



BIST 100 Paylarında Zayıf Formda Piyasa Etkinliğinin Araştırılması

17.09.2026

Murat Koptur

Sorumluluk Reddi Beyanı

Bu çalışma yalnızca akademik ve bilgilendirme amacıyla hazırlanmıştır ve hiçbir şekilde yatırım tavsiyesi, yatırım danışmanlığı, alım-satım önerisi ya da herhangi bir finansal ürüne ilişkin teşvik niteliği taşımaz. Belgede yer alan analizler, bulgular ve yorumlar, geçmiş verilere dayalı istatistiksel incelemelerden ibaret olup gelecekteki fiyat hareketleri, getiriler veya piyasa performansı hakkında herhangi bir garanti ya da öngörü sunmamaktadır. Geçmiş performans, gelecekteki sonuçların güvencesi değildir.

Yatırım kararları kişinin kendi risk tercihlerine, mali durumuna ve hedeflerine bağlı olup, bu tür kararlar alınmadan önce yetkili bir yatırım kuruluşundan veya lisanslı bir yatırım danışmanından profesyonel destek alınması tavsiye edilir. Bu belgede sunulan bilgilere dayanılarak alınan yatırım kararlarından ve bunların doğurabileceği zararlardan yazar hiçbir sorumluluk kabul etmez.

Bu çalışmada ifade edilen görüşler tümüyle yazara ait olup, yazarın bağlı bulunduğu herhangi bir kurum veya kuruluşun görüşlerini yansıtmaz.



Bu eser CC BY-NC-ND 4.0 lisansı ile lisanslanmıştır.

İçindekiler

1. Giriş	3
2. Veriseti ve Ön Analizler	6
3. Yöntem ve Bulgular	9
3.1. Getirilerde Bağımlılık ve Rassallık Testleri	9
3.1.1. Ljung-Box Testi	9
3.1.2. Wald-Wolfowitz Runs Testi	10
3.1.3. BDS Testi	10
3.2. Rassal Yürüyüş Testleri	15
3.2.1. Chow-Denning Çoklu Varyans Oran Testi	15
3.3. Birim Kök Testleri	15
3.4. Kesirli Bütünleşme ve Uzun Hafıza	17
4. Tartışma ve Sonuç	20
4.1. Bulguların Yorumu	20
4.2. Çalışmanın Sınırlılıkları	21
Kaynakça	23

1. Giriş

Etkin Piyasalar Hipotezi, varlık fiyatlarının mevcut bilgi kümesini yansıttığını ileri sürmektedir. Fama, piyasa etkinliğini kullanılan bilgi kümesine göre zayıf, yarı güçlü ve güçlü form olmak üzere üç düzeyde sınıflandırmıştır (Fama, 1970). Zayıf formda etkinlik, geçmiş fiyat ve getiri bilgilerinin fiyatlara zaten yansımış olması nedeniyle gelecekteki getirilerin yalnızca bu bilgiler kullanılarak sistematik biçimde tahmin edilememesini ifade etmektedir. Fama'nın sonraki değerlendirmesinde zayıf form testleri daha genel bir ifadeyle "getiri öngörülebilirliği testleri" kapsamında ele alınmıştır (Fama, 1991).



Şekil 1: Etkin Piyasalar Hipotezinin Üç Formu

Zayıf formda Etkin Piyasalar Hipotezi (EMH) ile rassal yürüyüş (Random Walk, RW) hipotezi birbiriyle yakından ilişkili olmakla birlikte eşdeğer kavramlar değildir. Zayıf form etkinlik, geçmiş fiyat ve getiri bilgilerinin kullanılmasıyla sistematik olarak normalin üzerinde getiri elde edilememesini ifade eder (Fama, 1970). Buna karşılık rassal yürüyüş hipotezi, fiyatların zaman içindeki dinamiklerine ilişkin daha özel ve genellikle daha güçlü istatistiksel kısıtlamalar getirir. Bu nedenle rassal yürüyüş hipotezinin reddedilmesi, tek başına zayıf form piyasa etkinliğinin reddedildiği anlamına gelmemektedir.

Bir varlığın logaritmik fiyatı p_t olmak üzere basit bir rassal yürüyüş süreci

$$p_t = p_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad 1.$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada μ sürüklenme (drift) terimini, ε_t ise fiyat yeniliğini göstermektedir. Buna göre logaritmik getiri

$$r_t = p_t - p_{t-1} = \mu + \varepsilon_t \quad 2.$$

olmaktadır. Rassal yürüyüşün güçlü biçiminde innovationlerin bağımsız ve özdeş dağılıma sahip olduğu,

$$\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2) \quad 3.$$

varsayılır. Bu varsayım, getirilerin yalnızca doğrusal olarak değil, daha genel anlamda geçmiş getirilerden bağımsız olmasını ve koşulsuz varyanslarının zaman içinde sabit kalmasını gerektirir.

Zayıf form piyasa etkinliği ise bu koşullardan daha zayıftır. $\mathcal{I}_{t-1}$, $t - 1$ döneminde yatırımcıların sahip olduğu geçmiş piyasa bilgilerini göstermek üzere etkinliğin temel koşulu getirilerin koşullu ortalamasına ilişkin olarak

$$E(r_t | \mathcal{I}_{t-1}) = \mu_t \quad 4.$$

şeklinde ifade edilebilir. Beklenen getirinin uygun bir denge modeli tarafından belirlenen μ_t değerinden sistematik biçimde tahmin edilebilir sapmalar göstermemesi durumunda, geçmiş bilgi kümesinin ekonomik olarak kullanılabilir ek getiri sağlamadığı kabul edilir. Getiri yeniliği

$$\varepsilon_t = r_t - E(r_t | \mathcal{I}_{t-1}) \quad 5.$$

olarak tanımlandığında bu koşul

$$E(\varepsilon_t | \mathcal{I}_{t-1}) = 0 \quad 6.$$

biçimindeki martingale fark özelliğine karşılık gelmektedir (LeRoy, 1989).

