamlı olmayan bir iliřki olduđu sonucuna iřaret etmektedir. Bir diđer ifade ile konunun önemine ve birçok finans teorisinin temelini oluřturmasına rađmen, risk ile getiri arasında teorik beklentilerle uyumlu bir iliřki olduđu bulgusunun literatürde yeterince desteklemediđi görülmektedir. Örneđin Cox ve Ross (1976), Fama ve Schwert (1977), Whitelaw (2000), Jensen ve Lunde (2001), Wang (2005) ve Badshah vd. (2016) risk ile getiri arasında negatif ve istatistiki olarak anlamlı bir iliřki olduđu sonucuna ulařırken; Chan vd. (1992), He ve Ng (1994), Lee vd. (2001), Fletcher (2000) ile Kinnunen (2014) ise deđiřkenler arasındaki iliřkinin istatistiki olarak anlamlı olmadıđı sonucuna ulařmışlardır.

Ulusal yazındaki çalışmalar için de benzer bir durumun söz konusu olduđu görülmektedir. Örneđin, Hatipođlu ve Uçkun (2017) geleneksel modeli (GARCH-M) kullandıkları çalışmalarında, Türk hisse senedi piyasalarında risk ile getiri arasında negatif ve istatistiki olarak anlamlı olmayan bir iliřki olduđu sonucuna ulařmışlardır. Kayalidere ve Aktař (2012) VOB-BİST 30 ve VOB-TL / Dolar vadeli sözleşmelerini geleneksel model kapsamında inceledikleri çalışmalarında risk ile getiri arasında negatif ve istatistiki olarak anlamlı olmayan bir iliřki olduđu sonucuna ulařmışlardır. Çomak (2009) borsada işlem gören 17 adet řirket hissesini dikkate alarak CAPM modeli çerçevesinde risk ile getiri arasındaki iliřkiyi incelediđi çalışmasında risk (beta) ile getiri arasında negatif ve istatistiki olarak anlamlı bir iliřki olduđu sonucuna ulařmıştır. Yalçınar (2006) CAPM modelini kullandıđı çalışmasında risk (beta) ile getiri arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir iliřki olduđu sonucuna ulařmıştır. Fakat, risk ile getiri arasındaki iliřkinin dođrusal olmayabileceđini ifade etmiştir. Akar (2007) da geleneksel modele dayalı çalışmasında risk ile getiri arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir iliřki olduđu sonucuna ulařmıştır.

Alternatif yaklařıma dayanan uluslararası çalışmalara bakıldıđında ise diđerlerinin yanı sıra Morelli (2011) tarafından da ifade edildiđi gibi bu alandaki çalışmaların baskın bir şekilde risk ile getiri arasında teorik beklentilerle uyumlu bir iliřki olduđu sonucuna iřaret ettikleri görülmektedir (Örneđin bakınız: Crombez ve Vennet, 1997; Hodoshima vd., 2000; Faff, 2001; Hung vd., 2004; Morelli, 2007). Ulusal yazında ise bu modeli kullanan çalışmalara rastlanmamıştır.

Bu aıklamalar ışığında bu alıřmanın amacı, Trk hisse senedi piyasaları iin risk ile getiri arasındaki iliřkinin hem geleneksel yaklařım hem de Pettengill vd. (1995) tarafından tavsiye edilen alternatif yaklařım dikkate alınarak incelenmesidir. alıřmada ayrıca alternatif yaklařıma dayalı analizlerin imkan vermesi nedeniyle ařırı tepki hipotezinin Trk hisse senedi piyasaları iin geerli olup olmadıęı da incelenmiřtir.

alıřmanın literatre eřitli aılardan katkı saęladıęı dřnlmektedir. ncelikle konunun nemine raęmen, Pettengill vd. (1995) tarafından geliřtirilen alternatif yaklařıma dayalı olarak risk ile getiri arasındaki iliřkinin ulusal yazında daha nce incelenmedięi grlmektedir. İkinci olarak bu alıřmada hem geleneksel yaklařıma hem de alternatif yaklařıma dayalı analizlerde altı farklı GARCH modelinden yararlanılmıřtır. Bunun temel nedeni zellikle geleneksel yaklařımın kullanılması durumunda literatrde risk ile getiri arasında teorik beklentilerle uyumlu sonuların elde edilememesinin temel nedeninin risk parametresinin hesaplanmasında doęru GARCH model spesifikasyonun kullanılmaması olduęunu ifade eden alıřmaların bulunmasıdır (rneęin bakınız: Leon vd., 2007; Lin, 2008; Wang, 2005). Dolayısıyla, byle bir yaklařım ile risk ile getiri arasındaki iliřkinin geleneksel yaklařım ile incelenmesinde beklenen sonucun elde edilmemesinin nedeni yanlıř GARCH model yapısının kullanılması mıdır? sorusuna da Trk hisse senedi piyasaları ekseninde belli oranda yanıt verilmiř olacaktır. nc olarak bu alıřmada geleneksel yaklařım kapsamında risk ile getiri arasındaki iliřki incelenirken, dięerlerinin yanı sıra Fifield vd.'nin (2020) alıřmalarında da olduęu gibi Trk hisse senedi piyasalarındaki (BİST100 endeksindeki) alternatif volatilitte dnemleri de dikkate alınmıřtır. Bir dięer ifade ile BİST100 endeksinin volatilitesinin yksek olduęu dnemler ile dřk olduęu dnemler iin risk ile getiri arasındaki iliřki geleneksel yaklařım erevesinde ayrı ayrı incelenmiřtir. nk, Salvador vd. (2014:61) tarafından da ifade edildięi gibi hisse senedi piyasalarındaki volatilitte dzeyi yatırımcı davranıřları zerinde etkili olabilmektedir. rneęin, yksek volatilitenin sz konusu olduęu dnemlerde genel olarak risk ile getiri arasında negatif bir iliřki ortaya ıkarken; greceli olarak dřk volatilitenin sz konusu olduęu dnemlerde risk ile getiri arasında pozitif bir iliřki sz konusu olabilmektedir. Bu dnemler ayrı ayrı incelenmedięinde ise farklı volatilitte dnemleri iin elde edilen farklı katsayılar birbirini ntrleyebilmektedir. Nitekim, farklı volatilitte dnemlerini dikkate alan alıřmalara bakıldıęında genel olarak bu alıřmaların da hisse senedi piyasalarının volatilitesinin dřk olduęu dnemlerde risk ile getiri arasında daha ok pozitif bir iliřkinin ortaya ıktıęını, yksek olduęu dnemlerde ise tersi bir durumun sz konusu olduęunu ifade ettikleri grlmektedir (rneęin bakınız: Lundblad, 2007; Salvador, 2012; Chiang vd., 2015).

Bu durumun teorik nedeni ise piyasalardaki volatilitte (risk) dzeyinde nemli deęiřimlerin yařanmasının yatırımcı davranıřlarını deęiřtirebildięi, bunun da risk ile getiri arasındaki iliřki zerinde etkili olabildięi varsayımdır (Kim ve Lee, 2007:131). nk Chiang vd. (2015:171) tarafından ifade edildięi gibi piyasaların sakin (tranquil) olduęu dnemlerde rasyonel yatırımcıların risk alma eęilimleri glendięinden, bu tr dnemlerde risk ile getiri arasında teorik beklentilerle uyumlu bir şekilde pozitif ve istatistiki olarak anlamlı iliřkiler ortaya ıkabilmektedir. Volatilitenin olduka arttıęı dnemlerde ise rasyonel yatırımcıların “daha gvenli limanlara” ynelmesi hisse senedi piyasalarının dřmesine yol atıęından, bu durum risk ile getiri arasında negatif bir iliřkinin ortaya ıkmasına sebep olabilmektedir. Ayrıca, literatrde ifade edildięi gibi alternatif volatilitte dnemlerinin dikkate alınması volatilitedeki olası yapısız kırımların dikkate alınmamasının ekonometrik analizler zerinde yol aabileceęi olumsuzlukların kontrol edilmesini de saęlayabilmektedir. Dolayısıyla, byle bir yaklařım sayesinde geleneksel yaklařımlara dayalı analizlerden beklenen sonuların elde edilmemesinin nedeni BİST100 endeksindeki alternatif volatilitte dnemlerinin dikkate alınmaması mıdır? sorusuna da belli oranda yanıt verilmiř olacaktır.

Son olarak da bu alıřmada alternatif yaklařıma baęlı olarak ařırı tepki hipotezinin (Overreaction hypothesis) Trk hisse senedi piyasaları iin geerli olup olmadıęı da incelenmiřtir. Ulusal yazında bu hipotezi inceleyen alıřmaların olduęu grlmektedir. Fakat, bu alıřmaların analizlerde olduka baskın bir şekilde De Bondt ve Thaler (1985) tarafından geliřtirilen metodolojik yaklařımı kullandıkları grlmektedir (rneęin bakınız: Dizdarlar ve Can 2017; Gemici ve Cihangir 2018; Tetik ve zen 2016; Akko ve zkan, 2013). Bu alıřmada ise ařırı tepki hipotezi Pettengill vd. (1995) tarafından tavsiye edilen alternatif bir yaklařım ile incelenmiřtir.

En basit ifadeyle ařırı tepki hipotezi, her ne kadar sonrasında bir dzeltme hareketi olsa da, yatırımcıların kısa vadede beklenmedik veri akıřına baęlı olarak alım veya satım ynnde nemli miktarda pozisyon alabileceęini, bunun da hisse senedi fiyatlarının kısa vadede denge deęerinden sapmasına yol aabileceęini ifade eden bir hipotezdir (De Bondt ve Thaler, 1985:795). Ařırı tepki hipotezinin alternatif metodolojik yaklařım ile iliřkisi ise řu şekilde aıklanmaktadır (Girard vd., 2001:255-256): Alternatif yaklařımı ile risk ile getiri arasındaki iliřki incelenirken; gerekleřen (ex-post) piyasa risk priminin pozitif olduęu dnemler ile negatif olduęu dnemler ayrı ayrı dikkate alındıęından, her iki dnem iin de ayrı katsayılar elde edilmektedir. Normalde piyasaya dnk beklenmedik bilgi akıřına yatırımcılar ařırı tepki gstermiyorsa, her iki dnem iin elde edilen katsayıların simetrik yani mutlak deęer olarak birbirine eřit olması gerekmektedir. Bir dięer ifadeyle bu iki ayrı dnem iin elde edilen katsayıların toplamı sıfıra eřit olmalıdır (Theriou vd., 2010:1050). Eęer deęilse ilgili katsayıların asimetrik bir yapı sergiledikleri anlařılmaktadır. Bu asimetrik yapıya ise piyasaya dnk beklenmedik bilgi akıřına

yatırımcıların pozitif veya negatif yönde bir dięer ifadeyle, fiyat artışı veya düşüşü yönünde olması gerekenden fazla tepki verdikleri anlamına gelmektedir. Dolayısıyla, katsayıların asimetrik bir yapı sergilediđi ve bu nedenle de toplamlarının istatistiki olarak sifıra eşit olmadığı durumlarda aşırı tepki hipotezinin geçerli olduđu sonucuna ulařılmaktadır.

Aşırı tepki hipotezinin önemi ise bu hipoteze dayalı yatırım stratejilerinin piyasa getirisinin üzerinde bir getiri oranı sunma potansiyelinin bulunmasından kaynaklanmaktadır. Çünkü, eđer piyasa dönük bilgi akışına yatırımcılar ilk aşamada aşırı tepki gösteriyor ise bu durumda şirket hisseleri bu aşırı tepkiye bađlı olarak kısa vadede denge deęerinin altında veya üzerinde deęerlenebilmektedir. Fakat, aşırı tepkiye bađlı olarak oluşan bu fiyatlarda belli bir süre sonra düzeltme hareketi gerçekleřebileceğinden; fiyatı aşırı düşen hisseler satın alınarak veya fiyatı aşırı artan hisseler satılarak kısa vadede piyasa getirisinin üzerinde bir getiri oranı elde edilebilmektedir (Gemici ve Cihangir, 2018:295).