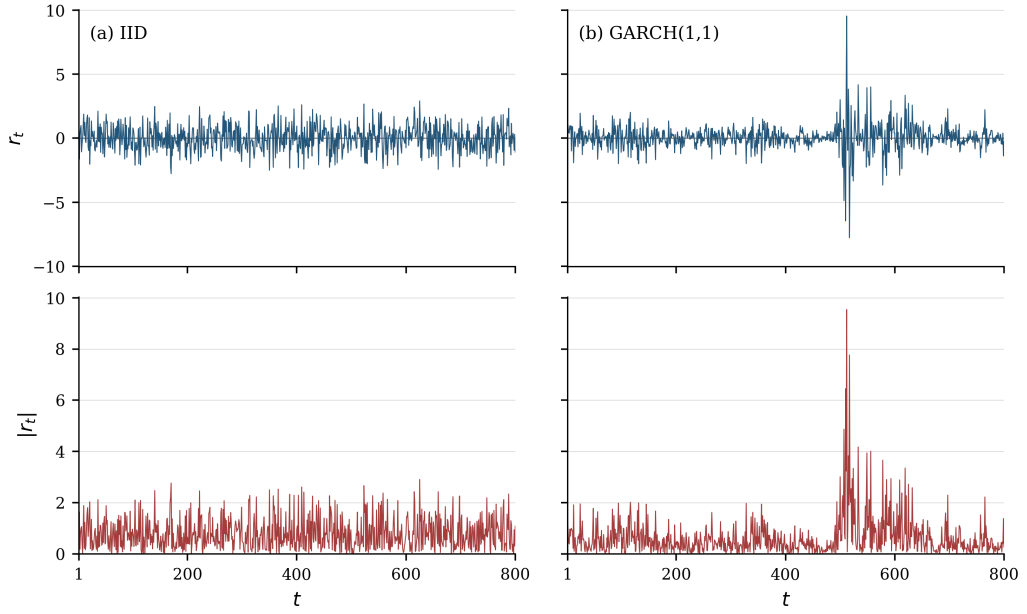
Dolayısıyla rassal yürüyüş hipotezi ile zayıf form etkinlik arasındaki temel ayrım, bağımsızlık ile öngörülemezlik arasındadır. Rassal yürüyüş, özellikle güçlü biçiminde, getirilerin bağımsızlığına ilişkin kısıtlamalar getirirken; martingale fark yaklaşımı yalnızca geçmiş bilgi kullanılarak koşullu ortalamanın sistematik biçimde tahmin edilememesini gerektirir. Bu nedenle getiriler arasında doğrusal olmayan bağımlılıkların veya koşullu değişen varyansın bulunması rassal yürüyüşün belirli biçimleriyle bağdaşmayabilir, ancak bunlar tek başına zayıf form etkinliğin ihlal edildiğini göstermemektedir.

Örneğin,

$$E(\varepsilon_t^2 | \mathcal{I}_{t-1}) = \sigma_t^2 \quad 7.$$

olacak şekilde koşullu varyansın geçmiş bilgiye bağlı olarak zaman içinde değişmesi, Denklem 6 koşuluyla uyumludur. Dolayısıyla ARCH veya GARCH etkilerinin gözlenmesi, oynaklığın öngörülebilir olduğunu gösterirken getirilerin koşullu ortalamasının da öngörülebilir olduğunu zorunlu olarak göstermemektedir. Benzer biçimde rassal yürüyüş, bağımsızlık veya i.i.d. varsayımlarını hedefleyen istatistiksel testlerin redde-

dilmesi, piyasa etkinliği açısından doğrudan bir ret olarak değil, rassal yürüyüş modelinden sapmaya ilişkin kanıt olarak değerlendirilmelidir.



Şekil 2: IID (a) ve koşullu değişen varyanslı (b) fark dizilerinin karşılaştırılması

Bu çalışmanın amacı, BIST 100 endeksi kapsamında işlem gören pay senetlerinin zayıf formda etkinliğini bütünsel bir çerçevede incelemektir. Bu sayede piyasa etkinliği, tek bir testin sonucuna dayandırılmak yerine getirilerin farklı zaman serisi özelliklerini ölçen tamamlayıcı yöntemlerden elde edilen bulgular birlikte değerlendirilerek ele alınmaktadır.

2. Veriseti ve Ön Analizler

Çalışmada incelenen hisse senetleri, 13 Eylül 2026 tarihi itibarıyla Kamuyu Aydınlatma Platformu (KAP) üzerinden elde edilen BIST 100 hisse senedi listesi esas alınarak belirlenmiştir. Bu nedenle, geçmiş dönemlerde BIST 100 endeksinde yer almasına rağmen 13 Eylül 2026 itibarıyla endekste bulunmayan şirketler örnekleme dahil edilmemiştir. Bu örneklem oluşturma yaklaşımı, sağkalım yanlılığı (survivorship bias) oluşturmaktadır. Dolayısıyla çalışma bulguları, tarihsel olarak tüm BIST 100 bileşenlerini temsil eden sonuçlar şeklinde değil, 13 Eylül 2026 itibarıyla BIST 100 içerisinde yer alan pay senetlerinin geçmiş dönem piyasa etkinliği özelliklerini yansıtan bulgular olarak değerlendirilmelidir.

Belirlenen hisse senetlerine ait tarihsel fiyat verileri Yahoo Finance üzerinden alınmıştır. Çalışma dönemi Ocak 2016 – Eylül 2026’yı kapsamaktadır. Başlangıç tarihinden daha sonra işlem görmeye başlayan hisse senetleri için erişilebilen en erken tarihten itibaren mevcut tüm gözlemler kullanılmıştır.

AKBNK	AKSA	AKSEN	ALARK	ANSGR
AEFES	ARCLK	ASELS	BTCIM	BSOKE
BERA	BIMAS	BRSAN	BRYAT	CCOLA
CANTE	CIMSA	DOHOL	DOAS	ECILC
EKGYO	ENJSA	ENKAI	EREGL	ESEN
FENER	FROTO	GSRAY	GENIL	GESAN
GUBRF	SAHOL	HEKTS	IEYHO	ISMEN
KRDMD	KCHOL	KUYAS	MAVI	MGROS
MPARK	ODAS	OTKAR	OYAKC	PGSUS
PETKM	QUAGR	RALYH	SARKY	SASA
SKBNK	SOKM	TAVHL	TKFEN	TOASO
TRMET	TRENJ	TUKAS	TCELL	TUPRS
TRALT	THYAO	GARAN	HALKB	ISCTR
TSKB	TURSG	SISE	VAKBN	TTKOM
ULKER	VESTL	YKBNK	ZOREN	

Tablo 1: Analize dahil edilen hisse senetleri

Hisse senetleri arasında yeterli gözlem sayısını ve karşılaştırılabilirliği sağlamak amacıyla bir minimum gözlem kriteri uygulanmıştır (Bastos & Caiado, 2014). Buna göre, 1 Ocak 2016–01 Eylül 2026 analiz döneminde en az 1250 günlük gözleme sahip hisse senetleri (Tablo 1) örnekleme dahil edilmiştir. Bu eşik, doğrusal olmayan bağımlılık ve rassal yürüyüş testlerinde yeterli örneklem büyüklüğünün sağlanması amacıyla tercih

edilmiştir. Belirlenen eşik değerin altında kalan hisse senetleri analiz kapsamı dışında bırakılmıştır.

İstatistik	Değer
Hisse sayısı	74
Ortalama günlük getiri (%)	0,130
Ortalama standart sapma (%)	2,89
Medyan standart sapma (%)	2,71
Ortalama Bowley çarpıklığı	0,0573
Medyan Bowley çarpıklığı	0,0576
Sola çarpık hisse sayısı	0
Sağa çarpık hisse sayısı	45
Yaklaşık simetrik hisse sayısı	29
Hesaplanamayan çarpıklık	0
Ortalama aşırı basıklık	48,90
Medyan aşırı basıklık	3,64

Tablo 2: Getiri Serilerine İlişkin Betimleyici İstatistikler

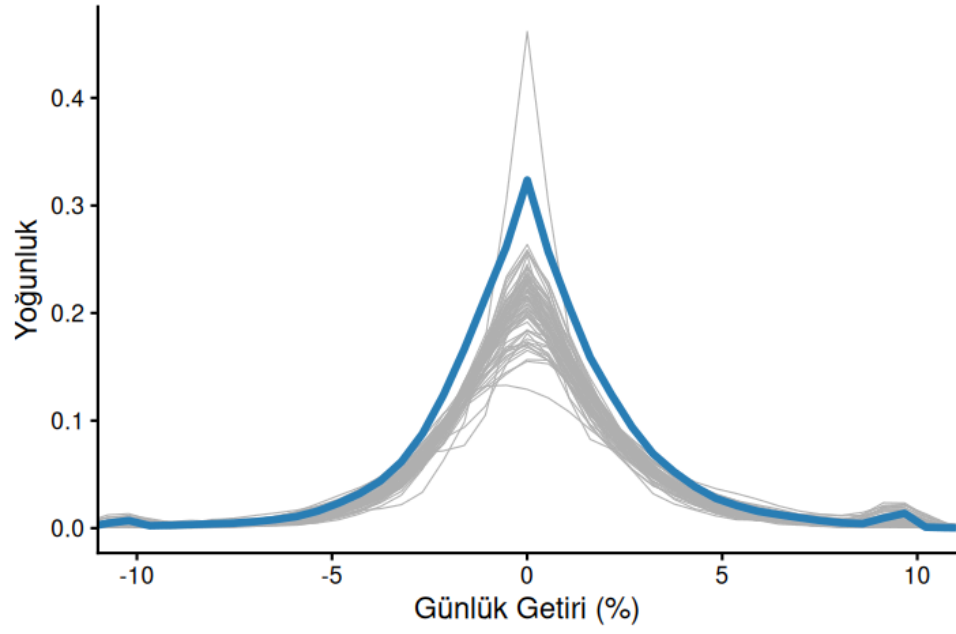
Tablo 2’te BIST 100 kapsamında incelenen 74 hisse senedine ait betimleyici istatistiklerin genel özeti sunulmaktadır. Günlük getirilerin kesitsel ortalaması %0,130, standart sapmalarının ortalaması ise %2,89’dur. Aykırı gözlemlere karşı dayanıklı Bowley çarpıklık katsayısının hisseler arasındaki ortalaması 0,0573, medyanı ise 0,0576 olarak bulunmuştur.

Çarpıklık grubu	Hisse sayısı	Oran (%)	Minimum	Medyan	Ortalama	Maksimum
Sağa çarpık	45	60,8	0,0521	0,0726	0,0822	0,1400
Yaklaşık simetrik	29	39,2	-0,0467	0,0247	0,0186	0,0496

Tablo 3: Bowley Çarpıklık Katsayısına Göre Getiri Serilerinin Sınıflandırılması

Not: Bowley çarpıklık katsayısının $B < -0,05$ olması sola çarpıklık, $B > 0,05$ olması sağa çarpıklık ve $-0,05 \leq B \leq 0,05$ aralığında bulunması yaklaşık simetri olarak sınıflandırılmıştır.

Tablo 3 sonuçlarına göre 45 hisse senedi (%60,8) sağa çarpık, 29 hisse senedi (%39,2) ise yaklaşık simetrik olarak sınıflandırılmıştır. Dayanıklı sınıflandırmaya göre sola çarpık herhangi bir hisse belirlenmemiştir. Sağa çarpık gruptaki Bowley katsayısının medyanı 0,0726 ve maksimumu 0,1400 olduğundan, belirlenen pozitif çarpıklığın genel olarak düşük veya orta düzeyde olduğu söylenebilir.



Şekil 3: BIST 100 Pay Senedi Getirilerinin Yoğunluk Dağılımı

3. Yöntem ve Bulgular

3.1. Getirilerde Bağımlılık ve Rassallık Testleri

Zayıf form piyasa etkinliği hipotezine göre geçmiş fiyat ve getiri bilgileri kullanılarak gelecekteki fiyat hareketlerinin sistematik biçimde tahmin edilmesi mümkün olmamalıdır. Bu nedenle getiri serilerinde gözlenen anlamlı seri bağımlılığı, geçmiş getirilerin gelecekteki getiriler hakkında bilgi taşıdığına işaret edebilir ve zayıf form piyasa etkinliği açısından önemli bir bulgu olarak değerlendirilebilir.

Bu çalışmada pay senedi getirilerindeki doğrusal ve yönsel bağımlılık yapısını incelemek amacıyla Ljung–Box Q, Wald-Wolowitz Runs ve BDS testlerinden yararlanılmıştır.

3.1.1. Ljung-Box Testi

Getiri serilerinde doğrusal bağımlılığın bulunup bulunmadığını incelemek amacıyla Ljung-Box Q testi (Ljung & Box, 1978) kullanılmıştır. Test, belirlenen m gecikmeye kadar olan otokorelasyon katsayılarının sıfıra eşit olup olmadığını sınamaktadır:

$$\begin{aligned} H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_m = 0 \\ H_1 : \exists k \leq m, \rho_k \neq 0 \end{aligned} \quad 8.$$

Test sonucunda sıfır hipotezinin reddedilmesi, incelenen gecikmelerden en az birinde istatistiksel olarak anlamlı doğrusal bağımlılık bulunduğunu ve geçmiş getirilerin gelecekteki getiriler hakkında bilgi içerdiğini göstermektedir. Bu bulgu, getiri serisinin rassal yürüyüş süreciyle uyumlu olmadığına ve ilgili hisse bakımından zayıf formda piyasa etkinliğinin desteklenmediğine işaret etmektedir. Buna karşılık sıfır hipotezinin reddedilememesi, doğrusal öngörülebilirliğe ilişkin kanıt bulunmadığını gösterir ama bu sonuç tek başına bağımsızlığı veya zayıf formda etkinliği kesin olarak kanıtlamaz.

Pay senedi getiri serilerindeki doğrusal seri bağımlılığını incelemek amacıyla Ljung–Box testi 5, 10 ve 20 gecikme için uygulanmıştır. Çoklu hipotez testlerinden kaynaklanan yanlış keşif oranını kontrol etmek amacıyla p-değerleri her gecikme düzeyi için ayrı ayrı Benjamini–Hochberg yöntemiyle düzeltilmiştir.

Gecikme	H_0 reddedilen	H_0 reddedilemeyen	Ret oranı
5	35	39	47,3%
10	32	42	43,2%
20	36	38	48,6%

Tablo 4: Ljung–Box Testi Sonuçlarının Özeti

Analize dahil edilen 74 pay senedinden 5 gecikmede 35’inde (%47,3), 10 gecikmede 32’sinde (%43,2) ve 20 gecikmede 36’sında (%48,6) sıfır hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde

reddedilmiştir. Buna karşılık sıfır hipotezi sırasıyla 39 (%52,7), 42 (%56,8) ve 38 (%51,4) pay senedi için reddedilememiştir.