## 4. Veri ve Metodoloji

### 4.1. Veri

Gösterge hisse senedi endeksleri kullanılarak risk ile getiri arasındaki ilişki incelenirken, iki temel deęişkene ait verilere ihtiyaç duyulmaktadır. Bunlar; piyasa getirisi ve risksiz faiz oranıdır. Bu çalışmada piyasa getirisini temsilen BİST100 endeksinin logaritmik getiri serilerinden yararlanılmıştır. BİST100 endeksine ait veriler TCMB'den (<https://evds2.tcmb.gov.tr/>) temin edilmiştir. Risksiz faiz oranı serisi içinse literatürde genel olarak 3 ay vadeli hazine bonolarının faiz oranları kullanılmaktadır. Fakat, literatürde de ifade edildiđi gibi dięer bir çok finansal deęişkene nazaran veri setine en zor ulařılabilen deęişkenlerden birini hazine bonolarının / devlet tahvillerinin faiz oranları oluşturulmaktadır. Bu nedenle bu alandaki literatüre bakıldığında “verilere ulařabilirlik kısıtına” bađlı olarak risksiz faiz oranlarını temsilen alternatif faiz oranlarından yararlanan veya farklı faiz oranı serilerinin birleřtirilmesi ile oluşturulan faiz oranı serilerini analizlerde kullanan, hatta risksiz faiz oranlarını analizlerde dikkate almayan çalışmaların olduđu görülmektedir. Örneğın, Salvador (2012) 1 ay vadeli para piyasası faiz oranlarını; Hundal vd. (2019) 12 ay vadeli Euribor oranlarını; Morley ve Thomas (2011) 3 ay vadeli LIBOR oranlarını; Esteve vd. (2013) ise kurumsal şirketlerin faiz oranları ile hazine bonolarının faiz oranlarını birleřtirerek oluşturdukları faiz oranı serisini çalışmalarında risksiz faiz oranı olarak kullanmışlardır. Bunun yanı sıra Choudhry (1996) ile Li vd. (2005) ise çalışmalarında risksiz faiz oranlarına yer vermemiş ve bu durumu risk ile getiri arasındaki ilişkinin analizinde risksiz faiz oranlarının dikkate alınmasının sonuçlar üzerinde önemli bir etkisi olmadığı gerekçesiyle açıklamışlardır.

Türkiye ekonomisine bakıldığında da kamuya açık kaynaklardan 3 ay vadeli hazine bonolarının faiz oranına ulařılamadığı görülmektedir. Nitekim verilere ulařabilirlik kısıtına bađlı olarak ulusal yazında risk ile getiri arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların da genel olarak ya risksiz faiz oranlarını hiç dikkate almadıkları (Örneğın bakınız: Hatipođlu ve Uçkun, 2007; Kayıldere ve Aktaş, 2012; Akar, 2007) ya da Borsa İstanbul bankalar arası gecelik repo faiz oranları, TCMB O / N faiz oranları ile mevduat faiz oranları gibi alternatif faiz oranlarından yararlandıkları görülmektedir ( Örneğın bakınız: Seçme vd., 2016).

Bu çalışmada ise orijinal vadesinin uygun olması ve yukarıda gösterildiđi gibi literatürde çeřitli para birimleri için LIBOR faiz oranlarından da yararlanılmasına bađlı olarak, 3 ay vadeli TRLIBOR oranlarından yararlanılmıştır. Bu veriler Türkiye Bankalar Birliđi (TBB) tarafından yayımlanmaktadır. TRLIBOR verileri TBB'nin TRLIBOR sayfasından (<http://www.trlibor.org/veriler.aspx>) temin edilmiştir. Bu faiz oranları 1 haftadan 12 aya kadar 8 ayrı vadede ilan edilmektedir<sup>2</sup>.

Bu açıklamalar ışığında bu çalışma 1 Ağustos 2002 ile 16 Nisan 2020 dönemini kapsamakta ve günlük verilerden oluşmaktadır. Çalışmanın başlangıç yılının belirlenmesinde iki temel faktör rol oynamıştır. Bunlardan birincisi 2001 Şubat krizidir. Çünkü bu kriz sonrasında Türkiye ekonomisinde kur rejiminin deęiřmesi, bankacılık sektörünün yeniden düzenlenmesi ve enflasyon hedeflemesine geçilmesi gibi oldukça önemli yapısal dönüşümler yaşanmıştır. Bu yapısal dönüşümler sonrasında Türkiye ekonomisinin daha liberal bir ekonomik yapıya kavuştuđu ve bu nedenle de piyasa dinamiklerinin çok daha etkin olduđu düşünölmektedir. Bu nedenle çalışmada 2002 yılının başlangıç yılı olması planlanmıştır, fakat TRLIBOR verileri 1 Ağustos 2002 tarihi ile sunulduğundan çalışmanın başlangıç tarihi de bu tarih olmuştur.

<sup>1</sup> Çalışmada kullanılan BİST100 endeksi getirileri günlük logaritmik deęerlerden oluştuğundan literatürle uyumlu bir şekilde TRLIBOR oranları da günlük logaritmik deęerlere dönüřtürölmüştür.

<sup>2</sup> Nitekim, Türkiye'deki büyük ölçekli bankalar da (Türkiye İş Bankası, AKBANK, Garanti Bankası, Yapı Kredi, Ziraat Bankası, Halkbank ve Vakıfbank gibi) bu piyasalarda yer almaktadırlar.

## 4.2. Metodoloji

### 4.2.1. Risk ile Getiri Arasındaki İliřkinin Modellenmesi

Bu alıřmada hem geleneksel yaklařım hem de alternatif yaklařım erevesinde risk ile getiri arasındaki iliřki incelenirken, Bollerslev (1986) tarafından geliřtirilen GARCH; Zakoian (1994) ile Glosten vd. (1993) tarafından geliřtirilen GJR-GARCH; Ding vd. (1993) tarafından geliřtirilen geliřtirilen APARCH (Asymmetric Power ARCH); Baillie vd. (1996) tarafından geliřtirilen FIGARCH (Fractionally Integrated GARCH); Davidson (2004) tarafından geliřtirilen HYGARCH (hyperbolic GARCH) ve Tse (1998) tarafından geliřtirilen FIAPARCH (Fractionally Integrated APARCH) modellerinden yararlanılmıřtır. Ayrıca, tm bu modellerin getiri denklemleri (mean equation) risk parametresinin eklenebilmesi amacıyla Engle vd. (1987) tarafından geliřtirilen ARCH-M (ARCH-in mean) model yapısı dikkate alınarak modellenmiřtir.

Bu aıklamalar ıřıęında geleneksel yaklařım erevesinde risk ile getiri arasındaki iliřki incelenirken, literatrle uyumlu bir Őekilde tm GARCH modellerinin getiri denklemleri Denklem (4)'teki gibi tanımlanmıřtır:

$$r_t = \mu_0 + \zeta \sigma_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i. i. d, \text{ Student } t(0,1, \nu) \quad (4)$$

Burada  $r_t$ , BİST100 endeksinin risksiz faiz oranından arındırılmıř gerekleřen Őartlı getiri oranını bir dięer ifadeyle gerekleřen piyasa risk primini;  $\sigma_t$ , bu getiri oranının (gerekleřen piyasa risk priminin) standart sapmasını;  $\mu_0$  sabit terimi;  $\zeta$ , risk parametresini;  $\varepsilon_t$  ise hata terimini ifade etmektedir. Geleneksel yaklařım kapsamında Denklem (4)'te  $\mu_0 = 0$ ,  $\zeta > 0$  olması beklenmektedir.

Alternatif yaklařımda ise bu alandaki alıřmalarla uyumlu olacak Őekilde ilgili GARCH modellerinin getiri denklemleri Denklem (5)'teki gibi tanımlanmıřtır:

$$r_t = \mu_0 + \zeta_1 \psi \sigma_t + \zeta_2 (1 - \psi) \sigma_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i. i. d, \text{ Student } t(0,1, \nu) \quad (5)$$

Burada  $\psi$  gerekleřen piyasa risk priminin pozitif olduęu dnemlerde 1; negatif olduęu dnemlerde ise 0 deęerini alan kukla deęiřkeni ifade etmektedir. Alternatif yaklařım tarafından daha nce ifade edilen teorik beklentiler kapsamında Denklem (5)'te  $\mu_0 = 0$ ,  $\zeta_1 > 0$ ,  $\zeta_2 < 0$  olması beklenmektedir.

Ayrıca, Denklem (5) sayesinde ařırı tepki hipotezinin Trk hisse senedi piyasaları iin geerli olup olmadıęı da incelenilmektedir. nk, daha nce ifade edilen teorik aıklamalara baęlı olarak Denklem (5) kapsamında  $H_0: \zeta_1 + \zeta_2 = 0$  hipotezinin reddedilmesi ařırı tepki hipotezinin geerli olduęu anlamına gelmektedir.

İlgili GARCH modellerinin varyans denklemlerine gelince, standart GARCH modelinin varyans denklemi Denklem (6)'da gsterilmiřtir:

$$\sigma_t^2 = \omega_0 + \alpha_i \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_j \sigma_{t-1}^2 \quad (6)$$

Burada  $\sigma_t^2$ , zamanla deęiřen Őartlı volatilitte deęerini;  $\alpha_i$  ve  $\beta_j$  sırasıyla ARCH ve GARCH parametrelerini;  $\omega_0$  ise sabit terimi gstermektedir. Burada ayrıca  $\omega_0 > 0$ ,  $\alpha_i > 0$ ,  $\beta_j > 0$  ve  $\alpha_i + \beta_j < 1$  kořullarının saęlanması beklenmektedir.

GJR-GARCH modelinin varyans denklemi Denklem (7)'de sunulmuřtur:

$$\sigma_t^2 = \omega_0 + \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma \cdot \varepsilon_{t-i}^2 \cdot d_{t-i} + \beta_j \cdot \sigma_{t-j}^2 \quad (7)$$

Burada  $\gamma$ , asimetri parametresini gstermektedir. Asimetri parametresinin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir deęer alması asimetrik tepkinin geerli olduęu ve negatif Őokların Őartlı varyansı aynı byklkteki pozitif Őoklara gre daha fazla arttırdıęı anlamına gelmektedir.

APARCH modelinin varyans denklemi Denklem (8)'de sunulmuřtur:

$$\sigma_t^\delta = \omega + \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}^2| + \gamma_i \varepsilon_{t-i}^2)^\delta + \beta_j \cdot \sigma_{t-j}^\delta \quad (8)$$

Burada  $\delta$ , s parametresini gstermektedir. Ayrıca, burada  $\omega > 0$ ,  $\alpha_i > 0$ ,  $\beta_j > 0$ ,  $-1 < \gamma_i < 1$  ve  $\delta > 0$  kořullarının saęlanması beklenmektedir. Bu model Őartlı volatilitte parametresinin ssnn ( $\delta$ ) doęrudan 2 olarak belirlenmesi yerine bu deęeri model ierisinde kendisi belirleyebilmektedir.

Volatilitedeki uzun hafıza özelliğini dikkate alan FIGARCH modelinin varyans denklemi Denklem (9)'da gösterilmiştir:

$$\sigma_t^2 = \omega [1 - \beta(L)]^{-1} + [1 - [1 - \beta(L)]^{-1}(1 - \phi(L)(1 - L)]^d \varepsilon_t^2 \quad (9)$$

Burada  $L$ , gecikme işlemcisini;  $\phi$  sonsuz sıralı polinomları;  $d$  ise uzun hafıza parametresini göstermektedir. Ayrıca burada  $\omega_0 > 0$ ,  $\beta < 1$  ve  $\phi < 1$  koşullarının sağlanması beklenmektedir. Burada eğer  $d = 0$  olursa FIGARCH modeli standart GARCH modeline dönüşmektedir.

Volatilitedeki uzun hafıza özelliğini dikkate alan bir diğer model ise HYGARCH modelidir. Bu modelin varyans denklemi Denklem (10)'da sunulmuştur:

$$\sigma_t^2 = \omega_0 + [1 - (1 - \beta L)^{-1} \phi L [(1 + \alpha((1 - L)^d - 1))] ] \varepsilon_t^2 \quad (10)$$

Burada  $\phi < 1$ ,  $\omega_0 > 0$ ,  $\alpha \geq 0$ ,  $\beta < 1$  koşullarının sağlanması beklenmektedir.

FIGARCH ve HYGARCH modelleri uzun hafıza özelliğini dikkate alabilmekle birlikte, asimetrik tepkiyi dikkate alamamaktadırlar. FIAPARCH modeli ise bu her iki özelliği de dikkate alabilmektedir. Ayrıca bu model, APARCH modelinde olduğu gibi, şartlı volatilité parametresinin üssünün ( $\delta$ ) doğrudan 2 olarak belirlenmesi yerine bu değeri model içerisinde kendisi belirleyebilmektedir. Bu nedenle de FIAPARCH modeli HYGARCH ve FIGARCH modellerine göre daha esnek bir modeldir. Bu modelin varyans denklemi Denklem (11)'de gösterilmiştir:

$$\sigma_t^\delta = \omega_0 [1 - \beta(L)]^{-1} + [1 - [1 - \beta(L)]^{-1} \phi(L)(1 - L)^d] (|\varepsilon_t| - \gamma \varepsilon_t)^\delta \quad (11)$$

Burada,  $\omega_0 > 0$ ,  $\delta > 0$ ,  $\phi < 1$ ,  $\beta < 1$  ile  $-1 < \gamma < 1$  koşullarının sağlanması beklenmektedir. İstatistiki olarak  $\gamma \neq 0$  olması durumunda asimetrik tepkinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Burada eğer  $\gamma = 0$  ve  $\delta = 2$  olursa FIAPARCH modeli FIGARCH modeline dönüşmektedir.