Bulgular, incelenen pay senetlerinin yaklaşık yarısında geçmiş getiriler ile sonraki getiriler arasında istatistiksel olarak anlamlı doğrusal seri bağımlılığının bulunduğunu göstermektedir. Red oranlarının 5, 10 ve 20 gecikmede sırasıyla %47,3, %43,2 ve %48,6 olarak gerçekleşmesi, bulgunun belirli bir gecikme seçimine özgü olmadığını ve farklı gecikme uzunluklarında genel olarak benzer bir yapı sergilediğini göstermektedir.

3.1.2. Wald-Wolfowitz Runs Testi

Wald-Wolfowitz runs testi, getiri serisindeki pozitif ve negatif gözlemlerin birbirini rassal bir biçimde izleyip izlemediğini sınavan parametrik olmayan bir yöntemdir. Bir “run”, aynı işarete sahip ardışık gözlemlerden oluşan kesintisiz bir dizi olarak tanımlanmaktadır. Günlük log getiriler hem sıfır hem de medyan eşiğine göre pozitif ve negatif olarak sınıflandırılmış, sıfır getiriler test hesaplamasında dikkate alınmamıştır. Sıfır ve medyan eşikli uygulamalarda hisse düzeyindeki hipotez kararları aynı bulunmuştur. Her iki yöntemde de rassallık hipotezi yalnızca bir hissede reddedilmiş, kalan 73 hissede reddedilememiştir. Çoklu karşılaştırmalardan kaynaklanan yanlış keşif oranını kontrol etmek amacıyla p-değerleri Benjamini-Hochberg yöntemiyle düzeltilmiştir.

Eşik	H_0 reddedilen	H_0 reddedilemeyen	Ret oranı
Sıfır	1	73	1,35%
Medyan	1	73	1,35%

Tablo 5: Runs Testi Sonuç Özeti

Analize dahil edilen 74 pay senedinden yalnızca 1’inde (%1,35) rassallık hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Kalan 73 pay senedinde (%98,65) sıfır hipotezi reddedilememiştir. Bu sonuç, incelenen pay senetlerinin büyük çoğunluğunda pozitif ve negatif günlük getirilerin sıralanışının rassal bir yapı ile uyumlu olduğunu göstermektedir.

3.1.3. BDS Testi

Brock, Dechert ve Scheinkman tarafından geliştirilen BDS testi, bir zaman serisinin bağımsız ve özdeş dağılımlı (i.i.d.) olup olmadığını sınamak için kullanılan parametrik olmayan bir bağımlılık testidir. Test, gözlemlenen seriyi farklı gömme boyutlarında yeniden yapılandırarak çok boyutlu uzayda birbirine yakın gözlem çiftlerinin sıklığını karşılaştırır. Sıfır hipotezi, serinin i.i.d. bir süreç tarafından üretildiğini ifade eder; dolayısıyla sıfır hipotezinin reddedilmesi, seride doğrusal ya da doğrusal olmayan biçimde sistematik bir bağımlılık yapısının bulunduğuna işaret eder. BDS testi, finansal getiri serilerinde özellikle doğrusal testlerin tespit edemediği doğrusal olmayan bağımlılıkların araştırılmasında bir araç olarak kullanılmaktadır.

BDS testi, ARCH ve GARCH tipi koşullu değişen varyans yapılarına da duyarlıdır. Bu nedenle testin doğrudan getiri serilerine uygulanması, volatilité kümelenmesinin doğrusal olmayan bağımlılık olarak değerlendirilmesine yol açabilir. Bu problemi azaltmak amacıyla her hisse için öncelikle $ARMA(p, q)$ -GARCH(1, 1) modeli tahmin edilmiştir. BDS testi, tahmin edilen modelden elde edilen

$$z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \quad 9.$$

standartlaştırılmış artıklara uygulanmıştır.

Ölçüt	Hisse Sayısı	Oran (%)
Yakınsayan model	74	100,0
Ortalama denklemi yeterli	67	90,54
Kalan ortalama bağımlılığı bulunan	7	9,46
Varyans denklemi yeterli	68	91,89
Kalan varyans bağımlılığı bulunan	6	8,11
Tam yeterli model	62	83,78
En az bir tanıyı geçemeyen model	12	16,22

Tablo 6: ARMA-GARCH(1, 1) Modellerinin Yakınsama ve Tanı Sonuçları

Her hisse için koşullu ortalama denkleminin $ARMA(p, q)$ dereceleri, Bayes bilgi kriterinin (BIC) minimize edilmesi yoluyla ayrı ayrı belirlenmiştir. Arama uzayı $0 \leq p \leq 2$, $0 \leq q \leq 2$ ve $p + q \leq 4$ olarak sınırlandırılmıştır. Getiri serileri durağan kabul edildiğinden bütünleşme derecesi $d = 0$ olarak sabitlenmiş ve mevsimsel terimlere izin verilmemiştir.

ARMA modellerinden elde edilen artıklarda koşullu değişen varyans yapısının bulunup bulunmadığını belirlemek amacıyla ARCH-LM testi uygulanmıştır.

Her hisse için elde edilen p-değerleri, 74 hisse arasındaki çoklu karşılaştırma problemi kontrol etmek amacıyla Benjamini-Hochberg yöntemiyle düzeltilmiştir.

ARCH etkisinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezi 68 hissede reddedilmiş, altı hissede ise reddedilememiştir. Buna göre ARMA modellerinden elde edilen artıkların %91,89'unda anlamlı ARCH etkisi bulunmaktadır. Bu sonuç, getirilerdeki doğrusal koşullu ortalama yapısı kontrol edildikten sonra dahi koşullu varyansın zamana bağlı olduğunu ve örneklemin büyük çoğunluğunda GARCH tipi modellemenin gerekli olduğunu göstermektedir. ARCH-LM sıfır hipotezinin reddedilemediği altı hisseye de örneklem genelinde modelleme tutarlılığını korumak amacıyla aynı ARMA-GARCH (1, 1) yaklaşımı uygulanmıştır.

	Hisse Sayısı	Oran (%)
H_0 reddedilen	68	91,89
H_0 reddedilmeyen	6	8,11

Tablo 7: ARMA Artıklarına Uygulanan ARCH-LM Testi Sonuçları

Seçilen ARMA(p, q) koşullu ortalama denklemi

$$r_t = \mu + \sum_{i=1}^p \varphi_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t \quad 10.$$

şeklinde tanımlanmıştır. Hata terimi

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t \quad 11.$$

biçiminde ayrıştırılmış ve z_t innovationlarının Student- t dağılımına sahip olduğu varsayılmıştır. Koşullu varyans denklemi ise

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad 12.$$

biçimindeki standart GARCH(1, 1) modeliyle ifade edilmiştir. Modeller hibrit optimizasyon yöntemiyle tahmin edilmiş ve BDS analizinde

$$z_t = \frac{\varepsilon_t}{\sigma_t} \quad 13.$$

standartlaştırılmış artıkları kullanılmıştır.

ARMA artıklarına uygulanan ARCH-LM testi, 74 hissenin 68'inde (%91,89) koşullu değişen varyans bulunduğunu göstermiştir. Bu sonuç, incelenen hisse getirilerinde volatilité kümelenmesinin yaygın olduğunu ve bağımlılık analizinden önce koşullu varyans dinamiklerinin filtrelenmesi gerektiğini ortaya koymaktadır.

Tahmin edilen 74 ARMA-GARCH(1, 1) modelinin tamamı yakınsamıştır. Standartlaştırılmış artıklara uygulanan Ljung-Box testi sonucunda 67 modelin (%90,54) koşullu ortalama denklemi bakımından yeterli olduğu, yedi modelde (%9,46) ise artık doğrusal bağımlılığın devam ettiği belirlenmiştir.

Standartlaştırılmış artıkların karelerine uygulanan Ljung-Box testi 68 modelde (%91,89) koşullu varyans denkleminin yeterli olduğunu göstermiştir. Altı modelde (%8,11) kalan varyans bağımlılığı saptanmıştır.

Her iki tanı koşulunu birlikte sağlayan model sayısı 62'dir. Dolayısıyla tahmin edilen modellerin %83,78'i hem koşullu ortalama hem de koşullu varyans denklemi bakımından yeterli bulunmuştur. BDS testine ilişkin birincil çıkarım, model eksik ta-

nımlamasının sonuçlara etkisini azaltmak amacıyla bu 62 hisselik örneklem üzerinden gerçekleştirilmiştir.

Tahmin edilen modellerin medyan ARCH katsayısı $\alpha_1 = 0,121$, medyan GARCH katsayısı ise $\beta_1 = 0,832$ olarak hesaplanmıştır. Volatilite sürekliliğinin göstergesi olan

$$\alpha_1 + \beta_1 \quad 14.$$

toplamının medyanı 0,982'dir. Bu değer, geçmiş şokların koşullu varyans üzerindeki etkisinin oldukça yavaş ortadan kalktığını ve incelenen hisse getirilerinde güçlü volatilité sürekliliği bulunduğunu göstermektedir.

Volatilite sürekliliği değerleri 0,405 ile 0,999 arasında değişmektedir. Hiçbir hissede $\alpha_1 + \beta_1 \geq 1$ koşulu gözlenmemiştir. Böylece volatilite sürekliliği yüksek olmakla birlikte bütün tahminlerde birin altında kalmıştır.

Student- t dağılımına ait şekil parametresinin medyanı 4,477 olarak bulunmuştur. Bu sonuç, standartlaştırılmış innovationlerin normal dağılıma kıyasla daha kalın kuyruklu bir yapıya sahip olduğunu göstermektedir.

İstatistik	Değer
Tahmin edilen model sayısı	74
Medyan α_1	0,121
Medyan β_1	0,832
Medyan volatilite sürekliliği	0,982
Minimum volatilite sürekliliği	0,405
Maksimum volatilite sürekliliği	0,999
$\alpha_1 + \beta_1 \geq 1$ olan hisse sayısı	0
Medyan Student- t şekil parametresi	4,477

Tablo 8: ARMA-GARCH(1, 1) Parametrelerinin Özeti

BDS testi, gömme boyutları $m = 2, 3, 4, 5$ ve komşuluk yarıçapları $\varepsilon = (0, 5; 1, 0; 1, 5; 2, 0)\sigma$ kullanılarak uygulanmıştır. Böylece her hisse için bağımsız ve özdeş dağılımlılık sıfır hipotezine ilişkin 16 BDS p-değeri elde edilmiştir. Simes birleşik p-değeri hesaplanarak her hisse için tek bir birleşik p-değeri oluşturulmuştur ve model tanılarını geçen 62 hisseye ait birleşik p-değerleri Benjamini-Hochberg yöntemiyle düzeltilmiştir.

Analiz sonucunda bağımsız ve özdeş dağılımlılık sıfır hipotezi 37 hissede reddedilmiş, 25 hissede ise reddedilememiştir. Buna göre model tanılarını geçen hisselerde BDS reddetme oranı %59,68'dir.

Analiz Örneklemini	N	Reddedilen	Reddedilmeyen	Oran (%)
Tanı testlerini geçen modeller	62	37	25	59,68

Tablo 9: BDS Testi Sonuçları

Hisse düzeyindeki birleşik sonuç temel çıkarımı oluştururken, parametre bazındaki sonuçlar BDS bulgularının gömme boyutu ve komşuluk yarıçapı seçimine duyarlılığını incelemek amacıyla kullanılmıştır. Her (m, ε) kombinasyonunda 62 hisseye ait p-değerleri Benjamini–Hochberg yöntemiyle ayrı olarak düzeltilmiştir.

m	$\frac{\varepsilon}{\sigma}$	N	Reddedilen	Reddedilmeyen	Oran (%)	Ort. BDS	Medyan BDS
2	0,5	62	37	25	59,68	2,566	2,407
2	1,0	62	28	34	45,16	2,071	1,953
2	1,5	62	18	44	29,03	1,584	1,594
2	2,0	62	14	48	22,58	1,150	0,957
3	0,5	62	39	23	62,90	2,871	2,802
3	1,0	62	27	35	43,55	2,158	1,942
3	1,5	62	19	43	30,65	1,588	1,444
3	2,0	62	17	45	27,42	1,149	1,084
4	0,5	62	38	24	61,29	2,993	2,725
4	1,0	62	25	37	40,32	2,052	1,911
4	1,5	62	17	45	27,42	1,395	1,382
4	2,0	62	16	46	25,81	0,950	0,705
5	0,5	62	37	25	59,68	2,976	2,495
5	1,0	62	21	41	33,87	1,873	1,835
5	1,5	62	16	46	25,81	1,154	1,168
5	2,0	62	17	45	27,42	0,695	0,550

Tablo 10: Model Tanılarını Geçen Hisselerde BDS Parametre Seçimine Duyarlılık Sonuçları

Parametre bazındaki reddetme oranları %22,58 ile %62,90 arasında değişmektedir. En yüksek reddetme oranı $m = 3$ ve $\varepsilon = 0,5\sigma$ kombinasyonunda %62,90 olarak elde edilmiştir. En düşük reddetme oranı ise $m = 2$ ve $\varepsilon = 2\sigma$ kombinasyonunda %22,58’dir.

Bütün gömme boyutlarında komşuluk yarıçapı büyüdükçe reddetme oranlarının genel olarak azaldığı görülmektedir. $\varepsilon = 0,5\sigma$ için reddetme oranları %59,68 ile %62,90 arasında değişirken, $\varepsilon = 2\sigma$ için %22,58 ile %27,42 arasında kalmıştır. Bu bulgu, kalan bağımlılık kanıtının daha küçük komşuluk yarıçaplarında daha belirgin olduğunu ve tekil BDS sonuçlarının parametre seçimine duyarlı olduğunu göstermektedir. Bu nedenle çalışmanın temel sonucu herhangi bir tek (m, ε) kombinasyonuna değil, 16 p-değerinin Simes yöntemiyle birleştirildiği hisse düzeyindeki analize dayandırılmıştır.