Çalışma kapsamındaki tüm GARCH modelleri Student t dağılım varsayımı ile tahmin edilmiştir. Bunun nedeni literatürde oldukça yaygın bir şekilde standart normal dağılıma göre Student t dağılımının finansal zaman serilerinin getiri dağılımı için daha uygun bir dağılım varsayımı olduğunun ifade edilmesidir. Student t dağılım varsayımı altında modeller tahmin edilirken Denklem (12)'de gösterilen log-likelihood fonksiyonundan yararlanılmıştır ( $L_{st}$ ):

$$L_{st} = T \left\{ \ln \Gamma \left( \frac{v+1}{2} \right) - \ln \Gamma \left( \frac{v}{2} \right) - \frac{1}{2} \ln [\pi(v-2)] \right\} - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left[ \ln(\sigma_t^2) + (1+v) \left[ \ln \left( 1 + \frac{z_t^2}{\sigma_t^2(v-2)} \right) \right] \right] \quad (12)$$

Burada,  $v$ ,  $v > 2$  olacak şekilde serbestlik derecesini;  $\Gamma(\cdot)$ , gamma fonksiyonunu;  $\pi$ , Pi sayısını;  $\sigma_t^2$ , varyans parametresini,  $z_t$ , standardize edilmiş hata terimlerini ( $z_t = \varepsilon_t / \sigma_t$ );  $T$  ise toplam gözlem sayısını ifade etmektedir.

Fakat FIAPARCH, HYGARCH ve FIGARCH modellerinin analizlerde kullanılabilmesi için volatilité serisinin uzun hafıza özelliği sergilemesi gerekmektedir. Çalışmada uzun hafıza özelliğinin tespiti amacıyla Lo (1991) tarafından geliştirilen R / S (Rescaled range, R/S) testi; Geweke ve Porter-Hudak (1983) tarafından geliştirilen GPH testi ile Robinson ve Henry (1999) tarafından geliştirilen GSP testinden yararlanılmıştır. Tüm bu testlerin Ho hipotezi "Volatilité serisinde uzun hafıza özelliği yoktur" şeklindedir. Bu testler uygulanırken literatürle uyumlu olacak şekilde volatilitéyi temsilen hem varyans hem de standart sapma değerlerinden yararlanılmıştır.

#### 4.2.2. Volatilitedeki Çoklu Yapısal Kırılmalara Bağlı Olarak Alternatif Volatilité Dönemlerinin Belirlenmesi

Inçan ve Tiao (1994) tarafından geliştirilen ve Sansó vd. (2004) tarafından modifiye edilen ICSS (Iterated Cumulative Sum of Squares) algoritması özellikle finansal zaman serilerinin volatilitesindeki çoklu yapısal kırılmaların belirlenmesi amacıyla literatürde yaygın bir şekilde kullanılmaktadır. Fakat, ICSS algoritmasının bazı dezavantajları bulunmaktadır. Örneğin bu yöntemde maksimum yapısal kırılma sayısının ne olması gerektiği bilinmemektedir. ICSS algoritmasının bu çalışmanın yapısı ile çok daha yakından ilişkili olan temel dezavantajı ise bu yaklaşımın yapısal kırılmalar arasındaki mesafenin en az ne kadar olması gerektiği konusunda herhangi bir kısıt içermemesi ve bu nedenle de arka arkaya gelen yapısal kırılmalar arasındaki gözlem sayısının oldukça az olabilmesidir (Pooter ve Dijk, 2004:7). Bu durum, GARCH modellerinin ilgili az sayıdaki gözlem ile tahmin edilmemesine yol açabilmektedir. Bu nedenle Pooter ve Dijk (2004:7) ICSS algoritması tarafından belirlenen yapısal kırılmalar arasında "gerçekçi olmayacak kadar kısa zaman dilimlerinin bulunması" sorunun aşılabilmesi için analizlerde günlük frekansa dayalı veri kullanılıyor ise yapısal kırılmalar arasında en az 3 ile 6 aylık bir



zaman aralıđının olması gerektiđini ifade etmiřtir. Grsakal (2011) da BİST100 endeksinin volatilitesindeki yapısal kırılmaları ICSS algoritması ile incelediđi alıřmasında benzer sorunlarla karřılařmıř ve belirtilen gerekelerle analizinde, arasında 6 aydan uzun sre olan yapısal kırılmaları dikkate almıřtır.

Bu vb. nedenlerle zellikle gncel literatre bakıldıđında ICSS algoritmasına alternatif olarak, finansal zaman serilerinin volatilitesindeki oklu yapısal kırılmaların belirlenmesinde Bai ve Perron (1998, 2003) testinden yararlanan alıřmaların sayısında belirgin bir artıř olduđu gzlemlenmektedir (rneđin bakınız: Hua vd., 2013; Mensi vd., 2014; Jung ve Maderitsch, 2014; Abdennadher ve Hallara, 2018).

ICSS algoritmasının GARCH modellerinin etkin bir řekilde tahmin edilmesini engelleyebilecek dzeyde kısa aralıklarla yapısal kırılmalar olduđu sonucuna iřaret etme olasılıđının bulunması nedeniyle bu alıřmada da BİST100 endeksinin volatilitesindeki yapısal kırılmaların belirlenmesinde Bai ve Perron (1998, 2003) testinden yararlanılmıřtır. Bu kapsamda BİST100 endeksinin gnlk logaritmik getiri deđerlerinin kareleri dikkate alınarak gnlk volatilitede deđerleri elde edilmiř ve Bai ve Perron (1998, 2003) testi bu seriye uygulanmıřtır (rneđin bakınız: Kang vd., 2009, Lux vd., 2016; Bentes, 2015). Ardından, BİST100 endeksinin volatilitesinde yapısal kırılmalar olup olmadıđı incelenirken;  $UD_{max}$  ve  $WD_{max}$  test istatistiklerinden, yapısal kırılma sayısının belirlenmesinde ise farklı yaklařımlara karřı direnli sonular elde edebilmek amacıyla Seq F (sequential F) test istatistiđi ile BIC (Bayesian Information Criterion, BIC) ve modifiye edilmiř Schwarz (LWZ) kriterlerinden yararlanılmıřtır (rneđin bakınız: Yao, 1988; Liu vd., 1997).

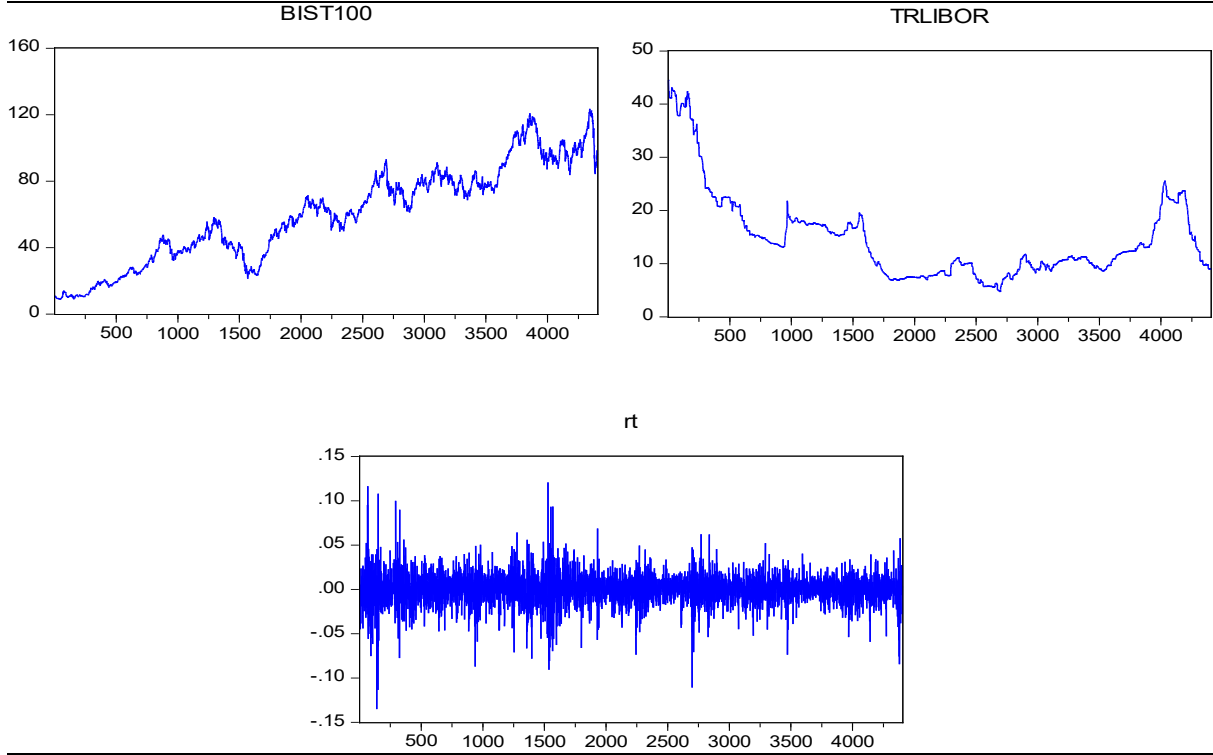
## 5. Bulgular

### 5.1. nsel Analizlere ait Bulgular

BİST100 endeksi ve TRLIBOR faiz oranları ile gerekleřen piyasa risk priminin ( $r_t$  deđerkeninin) genel seyri řekil 1'de sunulmuřtur. Deđerkenlerin genel seyri incelendiđinde, ilgili dnemde BİST100 endeksinin ana eđiliminin yukarı ynl, faiz oranlarının ana eđiliminin ise ařađı ynl olduđu anlařılmaktadır<sup>3</sup>.  $r_t$  deđerkeninin ise, beklenildiđi gibi, bazı dnemlerde pozitif bazı dnemlerde ise negatif deđerler aldıđı gzlemlenmektedir. Ayrıca zellikle faiz oranlarında belirgin artıřların yařandıđı dnemlerde BİST 100 endeksinde belirgin dřřlerin yařandıđı gzlemlenmektedir. Trkiye ekonomisinin genel yapısı dikkate alındıđında bu durumun beklenen bir durum olduđu ifade edilebilir. nk, yařanan eřitli iktisadi ve finansal sorunlara bađlı olarak Trkiye ekonomisinden yođun fon ıkıřlarının yařandıđı dnemlerde, zellikle uluslararası yatırımcıların BİST100 endeksindeki ve devlet tahvillerindeki pozisyonlarını kapatması hisse senedi piyasalarında dřře, faiz oranlarında ise artıřa yol aabilmektedir. Bu tr geliřmeler de Trk hisse senedi piyasaları iin gerekleřen piyasa risk priminin negatif olmasına yol aabilmektedir.

---

<sup>3</sup> Faiz oranlarındaki bu ařađı ynl ana trendin 2001 řubat krizi sonrasındaki eřitli yapısal reformlar kapsamında, Trkiye ekonomisinin daha liberal bir yapıya kavuřmasının ve 2002 yılı ile birlikte merkez bankasının enflasyon hedeflemesine dayalı bir para politikası uygulamasına gemesinin olduđu nemli etkileri olduđu dřnlmektedir.

**Şekil 1:** İncelenen Dönem için Değişkenlerin Genel Seyri

Not: BİST 100 endeksi ve TRLIBOR faizleri logaritması alınmamış orijinal veri seti olarak sunulmuştur.  $r_t$  değişkeni ise metodoloji kısmında belirtildiği gibi hesaplanmıştır.

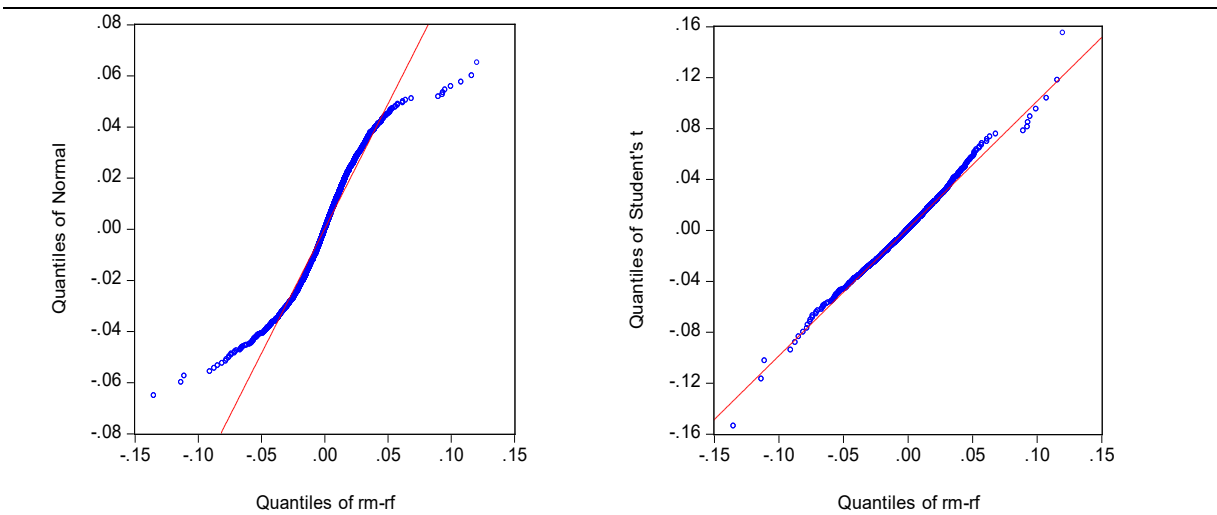
$r_t$  değişkenine ait betimleyici istatistikler ve birim kök testi sonuçları ile  $r_t$  değişkeninin pozitif ve negatif olduğu dönemlere ilişkin bulgular Tablo 1’de sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde ADF (Augmented-Dickey Fuller), PP (Phillips-Perron) ve KPSS (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin) birim kök testlerinin  $r_t$  değişkeninin düzey değerinde durağan olduğu sonucuna işaret ettikleri görülmektedir. Bulgular ayrıca ilgili dönemde  $r_t$  değişkeninin negatif olmakla birlikte; sıfıra oldukça yakın bir ortalama getiriye sahip olduğunu, dağılımının standart normal dağılıma uymadığını ve değişen varyans sorunu içerdiğini göstermektedir. Şekil 2’deki Q-Q grafikleri de  $r_t$  değişkeninin dağılımının standart normal dağılıma uymadığı sonucunu desteklemektedir. Fakat, Student t dağılım varsayımı dikkate alındığında Q-Q grafikleri,  $r_t$  değişkeninin dağılımının Student t dağılımı ile oldukça uyumlu olduğu sonucuna işaret etmektedir. Bu bulgu da tüm GARCH modellerinin Student t dağılım varsayımı ile tahmin edilmesini desteklemektedir.