Elde edilen sonuçlar, incelenen hisse getirilerinde yüksek düzeyde volatilité sürekliliđi bulunduđunu göstermektedir. Medyan $\alpha_1 + \beta_1$ deđerinin 0,982 olması, volatilité şoklarının koşullu varyans üzerindeki etkisinin uzun süre devam ettiđine işaret etmektedir.

ARMA–GARCH(1, 1) modeliyle doğrusal koşullu ortalama yapısı ve volatilité kümeleşmesi kontrol edildikten sonra, model tanılarını geçen 62 hissenin 37’sinde (%59,68) bağımsız ve özdeş dağılımlılık hipotezi reddedilmeye devam etmiştir. Bu bulgu, hisselerin yaklaşık beşte üçünde standart ARMA–GARCH yapısının açıklayamadığı ilave bir istatistiksel bağımlılık bulunduđuna işaret etmektedir.

Buna karşılık 25 hissede (%40,32) birleşik BDS hipotezinin reddedilememesi, bu hisselerdeki bağımlılık yapısının koşullu ortalama ve koşullu varyans dinamikleriyle büyük ölçüde açıklanabildiđini düşündürmektedir.

3.2. Rassal Yürüyüş Testleri

3.2.1. Chow-Denning Çoklu Varyans Oran Testi

Chow–Denning testi, getirilerin farklı elde tutma dönemlerinde (holding period) rassal yürüyüş özelliđi gösterip göstermediđini inceleyen çoklu bir varyans oranı testidir. Rassal yürüyüş hipotezi altında q dönemlik kümülatif getirinin varyansının tek dönemlik getiri varyansının q katına eşit olması beklenmektedir.

Hisse Sayısı	H_0 reddedilen	H_0 reddedilemeyen	Ret oranı
74	24	50	32,43%

Tablo 11: Chow–Denning Varyans Oranı Testi Sonuç Özeti

Çalışmada 2, 5, 10 ve 20 günlük elde tutma dönemleri birlikte deđerlendirilmiş ve heteroskedastisiteye dayanıklı CD2 istatistiđi esas alınmıştır. Analize dahil edilen 74 pay senedinin 24’ünde (%32,43) rassal yürüyüş hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde reddedilmiş, 50 pay senedinde (%67,57) ise reddedilememiştir. Bu bulgu, incelenen pay senetlerinin yaklaşık üçte birinde farklı yatırım ufuklarında varyans oranlarının rassal yürüyüş modelinin öngördüđü yapıdan anlamlı biçimde saptıđını göstermektedir. Test sonuçları, BIST 100 kapsamındaki pay senetleri için zayıf form piyasa etkinliđine ilişkin homojen bir yapı bulunmadığına; bazı pay senetlerinde rassal yürüyüş hipotezi desteklenirken önemli bir alt grupta bu hipotezin reddedildiđine işaret etmektedir.

3.3. Birim Kök Testleri

Zayıf formda piyasa etkinliđi açısından fiyat serilerinin durağanlık özellikleri önemli bir inceleme alanıdır. Rassal yürüyüş modeli altında fiyat düzeyleri birim kök içerirken, fiyatların birinci farkları veya getiriler durağan bir süreç izlemektedir. Birim kök bulguları, getiri bağımlılıđı ve varyans oranı testlerinden elde edilen sonuçlarla birlikte deđerlendirilmiştir.

Bütünleşme Derecesi	Hisse Sayısı	Oran (%)
$I(0)$	1	1,35
$I(1)$	73	98,65

Tablo 12: Birim Kök Testleri Bütünleşme Sınıflandırması

ADF, Phillips–Perron, KPSS ve Zivot–Andrews testlerinin birlikte değerlendirilmesi sonucunda, incelenen 74 hissenin 73’ünün (%98,65) logaritmik fiyat serisinin birinci dereceden bütünleşik, $I(1)$, olduğu belirlenmiştir. Yalnızca bir hisseye ait fiyat serisi düzeyde durağan, $I(0)$, olarak sınıflandırılmıştır. Bulgular, BIST 100 kapsamındaki hisselerin büyük çoğunluğunda fiyat şoklarının kalıcı olduğunu ve fiyat düzeylerinin rastgele yürüyüş süreciyle uyumlu bir davranış sergilediğini göstermektedir. Bu sonuç, birim kök boyutunda zayıf formda piyasa etkinliğini desteklemektedir.

Kantil	Reddedilen	Reddedilmeyen	Ret Oranı (%)	Medyan ρ_τ
10 —	34	40	45,95	0,995
50 —	0	74	0,00	0,999
90 —	7	67	9,46	1,000

Tablo 13: QADF Birim Kök Testi Sonuçları

QADF testi sonuçları, fiyat dinamiklerinin kantiller arasında belirgin biçimde farklılaştığını göstermektedir. Alt kantilde ($\tau = 0, 10$) 74 hissenin 34’ünde (%45,95) birim kök hipotezi reddedilirken, medyan kantilde ($\tau = 0, 50$) hiçbir hissede reddedilememiştir. Üst kantilde ($\tau = 0, 90$) ise yalnızca 7 hisse (%9,46) için birim kök hipotezi reddedilmiştir. Alt kantildeki medyan otoregresif katsayısının 0,995 olması, olumsuz piyasa koşullarında fiyat şoklarının görece daha geçici olduğunu ve sınırlı bir ortalama döngü davranışının ortaya çıktığını göstermektedir. Buna karşılık medyan ve üst kantillerde katsayıların bire oldukça yakın olması, normal ve olumlu piyasa koşullarında fiyat şoklarının yüksek derecede kalıcı olduğunu ortaya koymaktadır. Bulgular, piyasa etkinliğinin ve fiyat kalıcılığının piyasa koşullarına bağlı olarak asimetrik biçimde değişebileceğine işaret etmektedir.

Bütünleşme Derecesi	Hisse Sayısı	Oran (%)
$I(0)$	3	4,05
$I(1)$	71	95,95

Tablo 14: Fourier ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Fourier ADF testi sonuçlarına göre, incelenen 74 hissenin 71’inde (%95,95) logaritmik fiyat serilerinin düzeyde birim kök içerdiği, buna karşılık birinci farklarının durağan

olduğu belirlenmiştir. Bu hisseler $I(1)$ olarak sınıflandırılmıştır. Kalan 3 hissenin (%4,05) fiyat serileri ise düzeyde durağan bulunarak $I(0)$ olarak değerlendirilmiştir.

Hisse	FADF İstatistiği	Frekans (k)	Gecikme (p)	Fourier Anlamlı
ENKAI	-4,860	1	1	Evet
EREGL	-4,615	2	0	Evet
HALKB	-4,478	1	1	Evet

Tablo 15: Düzeyde Durağan Bulunan Hisselere Ait Fourier ADF Sonuçları

Bulgular, olası yumuşak yapısal değişimlerin Fourier terimleri aracılığıyla modellenmesinden sonra dahi hisse fiyatlarının büyük çoğunluğunun birim kök süreci izlediğini göstermektedir. Bununla birlikte, fiyat serilerinde birim kökün bulunması zayıf formda piyasa etkinliğiyle uyumludur.