$r_t$ ’nin pozitif ve negatif olduğu dönemlere ilişkin temel bulgulara bakıldığında, gerçekleşen piyasa risk priminin negatif olduğu dönem sayısının toplam dönemin %48.66’sını oluşturduğu gözlemlenmektedir. Risk ile getiri arasındaki ilişkiyi inceleyen teorilerin beklenen piyasa risk priminin her zaman pozitif olacağı varsayımı dikkate alındığında, bu oranın oldukça yüksek olduğu ifade edilebilir. Ayrıca gerçekleşen piyasa risk priminin minimum değerinin % -13.504 olduğu dikkate alındığında, Türkiye ekonomisinde belli dönemlerde hisse senedi piyasalarına yatırım yapmak yerine faiz oranlarından yararlanmanın ne kadar cazip olabileceği daha iyi anlaşılmaktadır.

**Tablo 1:** Betimleyici İstatistikler

	Değişken : $r_t$
<b>Betimleyici istatistikler (%)</b>	
Ortalama	-0.00839
Maksimum	12.060
Minimum	-13.504
Standart sapma	1.7618
Çarpıklık	-0.2446
Basıklık	8.0103
Jarque-Bera	4650.295*[0.0000]
<b>Değişen varyans testi</b>	
$Q^2(20)$	1204.83*[0.0000]
<b>Birim kök testleri</b>	
ADF	-17.1235*[0.0000]
PP	-65.7283*[0.0000]
KPSS	0.08669
<b>Pozitif ve negatif risk primlerine ilişkin temel veriler</b>	
$R_m > r_f$ (pozitif risk primi) gözlem sayısı	2261
$R_m < r_f$ (negatif risk primi) gözlem sayısı	2143
$R_m > r_f$ (pozitif risk primi) toplam içindeki payı	%51.34
$R_m < r_f$ (negatif risk primi) toplam içindeki payı	% 48.66
$R_m > r_f$ (pozitif risk primi) ortalama değer (%)	1.2222
$R_m < r_f$ (negatif risk primi) ortalama değer (%)	-1.3068
$R_m > r_f$ (pozitif risk primi) maksimum değer (%)	12.0601
$R_m > r_f$ (pozitif risk primi) minimum değer (%)	0.000531
$R_m < r_f$ (negatif risk primi) maksimum değer	-0.002273
$R_m < r_f$ (negatif risk primi) minimum değer	-13.50448

\*, %5 anlamlılık düzeyini ifade etmektedir. Parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. KPSS birim kök testi için %5 anlamlı düzeyindeki kritik tablo değeri 0.4630'dur. Şekil 1'de gösterildiği gibi  $r_t$  değişkeni belirgin bir trend içermediğinden birim kök testleri sadece sabit terim içeren model yapısı dikkate alınarak uygulanmıştır.

**Şekil 2:** Q-Q Grafikleri

Daha önce ifade edildiği gibi analizlerde FIAPARCH, HYGARCH ve FIGARCH modellerinin kullanılabilmesi için  $r_t$  değişkeninin volatilitésinin uzun hafıza özelliği sergilediğinin belirlenmesi gerekmektedir. Bu amaçla uygulanan R / S, GPH ve GSP testlerine ilişkin bulgular Tablo 2'de sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde her üç test istatistiğinin de açık bir şekilde,  $r_t$  değişkeninin volatilitésinin uzun hafıza özelliği sergilediği sonucuna işaret ettiği görülmektedir.

**Tablo 2:** Uzun Hafıza Testlerinin Sonuçları ( $r_t$ )

	Getiri ( $r_t$ )	Volatilite ( $r_t^2$ )	Volatilite ( $ r_t $ )
R/S testi			
q=1	1.0294	4.9412*	6.6170*
q=2	1.0218	4.6290*	6.1553*
q=5	1.0172	4.0247*	5.1979*
GPH testi			
m=T <sup>0.5</sup>	0.06726[0.4434]	0.3604*[0.0000]	0.6086*[0.0000]
m=T <sup>0.6</sup>	-0.0554[0.3125]	0.3637*[0.0000]	0.5409*[0.0000]
m=T <sup>0.8</sup>	0.01178[0.6062]	0.24406*[0.0000]	0.3786*[0.0000]
GSP testi			
m=T/4	-0.01362[0.3660]	0.2590*[0.0000]	0.3661*[0.0000]
m=T/16	0.0235[0.4356]	0.4061*[0.0000]	0.5438*[0.0000]
m=T/32	-0.0451[0.2889]	0.3708*[0.0000]	0.5277*[0.0000]

\*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Verilen deęerler test istatistikleridir. Parantez içindeki deęerler olasılık deęerleridir. R/S testinin % 95 güven düzeyindeki kritik tablo aralıęı [0.809, 1.862]'dir. R/S testinin istatistiki olarak anlamlı sonuçlar verebilmesi için hesaplanan test istatistięinin belirtilen kritik tablo aralıęının içerisinde olmaması gerekmektedir. "m" ve "T", sırasıyla bandwidth deęerini ve toplam gözlem sayısını ifade etmektedir. q ise R/S testi için kullanılan gecikme uzunluęunu göstermektedir.

## 5.2. Risk ile Getiri Arasındaki İliřkinin İncelenmesi

Geleneksel yaklařım çerçevesinde tüm dönem için elde edilen bulgular Tablo 3'te sunulmuřtur. Risk ile getiri arasındaki iliřkiye dönük olarak elde edilen bulgulara bakıldıęında altı farklı GARCH modelinin tamamı için getiri denklemlerinde yer alan risk deęiřkenlerinin katsayısının, teorik beklentilerin aksine, negatif çıktıęı ve istatistiki olarak anlamlı olmadıęı görülmektedir. Bu bulgu literatürdeki özellikle geleneksel yaklařıma dayalı analiz bulgularının geneli ile uyumludur. Ayrıca altı farklı GARCH modelinin aynı sonuca iřaret etmesinin de elde edilen sonuçların güvenilirlięini arttırdıęı düşünölmektedir. Bunun yanı sıra getiri denklemlerindeki sabit terimlerin teorik beklentilerle uyumlu bir řekilde her durumda sıfıra olduęca yakın ve istatistiki olarak anlamlı olmayan deęerlere sahip olduęu anlařılmaktadır. Bu bulgular kapsamında Türk hisse senedi piyasaları için risk ile getiri arasında istatistiki olarak anlamlı olmayan negatif bir iliřki olduęu ve bu iliřkinin analizlerde alternatif GARCH modellerinin kullanılması durumunda da deęiřmedięi ifade edilebilir.

Bu nedenle ikinci ařamada risk ile getiri arasındaki iliřkinin geleneksel yaklařım ile incelenmesinde beklenen sonucun elde edilmemesinin nedeninin BİST100 endeksindeki alternatif volatilite dönemlerinin dikkate alınmaması olup olmadıęı analiz edilmiřtir. Bu kapsamda öncelikle Bai ve Perron (1998, 2003) testi uygulanmıř ve elde edilen bulgular Tablo 4'te sunulmuřtur. Bulgular incelendięinde UWmax ve Wmax test istatistiklerinin BİST100 endeksinin volatilesinde yapısal bir deęiřim olmadıęını ifade eden Ho hipotezini %5 anlamlılık düzeyinde reddettikleri görülmektedir. Yapısal kırılma sayılarına gelince, Seq F test istatistięi ile BIC ve LWZ kriterlerinin her üçünün de incelenen dönem için BİST100 endeksinin volatilesinde 21 Mayıs 2009 tarihinde olmak üzere tek bir yapısal kırılmanın gerçekteřtięi ve bu nedenle de ortaya iki farklı volatilite döneminin çıktıęı sonucuna iřaret ettikleri anlařılmaktadır.

**Tablo 3:** Alternatif GARCH Modellerine ait Sonular (Geleneksel Yaklařım / Tm Dnem)

Parametreler	GARCH-M	APARCH-M	GJR-GARCH-M
<b>Getiri denklemi</b>			
Sabit terim	0.00084[0.3358]	0.00104[0.2484]	0.00099[0.2357]
Risk parametresi	-0.02019[0.7295]	-0.04649[0.4459]	-0.04310[0.4483]
<b>Varyans denklemi</b>			
Sabit terim * 10 <sup>4</sup>	0.05702*[0.0040]	0.6279[0.3731]	0.07889*[0.0030]
ARCH	0.07386*[0.0000]	0.08528*[0.0000]	0.04396*[0.0000]
GARCH	0.90806*[0.0000]	0.89758*[0.0000]	0.89043*[0.0000]
Asimetri	-	0.32471*[0.0000]	0.07617*[0.0012]
Üs	-	1.49373*[0.0000]	-
Student t	6.5053*[0.0000]	6.76266*[0.0000]	6.77874*[0.0000]
Log Likelihood	12077.529	12093.4	12091.186
AIC	-5.482075	-5.488373	-5.487823
Q <sup>2</sup> (20)	19.9699 [0.3345]	25.8937 [0.10221]	18.2687[0.4381]
	<b>FIGARCH-M</b>	<b>FIAPARCH-M</b>	<b>HYGARCH-M</b>
<b>Getiri denklemi</b>			
Sabit terim	0.00062[0.4836]	0.00079[0.3514]	0.00062[0.4836]
Risk parametresi	-0.00299[0.9596]	-0.03115[0.5900]	-0.00296[0.9600]
<b>Varyans denklemi</b>			
Sabit terim	0.19459*[0.0001]	0.55643[0.3722]	0.19251*[0.0166]
ARCH	0.11414[0.1686]	0.14786*[0.0768]	0.11356[0.1748]
GARCH	0.37253*[0.0002]	0.33389*[0.0004]	0.37063*[0.0006]
Uzun hafıza	0.32857*[0.0000]	0.26591*[0.0000]	0.32636*[0.0000]
Asimetri	-	0.41019*[0.0001]	-
Üs	-	1.76800*[0.0000]	-
Log (alfa)			0.00279[0.9676]
Student t	6.66771*[0.0000]	7.08862*[0.0000]	6.66295*[0.0000]
Log Likelihood	12086.7	12110.3	12086.7
AIC	-5.485771	-5.495601	-5.485317
Q <sup>2</sup> (20)	24.7515[0.13191]	29.7076*[0.0788]	24.7395[0.1323]

\*, \*\* sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Köşeli parantez içerisindeki deęerler olasılık deęerleridir.