Seri	N	T	CIPS İstatistiği	Karar
Log fiyat düzeyi	74	61	-2,383	H_0 reddedilemedi
Birinci fark	74	60	-4,488	H_0 reddedildi

Tablo 16: Pesaran CIPS Panel Birim Kök Testi Sonuçları

Hisse senetleri arasındaki yatay kesit bağımlılığını dikkate almak amacıyla ikinci nesil panel birim kök testlerinden Pesaran CIPS testi uygulanmıştır. Ortak gözlem dönemlerinden oluşturulan aylık dengeli panelde 74 hisse yer almaktadır. Sabit ve trend içeren düzey modelinde CIPS istatistiği -2,383 olarak hesaplanmış ve panel birim kök sıfır hipotezi reddedilememiştir. Buna karşılık, sabit içeren birinci fark modelinde CIPS istatistiği -4,488 olarak elde edilmiş ve birim kök sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Bu bulgular, paneldeki logaritmik fiyat serilerinin düzeyde durağan olmadığını, ancak birinci farkları alındığında durağanlaştığını ve dolayısıyla panel genelinde $I(1)$ sürecinin geçerli olduğunu göstermektedir. Panel sonuçları, hisse bazında gerçekleştirilen birim kök testlerinin bulgularını desteklemektedir.

3.4. Kesirli Bütünleşme ve Uzun Hafıza

Getiri serilerindeki uzun bellek yapısını incelemek amacıyla Geweke-Porter-Hudak (GPH) yarı-parametrik tahmincisi kullanılmıştır. GPH yöntemi, kesirli bütünleşme parametresi d 'yi periodogramın düşük frekanslı bileşenlerine dayalı log-periodogram regresyonu aracılığıyla tahmin etmektedir. Bant genişliği $m = \lfloor T^\delta \rfloor$ biçiminde belirlenmiştir. Sonuçların bant genişliği seçimine duyarlılığını değerlendirmek amacıyla tahminler $\delta = 0,5$, $\delta = 0,6$ ve $\delta = 0,7$ olmak üzere üç farklı bant genişliği için gerçekleştirilmiştir. GPH yöntemiyle belirlenen uzun bellek görünümünün gerçek kesirli bütünleşmeden mi yoksa yapısal değişimler ve deterministik bileşenlerden kaynaklanan sahte uzun bellekten mi oluştuğunu değerlendirmek amacıyla Qu testi uygulanmıştır (Qu, 2011). Testin sıfır hipotezi serinin durağan gerçek uzun bellek

sürecine sahip olduğu, alternatif hipotezi ise gözlenen uzun bellek davranışının seviye değişimleri veya düzgün değişen trendler gibi yapısal unsurlardan kaynaklanan sahte uzun bellek olduğudur.

Gösterge	Değer	Oran (%)
Hisse sayısı	74	
Ortalama d	0,0212	
Medyan d	0,0220	
Minimum d	-0,0790	
Maksimum d	0,1675	
Anlamli pozitif uzun bellek	11	14,86
Anlamli pozitif uzun bellek yok	63	85,14

Tablo 17: GPH Uzun Bellek Testi Sonuçları ($\delta = 0, 70$)

Anlamli pozitif uzun bellek tespit edilen hisse sayısı sırasıyla 6 (%8,11), 6 (%8,11) ve 11 (%14,86) olarak gerçekleşmiştir. Ortalama (d) tahminleri 0,0212 ile 0,0370, medyan d tahminleri ise 0,0220 ile 0,0488 arasında değişmiştir. Dolayısıyla tahminlerin büyüklüğünde bant genişliğine bağlı farklılıklar bulunmakla birlikte, bütün spesifikasyonlarda d değerlerinin genel olarak sıfıra yakın olduğu görülmektedir.

δ	Anlamli Pozitif	Oran (%)	Ort. d	Medyan d	$d < 0$
0,50	6	8,11	0,0355	0,0488	25
0,60	6	8,11	0,0370	0,0420	22
0,70	11	14,86	0,0212	0,0220	27

Tablo 18: GPH Bant Genişliği Duyarlılık Sonuçları

Hisse bazındaki sağlamlık sınıflandırması da bu sonucu desteklemektedir. İncelenen 74 hissenin 58'inde (%78,38) üç bant genişliğinin hiçbirinde anlamli pozitif uzun bellek tespit edilmemiştir. Yalnızca 1 hisse (%1,35) üç bant genişliğinin tamamında anlamli-lığını korumuş, 5 hisse (%6,76) iki bant genişliğinde ve 10 hisse (%13,51) yalnızca tek bir bant genişliğinde anlamli bulunmuştur. Bu bulgu, bazı hisselerde uzun bellek göstergeleri bulunmasına rağmen, söz konusu sonucun önemli ölçüde bant genişliği seçimine duyarlı olduğunu ve piyasa genelinde güçlü ve istikrarlı bir uzun bellek yapısının bulunmadığını göstermektedir.

Sınıflandırma	Hisse Sayısı	Oran (%)
Tüm bant genişliklerinde anlamlı	1	1,35
İki bant genişliğinde anlamlı	5	6,76
Tek bant genişliğinde anlamlı	10	13,51
Hiçbir bant genişliğinde anlamlı değil	58	78,38

Tablo 19: GPH Bant Genişliği Sağlamlık Sınıflandırması

Qu (2011) testi tüm 74 getiri serisine uygulanmıştır. $\varepsilon = 0,02$ spesifikasyonunda gerçek uzun bellek sıfır hipotezi 4 hissede (%5,41) reddedilirken 70 hissede (%94,59) reddedilememiştir. $\varepsilon = 0,05$ spesifikasyonunda ise sıfır hipotezi 8 hissede (%10,81) reddedilmiş ve 66 hissede (%89,19) reddedilememiştir. Dolayısıyla Qu testi, incelenen serilerin sınırlı bir bölümünde gözlenen persistence davranışının yapısal değişimler veya trendler tarafından üretilen sahte uzun bellek ile uyumlu olabileceğine işaret etmektedir.

ε	H_0 Reddedilen	H_0 Reddedilmeyen	Red Oranı (%)
0,02	4	70	5,41
0,05	8	66	10,81

Tablo 20: Qu (2011) Gerçek ve Sahte Uzun Bellek Testi Sonuçları

GPH spesifikasyonunda anlamlı pozitif uzun bellek tespit edilen 11 hisse Qu (2011) testi kullanılarak ayrıca değerlendirilmiştir. Bu hisselerin 2'sinde gözlenen uzun bellek davranışı sahte uzun bellek olarak sınıflandırılırken, 9 hissede gerçek uzun bellek sıfır hipotezi reddedilememiştir. Böylece 74 hissenin 63'ünde (%85,14) anlamlı uzun bellek bulgusuna ulaşılammış, 9 hissede (%12,16) anlamlı GPH bulgusuna ek olarak gerçek uzun bellek hipotezi Qu testi tarafından reddedilmemiş ve 2 hissede (%2,70) GPH ile gözlenen uzun bellek davranışının sahte uzun bellek ile uyumlu olduğu belirlenmiştir. Bu sonuçlar birlikte değerlendirildiğinde, BIST 100 hisse getirilerinde uzun belleğin yaygın bir özellik olmadığı; gözlenen sınırlı uzun bellek sinyallerinin ise küçük bir bölümünün yapısal veya deterministik kaynaklardan doğabileceği sonucuna ulaşılmaktadır.