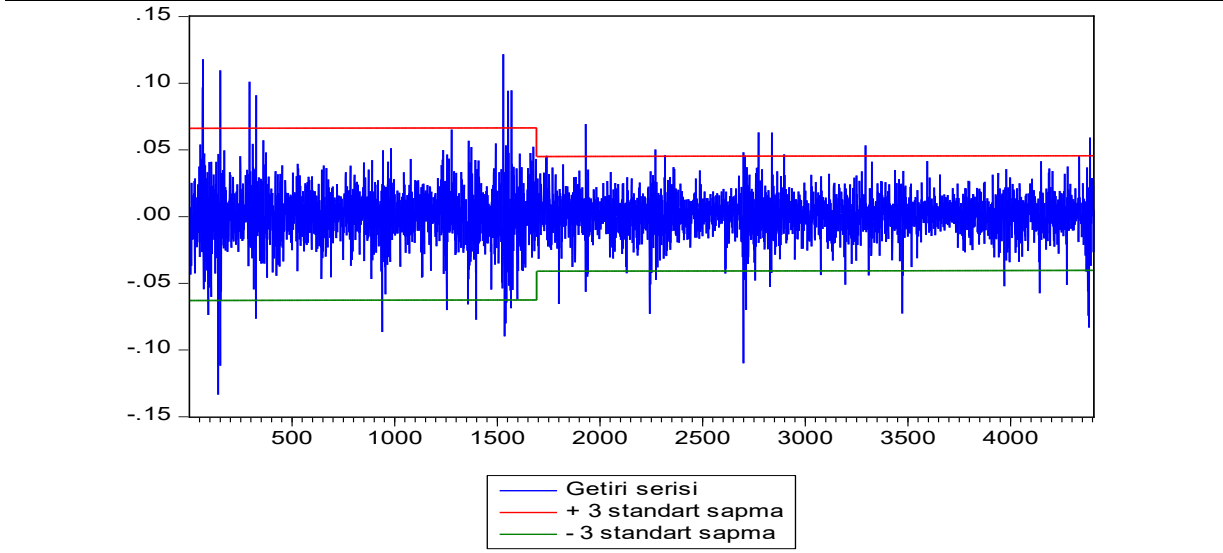
**Tablo 4:** Bai ve Perron (1998, 2003) Yapısal Kırılma Testi Sonuları

	UDmax	WDmax		
Volatilite serisi	58.1522*	58.1522*		
<b>SEQF testi sonuları</b>				
Hipotezler	Test istatistięi	Kritik deęerlerler (%5)	Kırılma sayısı	Kırılma tarihi
SupF(0 I 1)	58.1522*	8.58		
SupF(1 I 2)	8.4496	10.13	1	21. 05. 2009
SupF(2 I 3)	8.4496	11.14		
SupF(3 I 4)	5.5751	11.83		
SupF(4 I 5)	6.7450	12.25		
<b>BIC ve LWZ sonuları</b>				
Kırılma sayıları	Log-L	BIC	LWZ	Kırılma tarihi
0	25042.88	-14.20876	-14.20453	21.05.2009
<b>1</b>	25095.89	<b>-14.22902</b>	<b>-14.21632</b>	
2	25099.21	-14.22672	-14.20555	
3	25103.55	-14.22488	-14.19524	
4	25105.11	-14.22178	-14.18367	
5	25106.14	-14.21844	-14.17186	

\*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Triminaj 0.15, maksimum yapısal kırılma sayısı ise 5 olarak alınmıştır. Hata teriminin dağılımının yapısal kırılmalar arasında deęişmesine izin verilmiştir. UDmax ve WDmax test istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyindeki kritik tablo deęerleri sırasıyla 8.88 ve 9.91'dir. İtalik ve altı çizili deęerler BIC ve LWZ kriterlerce belirlenen yapısal kırılma sayısını göstermektedir.

Bu yapısal kırılma sonucunda ortaya ıkan iki farklı volatilit  d nemi g rsel olarak Őekil 3'te sunulmuřtur. Őekil 3 incelendiĐinde yapısal kırılmanın gerekleřmesinden  nceki d nemde volatilitenin daha y ksek olabileceĐi anlařılmaktadır.

**Őekil 3: BİST100 Endeksinin Volatilitesindeki Yapısal Kırılmalar**



Bu durumu netleřtirmek amacıyla 21 Mayıs 2009 tarihinden  nceki (1 AĐustos 2002-21 Mayıs 2009) ve sonraki (22 Mayıs 2009-16 Nisan 2020) d nemler iin BİST100 endeksinin ortalama standart sapma deĐerleri hesaplanmıřtır. Elde edilen bulgular yapısal deĐiřimin gerekleřmesinden  nceki d nemde ortalama standart sapma deĐerinin %2.17, sonraki d nemde ise %1.45 olduĐunu g stermektedir. Dolayısıyla, yapısal kırılmanın gerekleřmesinden  nceki d nemde genel olarak BİST100 endeksinin volatilitenin daha y ksek olduĐu, kırılmanın gerekleřmesinden sonra ise BİST100 endeksinin volatilitenin g receli olarak diĐer d neme g re daha d ř k bir seyir izlediĐi anlařılmaktadır. Bunun temel nedeninin ilk d nemde yařanan  nemli geliřmeler olduĐu d ř n lmektedir.  rneĐin T rkiye ekonomisi iin 2001 Őubat krizi sonrası d nemin bir geiř d nemi olmasının, y ksek enflasyon ile y ksek faiz d neminin bu ilk d neme tekab l etmesinin, 2003 Irak savařı ile 2007-2008 k resel finans krizinin bu ilk d nemde yařanmasının ve petrol piyasasında gerekleřen oldukça sert fiyat hareketlerinin<sup>4</sup> bu ilk d nemde ortaya ıkmasının, BİST100 endeksinin volatilitenin ikinci d neme g re daha y ksek olmasına yol amıř olabileceĐi d ř n lmektedir.

Bu tespitlerin ardından ilgili iki ayrı volatilit  d nemi dikkate alınarak t m GARCH modelleri tekrar tahmin edilmiřtir. Bu konu ile ilgili olarak daha  nce belirtilen teorik gerekeler kapsamında da BİST100 endeksinin volatilitenin g receli olarak daha y ksek olduĐu birinci d nemde risk ile getiri arasında negatif, BİST100 endeksinin volatilitenin g receli olarak daha d ř k olduĐu ikinci d nemde ise risk ile getiri arasında pozitif bir iliřki olması beklenmektedir.

Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 5 ve 6'da sunulmuřtur.  ncelikle, birinci d nem iin elde edilen bulgular incelendiĐinde, GARCH modellerinin tamamı iin risk ile getiri arasındaki iliřkinin negatif ıktıĐı ve bu iliřkinin istatistiki olarak anlamlı olmadıĐı g r lmektedir.

<sup>4</sup>  rneĐin 2008 yılının temmuz ayında petrol n varil fiyatının 147 doları g rmesi, 2008 Aralık ayında ise 32 dolara gerilemesi gibi.

**Tablo 5:** Alternatif GARCH Modellerine ait Sonular (Geleneksel Yaklařım / Yksek volatilitte dnemi)

Parametreler	GARCH-M	APARCH-M	GJR-GARCH-M
<b>Getiri denklemi</b>			
Sabit terim	0.00203[0.3148]	0.00234[0.2563]	0.00227[0.2519]
Risk parametresi	-0.07882[0.4642]	-0.10756[0.3289]	-0.10411[0.3267]
<b>Varyans denklemi</b>			
Sabit terim * 10 <sup>4</sup>	0.15655*[0.0036]	0.33416[0.7027]	0.19052*[0.0031]
ARCH	0.09496*[0.0000]	0.10033*[0.0000]	0.06218*[0.0009]
GARCH	0.87101*[0.0000]	0.85893*[0.0000]	0.85625*[0.0000]
Asimetri	-	0.21299*[0.0750]	0.07806*[0.0256]
Üs		1.85420*[0.0050]	-
Student t	7.89903*[0.0000]	8.034744*[0.0000]	8.08165*[0.0000]
Log Likelihood	4248.53	4252.56	4252.55
AIC	-5.023719	-5.026127	-5.027293
Q <sup>2</sup> (20)	23.3083 [0.17902]	25.4217[0.1137]	22.6964[0.2025]
	<b>FIGARCH-M</b>	<b>FIAPARCH-M</b>	<b>HYGARCH-M</b>
<b>Getiri denklemi</b>			
Sabit terim	0.00215[0.2515]	0.00273[0.1649]	0.00207[0.3072]
Risk parametresi	-0.08319[0.3984]	-0.12925[0.2204]	-0.07949[0.4618]
Varyans denklemi			
Sabit terim	0.29573*[0.0208]	1.97986[0.5722]	0.452780*[0.0258]
ARCH	0.08576[0.4992]	0.13413[0.2450]	0.09978[0.3820]
GARCH	0.37455*[0.0217]	0.43491*[0.0044]	0.48811*[0.0177]
Uzun hafıza	0.38523*[0.0000]	0.40417*[0.0000]	0.53021*[0.0010]
Asimetri	-	0.25096*[0.0425]	-
Üs	-	1.598800*[0.0000]	-
Log (alfa)	-	-	-0.09938[0.1184]
Student t	7.81921*[0.0000]	8.05609*[0.0000]	7.99849*[0.0000]
Log Likelihood	4247.83	4252.949	4248.589
AIC	-5.021701	-5.025399	-5.021420
Q <sup>2</sup> (20)	30.6083*[0.0319]	37.5758*[0.0044]	35.2803*[0.0087]

\*,\*\* sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık dzeyini gstermektedir. Kşeli parantez ierisindeki deęerler olasılık deęerleridir.

İkinci dnem iin elde edilen bulgular incelendięinde ise GARCH modellerinin tamamı iin risk ile getiri arasındaki iliřkinin pozitif ıktıęı fakat bu iliřkinin %10 anlamlılık dzeyinde bile istatistiki olarak anlamlı olmadığı grlmektedir. Sabit terim parametreleri ise teorik beklentilerle uyumlu bir řekilde her durumda sıfıra olduka yakın deęerler almakta ve istatistiki olarak anlamlı ıkmamaktadır.

BİST100 endeksinin volatilitte dzeyine baęlı olarak risk ile getiri arasındaki iliřkinin iřaretinin deęiřmesi ise řu řekilde aıklanabilir: Trkiye ekonomisinde iktisadi ve finansal sorunların yařandığı dnemlerde bařta BİST100 endeksi olmak zere eřitli finansal varlıkların volatilitesi artmaktadır. Artan volatilitte (risk) Trkiye ekonomisinden fon ıkıřına, Trk Lirası'nın deęer kaybetmesine ve faiz oranlarının artmasına yol aabilmektedir. Bu tr bir konjonktr de ekonomik byme oranlarını negatif etkileyerek, hisse senedi getirilerinin dřmesine sebep olabilmektedir. Hisse senedi getirileri dřerken faiz oranlarının artması gerekleřen piyasa risk priminin negatif olmasına yol aabildięinden yatırımcılar hisse senedi piyasaları yerine faiz oranlarından yararlanmaya ynelebilmektedir. Bu nedenle de bu tr dnemlerde risk ile getiri arasında negatif bir iliřki ortaya ıkabilmektedir. Volatilitenin greceli olarak daha dřük olduęu dnemlerde ise faiz oranları dřerken, ekonomik byme oranları ykselmektedir. Bu da hisse senedi piyasalarının deęer kazanacağı beklentisi ile yatırımcıları hisse senedi piyasalarına ynlendirmektedir. Bu tr geliřmeler de risk ile getiri arasında pozitif bir iliřkinin ortaya ıkması sonucunu doęurmaktadır.

**Tablo 6 :** Alternatif GARCH Modellerine ait Sonular (Geleneksel Yaklařım / Düşük volatilitte dönemi)

Parametreler	GARCH-M	APARCH-M	GJR-GARCH-M
<b>Getiri denklemi</b>			
Sabit terim	-0.00017[0.9131]	0.00032[0.7852]	0.00025[0.8491]
Risk parametresi	0.05353[0.6436]	0.00023[0.9980]	0.00678[0.9468]
<b>Varyans denklemi</b>			
Sabit terim * 10 <sup>4</sup>	0.06188[0.1965]	1.1400[0.3428]	0.12552*[0.0120]
ARCH	0.05670*[0.0127]	0.05209*[0.0253]	0.00398[0.6901]
GARCH	0.91429*[0.0000]	0.8630*[0.0363]	0.8701*[0.0000]
Asimetri	-	0.8819*[0.0000]	0.11889*[0.0010]
Üs		1.4725*[0.0000]	-
Student t	5.87948*[0.0000]	6.45970*[0.0000]	6.4445*[0.0000]
Log Likelihood	7843.401	7863.855	7862.585
AIC	-5.773408	-5.787002	-5.786803
Q <sup>2</sup> (20)	22.5415[0.2088]	22.634[0.3070]	20.2634[0.3182]
	<b>FIGARCH-M</b>	<b>FIAPARCH-M</b>	<b>HYGARCH-M</b>
<b>Getiri denklemi</b>			
Sabit terim	-0.00015[0.9225]	-0.000079[0.9456]	-0.00016[0.9191]
Risk parametresi	0.05491[0.6299]	0.02796[0.7534]	0.05549[0.6287]
<b>Varyans denklemi</b>			
Sabit terim	0.28406*[0.0091]	0.134191[0.1508]	0.30092*[0.0368]
ARCH	0.07094[0.5696]	0.18333[0.1229]	0.07699[0.5385]
GARCH	0.27840*[0.0608]	0.33369*[0.0110]	0.29372*[0.0727]
Uzun hafıza	0.25551*[0.0000]	0.21474*[0.0000]	0.27405*[0.0083]
Asimetri	-	0.97638*[0.0000]	-
Üs	-	1.10604*[0.0000]	-
Log (alfa)			-0.03512[0.8377]
Student t	5.93657*[0.0000]	6.52901*[0.0000]	5.94998*[0.0000]
Log Likelihood	7846.833	7872.935	7846.846
AIC	-5.775199	-5.792954	-5.774472
Q <sup>2</sup> (20)	21.1785[0.2705]	25.0009[0.12489]	21.1295[0.2729]

\*,\*\* sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içerisindeki deęerler olasılık deęerleridir.

Bu analizler kapsamında elde edilen bulgular risk ile getiri arasındaki iliřkinin geleneksel yaklařım ile incelenmesinde teorik olarak beklenen sonucun elde edilmemesinin nedeninin BİST100 endeksindeki alternatif volatilitte dönemlerinin dikkate alınmaması olmadıęı sonucuna iřaret etmektedir.

alıřmada son olarak risk ile getiri arasındaki iliřkinin analizinde alternatif yaklařımdan yararlanılmıřtır. Bu kapsamda elde edilen bulgular Tablo 7’de sunulmuřtur.



**Tablo 7 : Alternatif GARCH Modellerine Ait Sonular (Alternatif Yaklařım)**

Parametreler	GARCH-M	APARCH-M	GJR-GARCH-M
<b>Getiri denklemi</b>			
Sabit terim	0.00036[0.4634]	0.00063[0.1825]	0.00062[0.2065]
Risk parametresi ( $\zeta_1 > 0$ )	0.60889*[0.0000]	0.58898*[0.0000]	0.59267*[0.0000]
Risk parametresi ( $\zeta_2 < 0$ )	-0.65671*[0.0000]	-0.68016*[0.0000]	-0.68121*[0.0000]
<b>Varyans denklemi</b>			
Sabit terim * 10 <sup>4</sup>	0.02432*[0.0020]	0.36700[0.3181]	0.02982*[0.0046]
ARCH	0.05046*[0.0000]	0.06882*[0.0000]	0.03499*[0.0000]
GARCH	0.93102*[0.0000]	0.92274*[0.0000]	0.92029*[0.0000]
Asimetri	-	0.24595*[0.0000]	0.04119*[0.0116]
Üs		1.42687*[0.0000]	-
Student t	3.84343*[0.0000]	3.89827*[0.0000]	3.90836
Log Likelihood	14195.2	14215.79	14210.649
AIC	-6.443321	-6.451768	-6.449886
Q <sup>2</sup> (20)	14.9523[0.6652]	17.936[0.592]	12.9432[0.7949]
	<b>FIGARCH-M</b>	<b>FIAPARCH-M</b>	<b>HYGARCH-M</b>
<b>Getiri denklemi</b>			
Sabit terim	0.00027[0.5848]	0.0006[0.3291]	0.00027[0.5846]
Risk parametresi ( $\zeta_1 > 0$ )	0.620415*[0.0000]	0.60961*[0.0000]	0.62029*[0.0000]
Risk parametresi ( $\zeta_2 < 0$ )	-0.65536*[0.0000]	-0.67830*[0.0000]	-0.65516*[0.0000]
<b>Varyans denklemi</b>			
Sabit terim	0.12710*[0.0014]	0.33432[0.2066]	0.12163*[0.0048]
ARCH	0.18862[0.11460]	0.23686*[0.0030]	0.18070[0.1502]
GARCH	0.36808*[0.0041]	0.43249*[0.0000]	0.35025*[0.0135]
Uzun hafıza	0.25486*[0.0000]	0.26788*[0.0000]	0.23636*[0.0003]
Asimetri	-	0.31825*[0.0001]	-
Üs	-	1.76736*[0.0000]	-
Log (alfa)			0.03695[0.7583]
Student t	3.97209*[0.0000]	4.06560*[0.0000]	3.95438*[0.0000]
Log Likelihood	14209.803	14239.9	14209.8
AIC	-6.449502	-6.462261	-6.449067
Q <sup>2</sup> (20)	18.0742[0.4508]	20.4282[0.3092]	18.1415[0.4464]

\*, \*\*, sırasıyla %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. Parantez içerisindeki deęerler olasılık deęerleridir.

Bulgular incelendiğinde altı farklı GARCH modelinin tamamında gerekleşen piyasa risk priminin pozitif olduęu dönemlerde teorik beklentilerle uyumlu bir şekilde risk ile getiri arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduęu sonucuna ulařıldıęı gözlemlenmektedir. Gerekleşen piyasa risk priminin negatif olduęu dönemlerde ise yine teorik beklentilerle uyumlu bir şekilde risk ile getiri arasında negatif ve istatistiki olarak anlamlı bir ilişki olduęu sonucuna ulařılmaktadır. Dolayısıyla, tüm bu analizler risk ile getiri arasında teorik beklentilerle uyumlu bir ilişkinin beklenen düzeyde bulunamamasının temel nedeninin gerekleşen piyasa risk priminin belli dönemlerde negatif olabileceęi gereęinin analizlerde dikkate alınmaması olabileceęi anlamına gelmektedir.

### 5.3. Ařırı Tepki Hipotezinin Sınanması

alıřmada ařırı tepki hipotezinin Türk hisse senedi piyasaları için geerli olup olmadıęı da incelenmiştir. Bu kapsamdaki bulgular Tablo 8’de sunulmuştur. Bulgular incelendiğinde  $H_0: \zeta_1 + \zeta_2 = 0$  hipotezinin hiçbir durumda reddedilemedięi görülmektedir. Bu bulgu ařırı tepki hipotezinin Türk hisse senedi piyasaları için geerli olmadıęı anlamına gelmektedir. Dolayısıyla, piyasa dönük bilgi akışına Türk hisse senedi piyasalarındaki yatırımcıların sistematik bir şekilde ařırı tepki vermedięi, bu nedenle de ařırı tepki hipotezine dayalı kısa vadeli yatırım stratejilerinin piyasa getirisinin üzerinde bir getiri oranı sunamayabileceęi ifade edilebilir. Bu bulgu dięerlerinin yanı sıra Akko ve Özkan (2013) ile Dizdarlar ve Can’ın (2017) alıřmalarında elde ettikleri bulgular ile de uyumludur.

**Tablo 8: Ařırı Tepki Hipotezinin Sınanması**

Modeller	$H_0: \zeta_1 + \zeta_2 = 0$
GARCH-M	0.5188[0.4714]
GJR-GARCH-M	1.8648[0.1721]
APARCH-M	2.1134[0.1461]
FIGARCH-M	0.4859[0.4860]
FIAPARCH-M	2.4773[0.1156]
HYGARCH-M	0.2705[0.6030]

\*, %5 anlamlılık düzeyini göstermektedir.  $H_0$  hipotezlerinin sınanması ile ilgili olarak verilen deęerler Wald testine ait F istatistikleridir. Parantez ierisindeki deęerler olasılık deęerleridir.

Tüm bu analizler kapsamında son olarak řu husus da belirtilmelidir ki bu aşamaya kadar yapılan tüm analizlerde riski temsilen alternatif GARCH modelleri tarafından üretilen standart sapma parametrelerinden yararlanılmıştır. Fakat, literatürdeki benzer alıřmalarda riski temsilen varyans parametresinin ( $\sigma_t^2$ ) de kullanıldığı bilinmektedir. Bu nedenle farklı yaklaşımlara karşı direnli (robust) sonuçlar elde edebilmek ve bu aşamaya kadar elde edilen bulguların güvenilirliğini arttırabilmek amacıyla alıřmada riski temsilen alternatif GARCH modelleri tarafından üretilen varyans deęerleri dikkate alınarak, bu aşamaya kadarki tüm analizler tekrar edilmiştir. Bu kapsamda elde edilen bulguların da bu aşamaya kadar belirtilen bulgularla benzer olduęu görülmüřtür <sup>5</sup>.

#### 5.4. Gerekleşen Piyasa Risk Priminin Volatilite Dinamiklerinin İncelenmesi

Bu aşamaya kadar alıřmanın ana konularını oluřturmaları nedeniyle risk ile getiri arasındaki iliřkinin incelenmesi ve ařırı tepki hipotezinin geerlilięinin sınanması konularına odaklanılmıştır. Bu analizler yapılırken de 6 farklı GARCH modeli toplamda 24 defa  $r_t$  deęişkenine uygulanmıştır. Bu nedenle doğrudan bu alıřmanın konusu olmamakla birlikte; alıřmanın bu bölümünde GARCH modellerinin gerekleşen piyasa risk priminin volatilitte dinamikleri konusunda sunduęu bulgulara da kısaca deęinilmiştir.

Bu kapsamda Tablo 3, 5, 6 ve 7'deki modellerin varyans denklemlerine bakıldığında GARCH, asimetrik tepki, uzun hafıza, üs ve Student t daęılım parametrelerinin her durumda pozitif deęerler aldıkları ve istatistiki olarak anlamlı çıktıkları görülmektedir. Ayrıca standart GARCH modelinde ARCH ve GARCH parametrelerinin toplamının birden küçük ama bire oldukça yakın deęerler aldıkları anlaşılmaktadır. Bu bulgular,  $r_t$  deęişkeni için volatilitte kalıcılıęının söz konusu olduęu bir dięer ifade ile  $r_t$  deęişkeninin volatilitesinde meydana gelen bir řokun etkisinin uzun süre sistem ierisinde kalabildięi, negatif volatilitte řoklarının şartlı varyans üzerindeki etkisinin aynı büyüklükteki pozitif řoklara göre daha fazla olduęu, üs parametresine (2 rakamı gibi) bir kısmın girilmesine gerek olmayabileceęi ve Student t daęılımının standart normal daęılıma göre daha uygun bir daęılım varsayımı olabileceęi anlamına gelmektedir.

Fakat, HYGARCH parametresine ait Log (alfa) deęerinin her durumda, ARCH parametresinin ise bazı durumlarda istatistiki olarak anlamlı olmayan deęerlere sahip oldukları anlaşılmaktadır<sup>6</sup>. Ayrıca deęişen varyans sorununun sınanması amacıyla kullanılan Ljung-Box  $Q^2(k)$  test istatistięi de %5 anlamlılık düzeyinde sadece FIGARCH, FIAPARCH ve HYGARCH modellerinin BİST100 endeksindeki yüksek volatilitte dönemi dikkate alınarak uygulandıkları durumda deęişen varyans sorunun giderilemedięini göstermektedir.

Literatürdeki benzer alıřmalara bakıldığında bazı katsayıların istatistiki olarak anlamlı ıkkmamasının ve yüksek volatilitte dönemlerinde deęişen varyans sorununun söz konusu olmasının oldukça yaygın bir durum olduęu görülmektedir. Bu nedenle bu alandaki literatürün GARCH modellerinin varyans denklemlerindeki katsayıların her durumda anlamlı ıkmasına ve her durumda deęişen varyans sorunun giderilmesine odaklanmadığı, hatta çoęu durumda bu alandaki literatürün deęişen varyans testi gibi diagnostik testlere bile yer vermedięi görülmektedir (Örneęin bakınız: Morley ve Thomas, 2011; Glosten vd., 1993; Park, 2009; Cheng ve Jahan-Parvar, 2014; Liu vd., 2016; Liu, 2019). Çünkü, bu alandaki literatürün ana konusunu risk parametresini temsilen kullanılan standart sapma veya varyans parametresinin finansal zaman serilerinin sahip olduęu çeřitli karakteristik özellikleri dikkate alarak tahmin edilmesi oluřturmaktadır. Bir dięer ifadeyle literatürdeki genel uygulamalara bakıldığında, bu tür analizlerde asimetrik tepki, uzun hafıza, kalın kuyruk (fat-tail) daęılımı ile volatilitenin zamanla deęişiyor olması gibi özellikleri dikkate alarak risk parametresinin hesaplanabilmesinin ve GARCH-M model yapısı çerevesinde

<sup>5</sup> Sadelik saęlamak amacıyla bulgular burada gösterilememiřtir. Yazardan talep edilmesi halinde temin edilebilir.

<sup>6</sup> Log (alfa) parametresinin istatistiki olarak anlamlı ıkkmaması literatürde kovaryans duraęanlığı ile iliřkilendirilmektedir (Örneęin bakınız: Aloui ve Mabrouk, 2010).

risk ile getiri arasındaki şartlı (conditional) iliřkinin eř-zamanlı olarak analiz edilmesinin önemli olduđu anlařılmaktadır.

## 6. Deđerlendirme ve Sonu

Risk ile getiri arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir iliřki olduđu varsayımı finans bilim dalının en temel varsayımlarından biri olarak kabul edilmektedir. Bu nedenle birok temel finans teorisinin altyapısı risk ile getiri arasında pozitif ve istatistiki olarak anlamlı bir iliřki olduđu varsayımına dayanmaktadır. Fakat, ampirik analizlerin bu varsayımı yeterince desteklemediđi, hatta beklenenin aksine olduka yaygın bir Őekilde risk ile getiri arasında negatif ve / veya istatistiki olarak anlamlı olmayan bir iliřki olduđu sonucuna iřaret ettikleri grlmektedir. Bu nedenle bu alıřmada FIAPARCH-M, HYGARCH-M, FIGARCH-M, APARCH-M, GJR-GARCH-M ve GARCH-M modellerinden oluřan 6 farklı GARCH modeli dikkate alınarak risk ile getiri arasındaki iliřki hem geleneksel yaklařım hem de Pettengill vd. (1995) tarafından tavsiye edilen alternatif yaklařım ile incelenmiřtir. Literatrdeki farklı yaklařımlar kapsamında geleneksel yaklařım, BİST100 endeksinin volatilitenin greceli olarak dřk olduđu dnem ile yksek olduđu dnem dikkate alınarak ayrı ayrı da uygulanmıřtır. Bu dnemlerin belirlenmesinde volatilitedeki oklu yapısal kırılmaları dikkate alabilen Bai ve Perron (1998, 2003) testinden yararlanılmıřtır. alıřmada alternatif yaklařımın sunduđu ilave imkanlara bađlı olarak ařırı tepki hipotezinin Trk hisse senedi piyasaları iin geerli olup olmadıđı da incelenmiřtir.

Geleneksel yaklařıma dayalı bulgular literatrn geneli ile uyumlu olacak Őekilde risk ile getiri arasında negatif ve istatistiki olarak anlamlı olmayan bir iliřki olduđu sonucuna iřaret etmektedir. BİST100 endeksinin volatilitenin greceli olarak dřk ve yksek olduđu dnemler ayrı ayrı dikkate alındıđında ise volatilitenin greceli olarak yksek olduđu dnem iin risk ile getiri arasında negatif, volatilitenin greceli olarak dřk olduđu dnem iinse risk ile getiri arasında pozitif bir iliřki olduđu, fakat teorik beklentilerin aksine bu iliřkilerin istatistiki olarak anlamlı olmadıđı anlařılmaktadır. Alternatif yaklařıma dayalı olarak elde edilen bulgular ise her durumda risk ile getiri arasında teorik beklentilerle uyumlu bir iliřki olduđu sonucuna iřaret etmektedir. Bu bulgular literatrde risk ile getiri arasında teorik beklentilerle uyumlu bir iliřki olduđu sonucuna yeterince gl bir Őekilde ulařılmamasının, gerekleřen piyasa risk priminin negatif olduđu dnemler ile pozitif olduđu dnemlerin ayrı ayrı dikkate alınmamıř olmasından kaynaklanmış olabileceđi anlamına gelmektedir.

Risk ile getiri arasında teorik beklentilerle uyumlu bir iliřki olduđu sonucuna ulařılmasının uygulamaya dnk önemli bilgiler ierdiđi dřnlmektedir. ncelikle bu bulgular kapsamında, CAPM, APT ve 3 faktrl Fama-French (1992) modeli gibi temel finansal varlık fiyatlama modellerinin temel varsayımlarının geerli olduđu ifade edilebilir. Nitekim bu modeller hisse senetlerinin az deđerli veya ok deđerli oldukları konuda fikir vermekte ve bu nedenle de hisse senedi alım satım stratejileri aısından teorik olarak önemli modeller olarak deđerlendirilmektedirler. Ayrıca, yatırımcıların portfy tercihlerinin Őekillenmesinin aısından da mevcut bulguların önemli olduđu dřnlmektedir. nk Markowitz'in (1952) modern portfy teorisine dayalı portfy optimizasyonları ve portfy performanslarının deđerlendirilmesinde sıklıkla kullanılan Sharpe ve Treynor rasyoları gibi birok kriterin teorik altyapısı risk ile getiri arasında teorik beklentilerle uyumlu bir iliřki olduđu varsayımına dayanmaktadır. Bunun yanı sıra alıřma bulgularının Őirketlerin hisse senedi ihra ederek elde edecekleri fonların maliyetinin dođru bir Őekilde hesaplanabilmesi ve eřitli yatırım projelerinin karlılıđının etkin bir Őekilde analiz edilebilmesi aısından da olduka önemli olduđu dřnlmektedir. nk, Hundal vd. (2019) tarafından ifade edildiđi gibi Őirketlerin hisse senedi ihra ederek elde ettikleri fonların maliyeti yatırım projelerinin analizinde bir iskonto faktr olarak da kullanılmaktadır. Őirketlerin bu tr yatırım projelerini etkin bir Őekilde deđerleyebilmeleri ve bu projelerinden beklenen faydayı elde edebilmeleri iin bu iskonto faktrnn ve buna bađlı olarak hesaplanan ađırlıklı ortalama kaynak maliyetinin dođru bir Őekilde hesaplanması gerekmektedir. Gerek literatrdeki gerekse pratik hayattaki bu tr analizlerde de CAPM tarzı modellerden yaygın bir Őekilde yararlanıldıđı bilinmektedir.

Belirtilen bu hususların yanı sıra alternatif yaklařım erevesinde risk ile getiri arasında teorik beklentilerle uyumlu bir iliřki olduđu sonucuna ulařılması aslında risk ile getiri arasındaki iliřkinin tek tip / her kořulda aynı olan bir iliřki olmadıđı, bu iliřkinin piyasa kořullarına gre deđiřen şartlı bir iliřki olduđu anlamına gelmektedir. Nitekim, yatırımcıların fiyatlama davranıřlarının iinde bulunan konjonktre gre deđiřebileceđi olgusunun BİST100 endeksinin volatilitenin greceli olarak yksek olduđu dnemler ile dřk olduđu dnemler iin elde edilen risk katsayılarının farklı iřaretlere sahip olması nedeniyle geleneksel yaklařım erevesinde de desteklendiđi ifade edilebilir.

Fakat, daha da nemlisi, literatrdeki farklı ekonometrik yaklařımlara dayalı alıřmaların da piyasa dinamiklerinin, volatilit dzeyinin ve gerekleřen getiri oranı ile yatırımcıların hedeflediđi getiri oranı arasındaki farkın; yatırımcıların riski algılama, riske katlanma veya riskten kaınma ynndeki tercihlerini etkilediđi, bunun da risk ile getiri arasındaki iliřkinin yn ve byklđ üzerinde etkili olabileceđi giderek daha yaygın bir Őekilde ifade edilmektedir (rneđin bakınız: Fifield vd., 2020; Liu, 2019; Sinha, 1994). Dolayısıyla bu durumun Trk hisse senedi piyasaları iin de geerli olduđu sonucuna ulařılmasının yatırımcıların finansal varlıkları fiyatlama

davranıřlarının ve risk ile getiri arasındaki iliřkinin daha iyi anlařılabilmesi ve buradan hareketle yatırım kararlarının etkinlięinin arttırılabilmesi aısından da önemli olduęu dūřunılmaktadır.

Belirtilen bu bulgulara ilaveten alıřma kapsamında elde edilen bulgular Trk hisse senedi piyasaları iin ařırı tepki hipotezinin geerli olmadığı sonucuna da iřaret etmektedir. Trk hisse senedi piyasaları iin ařırı tepki hipotezinin geerli olmadığı sonucuna ulařılması da uygulamaya dnk kısa vadeli yatırım stratejileri aısından önemli bilgiler sunmaktadır. rneęin, bu bulgu ařırı tepki hipotezine dayalı kısa vadeli yatırım stratejileri ile piyasa getirisinin zerinde bir getiri elde edilemeyeceęi anlamına gelmektedir. Dolayısıyla piyasaya dnk bilgi akıřı sonrasında fiyatı dūřen hisselerin dzeltme hareketi ile fiyatlarının daha sonra artacaęı beklentisiyle nceden alınmasına dayanan bir yatırım stratejisinin beklenen getiri oranlarını sunamayabileceęi anlařılmaktadır.

Bu alanda ulusal yazında yapılabilecek daha sonraki alıřmalarda alternatif yaklařıma dayalı olarak CAPM modelinin kullanılabileceęi, bylece sektrel ve hatta hisse bazlı analizlerin yapılabileceęi dūřunılmaktadır. Bu tr analizlerin de Trk hisse senedi piyasalarında geerli olan risk-getiri iliřkisinin daha spesifik bir řekilde incelenbilmesine ve konunun daha iyi anlařılabilmesine katkı saęlayacaęı dūřunılmaktadır.

## Kaynaka

ABDENNADHER, E. ve HALLARA, S. (2018). Structural Breaks and Stock Market Volatility in Emerging Countries. *International Journal of Business and Risk Management*, 1(1): 9-16.

AKAR, C. (2007). İktisadi Krizlerin ve Takvimsel Faktrlerin Bireysel Hisse Senetlerinin Getirisi ve Volatilitesi zerindeki Etkileri. *İktisat İřletme ve Finans*, 22 (253): 115-132.

AKKO, S. ve ZKAN, N. (2013). An Empirical Investigation of the Uncertain Information Hypothesis: Evidence from Borsa İstanbul. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 7 (2): 101-119.

ALOUİ, C. ve MABROUK, S. (2010). Value-at-risk Estimations of Energy Commodities via Long-Memory, Asymmetry and Fat-Tailed GARCH Models. *Energy Policy*, 38, 2326-2339.

ANG, A., HODRICK, R., XING Y. ve ZHANG X. (2008). High Idiosyncratic Volatility and Low Returns: International and Further U.S. Evidence. *Journal of Financial Economics*, 91 (1):1-23.

ARSHANAPALLI, B., FABOZZI, F.J. ve NELSON, W. (2013). The Role of Jump Dynamics in the Risk–Return Relationship. *International Review of Financial Analysis*, 29: 212-218.

BADSHAH, I., FRIJNS,B., KNIF, J. ve TOURANI-RAD, A. (2016). Asymmetries of the Intraday Return-Volatility Relation. *International Review of Financial Analysis*, 48: 182-192.

BAI, J. ve PERRON, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66: 47-78.

BAI, J. ve PERRON, P. (2003). Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models. *Journal of Applied Econometrics*, 18: 1–22.

BAILLIE, R.T., BOLLERSLEV, T. ve MIKKELSEN, H.O. (1996). Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 73: 3–20.

BALI, T.G. (2008). The Intertemporal Relation Between Expected Returns and Risk. *Journal of Financial Economics*, 87: 101–131.

BENTES, S.R. (2015). Forecasting Volatility in Gold Returns under the GARCH, IGARCH and FIGARCH Frameworks: New Evidence. *Physica A*, 438: 355–364.

BOLLERSLEV, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31: 307–327.

CHAN, K.C., KAROLYI, G.A. ve STULZ, R.M. (1992). Global Financial Markets and Risk Premium on US Equity. *Journal of Financial Economics*, 32 (2): 137-167.

CHEN, N.-F., ROLL, R. ve ROSS, S.A. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business*, 59, 383–403.

- CHENG, A-R. ve JAHAN-PARVAR, M.R. (2014). Risk-Return Trade-off in the Pacific Basin Equity Markets. *Emerging Markets Review*, 18: 123-140.
- CHIANG, T.C., LI, H. ve ZHENG, D. (2015). The Intertemporal Risk-Return Relationship: Evidence from International Markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 39: 156-180.
- CHOUDHRY, T. (1996). Stock Market Volatility and The Crash of 1987: Evidence From Six Emerging Markets. *Journal of International Money and Finance*, 15: 969-981.
- CHRISTENSEN, B. J., NIELSEN, M. Ø. ve ZHU, J. (2015). The Impact of Financial Crises on the Risk-Return Trade-off and the Leverage Effect. *Economic Modelling*, 49: 407-418.
- COX, J. ve ROSS, S. (1976). The Valuation of Options for Alternative Stochastic Process. *Journal of Financial Economics*, 3: 145-166.
- CROMBEZ, J. ve VENNET, R. V. (1997). The Performance of Conditional Betas on the Brussels Stock Exchange. *Working Paper, Department Of Financial Economics, University Of Gent*.
- ÇOMAK, A. (2009). Sermaye Varlıkları Fiyatlama Modeli Çerçevesinde Risk Getiri İlişkisi ve İMKB'ye Bir Uygulama. *Marmara Üniversitesi Yüksek Lisans Tezi*, <https://katalog.marmara.edu.tr/eyayin/tez/T0061630.pdf>.
- DAVIDSON, J. (2004). Moment and Memory Properties of Linear Conditional Heteroscedasticity Models, and A New Model. *Journal of Business & Economic Statistics*, 22: 16-29.
- DE BONDT, W. ve THALER, R. (1985). Does The Stock Market Overreact ?. *The Journal of Finance*, 40 (3): 793-805.
- DICKEY, D. ve FULLER, W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74: 427-431.
- DING, Z., GRANGER, C. W. J. ve ENGLE, R. F. (1993). A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model. *Journal of Empirical Finance*, 1: 83-106.
- DIZDARLAR, H.I. ve CAN, R. (2017). Aşırı Tepki Hipotezinin Geçerliliğinin Test Edilmesi: Borsa İstanbul Üzerine Bir Araştırma. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, 16. UİK Özel Sayısı: 815-832.
- ENGLE, R.F, LILIEN, D.M ve ROBINS, R.P. (1987). Estimating Time Varying Risk Premia in The Term Structure: the ARCH-M Model. *Econometrica*, 55: 391-407.
- ESTEVE, V., IBANEZ-NAVARRO, M. ve PRATS, M. (2013). The Spanish Term Structure of Interest Rates Revisited: Cointegration with Multiple Structural Breaks, 1974-2010. *International Review of Economics and Finance*, 25: 24-34.
- FAFF, R. (2001). A Multivariate Test of a Dual Beta CAPM: Australian Evidence. *Financial Review*, 36: 157-174.
- FAMA, E. ve FRENCH, K. (1992). The Cross-Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance*, 47: 427-465.
- FAMA, E. ve MACBETH, J. (1973). Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*, 81: 607-636.
- FAMA, E.F. ve SCHWERTZ, G.W. (1977). Asset Returns and Inflation. *Journal of Financial Economics*, 5: 115-146.
- FIFIELD, S.,G., M., MCMILLAN, D.G. ve MCMILLAN, F., J. (2020). Is There a Risk and Return Relation?. *The European Journal of Finance*, 26 (11): 1075- 1101.
- FLETCHER, J. (1997). An Examination of the Cross-Sectional Relationship of the Beta and Return: UK Evidence. *Journal of Economics and Business*, 49: 211-221.
- FLETCHER, J. (2000). On the Conditional Relationship Between Beta and Return in International Stock Returns. *International Review of Financial Analysis*, 9 (3): 235-245.

- GEMİCİ, E. ve CİHANGİR, M. (2018). Borsa İstanbul Pay Piyasasında Aşırı Tepki. *Ordu Üniversitesi Sosyal Bilimler Arařtırmaları Dergisi*, 8(2): 289-298.
- GEWEKE, J. ve PORTER-HUDAK, S. (1983). The Estimation and Application of Long Memory Time Series Models. *Journal of Time Series Analysis* 4 (4): 221–238.
- GHYSELS, E., SANTA-CLARA, P. ve VALKANOV, R. (2005). There is A Risk-Return Trade-off After All. *Journal of Financial Economics*, 76 (3): 509-548.
- GIRARD, E., RAHMAN, H. ve ZAHER, T. (2001). Intertemporal Risk-Return Relationship in the Asian Markets around The Asian Crisis. *Financial Services Review*, 10: 249-272.
- GLOSTEN, L.R., JAGANNATHAN, R. ve RUNKLE, D.E. (1993). On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks. *Journal of Finance*, 48: 1779–1801.
- GÜRSAKAL, S. (2011). GARCH Modelleri ve Varyans Kırılması: İMKB Örneđi. *Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 20 (3): 161-178.
- HAN, L. (2013). Understanding the Puzzling Risk-Return Relationship for Housing. *The Review of Financial Studies*, 26 (4): 877-928.
- HATİPOĞLU, M. ve UÇKUN, N. (2017). Gelişmekte Olan Ülke Borsalarında Risk ve Getiri İlişkisi: 2008 Küresel Kriz Örneđi. *Journal of Yaşar University*, 12 (46): 113-122.
- HE, J. ve NG, L.K. (1994). Economic Forces, Fundamental Variables, and Equity Returns. *The Journal of Business*, 67 (4): 599-609.
- HODOSHIMA, J., GARZA-GÓMEZ, X. ve KUNIMURA, M. (2000). Cross-Sectional Regression Analysis of Return and Beta in Japan. *Journal of Economics and Business*, 52: 513-533.
- HUA, X., SUN, L. ve WANG, T. (2016). Impact of Exchange Rate Regime Reform on Asset Returns in China. *The European Journal of Finance*, 21(2): 147-171.
- HUANG, P. ve HUENG, C.J. (2008). Conditional Risk–Return Relationship in a Time-Varying Beta Model. *Quantitative Finance*, 8(4): 381-390.
- HUNDAL, S., ESKOLA, A. ve TUAN, D. (2019). Risk-Return Relationship in the Finnish Stock Market in the Light of Capital Asset Pricing Model (CAPM). *Journal of Transnational Management*, 24 (4): 305-322.
- HUNG, D. C., MARK, S. ve XU, X. (2004). CAPM, Higher Co-moment and Factor Models of UK Stock Returns. *Journal of Business Finance and Accounting*, 31: 87-112.
- INCLÁN, C. ve TIAO, G. C. (1994). Use Of Cumulative Sums of Squares for Retrospective Detection of Changes of Variance. *Journal of the American Statistical Association*, 89 (427): 913–923.
- JENSEN, M.B. ve LUNDE, A. (2001). The NIG-S&ARCH model: A Fat-tailed, Stochastic and Autoregressive Conditional Heteroskedastic Volatility Model. *The Econometrics Journal*, 4 (2): 319-342.
- JUNG, R.C. ve MADERITSCH, R. (2014). Structural Breaks in Volatility Spillovers Between International Financial Markets : Contagion or Mere Interdependence ?. *Journal of Banking and Finance*, 47: 331-342.
- KANG, S.H., KANG, S-M. ve YOON, S-M. (2009). Forecasting Volatility of Crude Oil Markets. *Energy Economics*, 31: 119–125.
- KAYALIDERE, K. ve AKTAŞ, H. (2012). Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsasında Risk-Getiri Etkileşimi ve Haftanın Günleri Etkisinin İncelenmesi. *Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi*, 17 (3): 321-338.
- KIM, S-W. ve LEE, B-S. (2007). Stock Returns, Asymmetric Volatility, Risk Aversion, And Business Cycle: Some New Evidence. *Economic Inquiry*, 46 (2): 131-148.
- KINNUNEN, J. (2014). Risk-Return Trade-off in the Stock Exchange of Thailand: New Evidence. *Asian Social Science*, 7 (7):115-123.

- KOOPMAN, S.J. ve USPENSKY, E.H. (2002). The Stochastic Volatility-in-Mean Model: Empirical Evidence from International Stock Markets. *Journal of Applied Economics*, 17(6): 667-689.
- KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P.C.W., SCHMIDT, P. ve SHİN, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of Unit Root: How Sure are We That Economic Time Series Have a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54: 159–178.
- LAKONISHOK, J. ve SHAPIRO, A. C. (1986). Systematic Risk, Total Risk, and Size as Determinants of Stock Market Returns. *Journal of Banking and Finance*, 10: 115- 132.
- LEE, C.F., CHEN,G. ve RUI, O.M. (2001). Stock Return and Volatility on China’s Stock Market. *Journal of Financial Research*, 24 (4): 523-543.
- LEÓN, Á., NAVE, J.M. ve RUBİO,G. (2007). The Relationship Between Risk and Expected Return in Europe. *Journal of Banking & Finance*, 31 (2): 495-512.
- LI, Q., YANG, J., HSIAO, C. ve CHANG, Y-J. (2005). The Relationship Between Stock Returns and Volatility in International Stock Markets. *Journal of Empirical Finance*, 12: 650-665.
- LIN, S.L. (2008). Conditional Risk and Return in Asian Emerging Markets: Evidence from the Banking Sector. *Applied Economics*, 40, 3173-3183.
- LINTNER, J. (1965). The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. *Review of Economics and Statistics* 47: 13–37.
- LIU J., WU, S. ve ZIDEK, J.V. (1997). On Segmented Multivariate Regressions. *Statistica Sinica*, 7: 497–525.
- LIU, H., SHEN, S., WANG, T. ve HUANG, Z. (2016). Revisiting the Risk-Return Relation in the Chinese Stock Market: Decomposition of Risk Premium and Volatility Feedback Effect. *China Economic Journal*, 9 (2): 140-153.
- LIU, J. (2019). Impacts of Lagged Returns on the Risk-Return Relationship of Chinese Aggregate Stock Market: Evidence from Different Data Frequencies. *Research in International Business and Finance*, 48: 243-257.
- LO, A. W. (1991). Long Term Memory in Stock Market Prices. *Econometrica*, 59: 1279–1313.
- LUNDBLAD, C. (2007). The Risk Return Trade-off in the Long Run: 1836-2003. *Journal of Financial Economics*, 85 (1): 123-150.
- LUX, T., SEGNON, M. ve GUPTA, R. (2016). Forecasting Crude Oil Price Volatility and Value-at-Risk: Evidence From Historical and Recent Data. *Energy Economics*, 56: 117–133.
- MARKOWITZ, H. (1952). Portfolio Selection. *The Journal of Finance*, 7 (1): 77-91.
- MENSI, W., HAMMUDEH, S. ve YOON, S.M. (2014). How Do OPEC News and Structural Breaks Impact Returns and Volatility in Crude Oil Markets?. Further Evidence from a Long Memory Process. *Energy Economics*, 42: 343–354.
- MERTON, R.C. (1973). An Intertemporal Asset Pricing Model. *Econometrica*, 41, 867–887.
- MERTON, R. (1987). A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information. *Journal of Finance* 42: 483-510.
- MORELLI, D. (2011). Joint Conditionality in Testing the Beta-Return Relationship: Evidence based on the UK Stock Market. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 21, 1-13.
- MORELLI, D.A. (2007). Conditional Relationship Between Beta and Return in the UK Stock Market. *Journal of Multinational Financial Management*, 17: 257-272.
- MORLEY, B. ve THOMAS, D. (2011). Risk-Return Relationship and Asymmetric Adjustment in the UK Housing Market. *Applied Financial Economics*, 21: 735-742.

- NELSON, D.B. (1991). Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach. *Econometrica*, 59(2): 347-370.
- PARK, B-J. (2009). Risk–Return Relationship in Equity Markets: Using a Robust GMM Estimator for GARCH-M Models. *Quantitative Finance*, 9 (1): 93-104.
- PETTENGILL, G., N., SUNDARAM, S. ve MATHUR, I. (1995). The Conditional Relation Between Beta and Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 30(1): 101-116.
- PHILLIPS, P.C.B. ve PERRON, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75: 335–346.
- POOTER, M. ve DIJK, D.(2004). Testing for Changes in Volatility in Heteroskedastic Time Series- A Further Examination. *Econometric Institute Report EI 2004-38*, 1-39. [file:///C:/Users/asus/ Downloads /ei200438.pdf](file:///C:/Users/asus/Downloads/ei200438.pdf).
- ROBINSON, P.M. ve HENRY, M. (1999). Long and Short Memory Conditional Heteroskedasticity in Estimating the Memory Parameter of Levels. *Econometric Theory*, 15 (3): 299-336.
- ROSS, A. S. (1976). The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing. *Journal of Economic Theory*, 13 (3): 341-360.
- SALVADOR, E. (2012). The Risk-Return Trade off in Emerging Markets. *Emerging Markets and Trade*, 48 (6): 106-128.
- SALVADOR, E., FLORAS, C. ve ARAGO, V. (2014). Re-examining the Risk-Return Relationship in Europe: Linear or non-Linear Trade-off?. *Journal of Empirical Finance*, 28: 60-77.
- SANDOVAL, E.A. ve SAENS, R. (2004). The Conditional Relationship Between Portfolio Beta and Return: Evidence From Latin America. *Cuadernos De Economia*, 41: 65-89.
- SANSÓ, A., ARAGÓ, V. ve CARRION-I SILVESTRE, J. L. (2004). Testing for Change in the Unconditional Variance of Financial Time Series. *Revista De Economía Financiera*, 4: 32–53.
- SEÇME, O., AKSOY, M. ve UYSAL, Ö. (2016). Katılım Endeksi Getiri, Performans ve Oynaklığının Karşılařtırılmalı Analizi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 72: 107-128.
- SHARPE, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *Journal of Finance* 19: 425–442.
- SINHA, T. (1994). Prospect Theory and the Risk Return Association: Another Look. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 24 (2): 225-231.
- TETİK, M. ve ÖZEN, E. (2016). Overreaction Hypothesis and Reaction of Borsa İstanbul to Dow-Jones. *Business and Economic Research*, 6 (2): 412-423.
- THERIOU, N.G., AGGELIDIS, V.P. ve MADITINOS, D.I. (2010). Testing the Relation Between Beta and Returns in the Athens Stock Exchange. *Managerial Finance*, 36 (12): 1043-1056.
- TSE, Y.K. (1998). The Conditional Heteroscedasticity of the Yen–Dollar Exchange Rate. *Journal of Applied Econometrics*, 13: 49–55.
- WANG, L. (2005). On the Intertemporal Risk-Return Relation: A Bayesian Model Comparison Perspective. *Working Paper, 1-36. Research Collection Lee Kong Chian School of Business*. [https://ink.library.smu.edu.sg/cgi/viewcontent.cgi?article=3767&context=lkcsb\\_research](https://ink.library.smu.edu.sg/cgi/viewcontent.cgi?article=3767&context=lkcsb_research).
- WHITELAW, R. (2000). Stock Market Risk and Return: An Equilibrium Approach. *Review of Financial Studies*, 13: 521-547.
- YALÇINER, K. (2006). Risk ile Getiri Arasındaki Doğrusallığın İMKB’de Analizi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 29: 182-189.
- YAO, Y.C. (1988). Estimating the Number of Change-Points via Schwarz’ Criterion. *Statistics and Probability Letters*, 6 (3): 181–189.



ZAKOIAN, J. (1994). Threshold Heteroskedastic Models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 18: 931-955.