Sınıflandırma	Hisse Sayısı	Oran (%)
Anlamlı uzun bellek yok	63	85,14
Gerçek uzun bellek reddedilemedi	9	12,16
Sahte uzun bellek	2	2,70

Tablo 21: GPH ve Qu (2011) Birleşik Uzun Bellek Sınıflandırması

4. Tartışma ve Sonuç

Bu çalışmada BIST 100 kapsamındaki pay senetlerinin zayıf formda piyasa etkinliği, tek bir teste dayandırılmak yerine getirilerin farklı zaman serisi özelliklerini ölçen tamamlayıcı yöntemlerle bütünleşik bir çerçevede incelenmiştir. Getirilerdeki doğrusal ve doğrusal olmayan bağımlılık, rassal yürüyüş özelliği, fiyat serilerinin durağanlık yapısı ve uzun bellek davranışı ayrı ayrı sınanmış; elde edilen bulgular birlikte değerlendirilerek piyasa etkinliğine ilişkin bütüncül bir değerlendirme yapılmaya çalışılmıştır. Bu bölümde önce bulgular etkinlik hipotezi açısından yorumlanmakta, ardından çalışmanın sonuçlarının değerlendirilmesinde göz önünde bulundurulması gereken sınırlılıklar tartışılmaktadır.

4.1. Bulguların Yorumu

Doğrusal bağımlılık boyutunda bulgular, örneklemin yaklaşık yarısında zayıf form etkinlikle bağdaşmayan bir yapıya işaret etmektedir. Ljung–Box testi, 5, 10 ve 20 gecikmede sırasıyla hisselerin %47,3, %43,2 ve %48,6’sında sıfır hipotezini reddetmiş; dolayısıyla incelenen pay senetlerinin önemli bir kısmında geçmiş getirilerin sonraki getiriler hakkında bilgi taşıdığı belirlenmiştir. Buna karşılık Wald–Wolfowitz runs testi, pozitif ve negatif getirilerin işaret sıralamasının hisselerin %98,65’inde rassal bir yapıyla uyumlu olduğunu göstermiştir. İki bulgu birlikte değerlendirildiğinde, getiri işaretlerinin sıralanışı büyük ölçüde rassal olsa da getirilerin büyüklük ve otokorelasyon yapısında sistematik bir bağımlılığın örneklemin neredeyse yarısında bulunduğu ortaya çıkmaktadır.

Bulguların yorumlanmasında, çalışmanın giriş bölümünde vurgulanan rassal yürüyüş ile zayıf form etkinlik arasındaki ayrım belirleyici olmaktadır. ARCH–LM testi hisselerin %91,89’unda koşullu değişen varyans yapısı tespit etmiş; bu da volatilité kümelenmesinin piyasa genelinde yaygın bir özellik olduğunu göstermiştir. Ancak koşullu varyansın geçmiş bilgiye bağlı olarak öngörülebilir olması, koşullu ortalamanın öngörülebilir olduğu anlamına gelmediğinden, tek başına zayıf form etkinliğin ihlali olarak değerlendirilemez. Bu nedenle GARCH tipi dinamikler bulguların en yaygın, fakat etkinlik açısından büyük ölçüde nötr olan bileşenini oluşturmaktadır. Etkinlik açısından asıl anlamlı sinyal, doğrusal koşullu ortalama ve koşullu varyans yapısı ARMA–GARCH(1, 1) modeliyle filtrelendikten sonra dahi standartlaştırılmış artıklarda kalan bağımlılıktır: model tanımlarını geçen 62 hissenin %59,68’inde BDS testi bağımsız ve özdeş dağılımlılık hipotezini reddetmeye devam etmiştir. Bu bulgu, hisselerin yaklaşık beşte üçünde doğrusal ve GARCH tipi yapıların açıklayamadığı doğrusal olmayan bir bağımlılığın bulunduğunu ve söz konusu grupta zayıf form etkinliğin desteklenmediğini göstermektedir.

Rassal yürüyüş ve durağanlık testlerinden elde edilen sonuçlar da benzer biçimde heterojen bir tablo ortaya koymaktadır. Chow–Denning çoklu varyans oranı testi, hisselerin yalnızca %32,43’ünde rassal yürüyüş hipotezini reddetmiş; kalan üçte

ikilik kesimde ise reddedememiştir. Birim kök testleri fiyat serilerinin %98,65’inde birim kökün varlığını, dolayısıyla fiyat düzeylerinin rassal yürüyüş süreciyle uyumlu davranışını desteklemektedir. Bununla birlikte QADF testi, fiyat kalıcılığının piyasa koşullarına bağlı olarak asimetrik olduğunu ortaya koymuştur: alt kantilde ($\tau = 0, 10$) hisselerin %45,95’inde birim kök reddedilirken medyan ve üst kantillerde otoregresif katsayıların bire çok yakın kalması, olumsuz piyasa koşullarında fiyat şoklarının görece daha geçici, normal ve olumlu koşullarda ise yüksek derecede kalıcı olduğuna işaret etmektedir. Panel düzeyindeki CIPS testi de hisse bazındaki $I(1)$ bulgusunu doğrulamaktadır. Uzun bellek boyutunda ise piyasa genelinde güçlü ve istikrarlı bir kesirli bütünleşme kanıtı bulunmamıştır; GPH tahminleri sıfıra yakın kümelenmiş, hisselerin %85,14’ünde anlamlı uzun bellek tespit edilmemiş, gözlenen sınırlı sinyaller ise bant genişliği seçimine duyarlı çıkmıştır. Qu (2011) testiyle birlikte değerlendirildiğinde gerçek uzun belleğin yalnızca %12,16 oranında reddedilemediği, %2,70’lik kısmın ise sahte uzun bellekle uyumlu olduğu belirlenmiştir.

Bulgular topluca değerlendirildiğinde, BIST 100 pay senetleri için zayıf form piyasa etkinliğinin ne bütünüyle kabul edilebilir ne de bütünüyle reddedilebilir olduğu görülmektedir. Fiyat düzeylerinin rassal yürüyüşle uyumlu olması, getiri işaretlerinin büyük ölçüde rassal sıralanması ve yaygın bir uzun bellek yapısının bulunmaması piyasa genelinde zayıf formla geniş bir uyuma işaret ederken; getirilerin yaklaşık yarısındaki doğrusal otokorelasyon ile yaklaşık beşte üçündeki kalan doğrusal olmayan bağımlılık, belirli bir hisse alt kümesinde geçmiş bilginin gelecekteki getirilere ilişkin bilgi taşıdığını ve bu hisseler bakımından zayıf form etkinliğinin sağlanmadığını göstermektedir. Dolayısıyla çalışmanın temel çıkarımı, hisse bazında derecelenen ve piyasa koşullarına göre asimetrik biçimde değişebilen bir özellik olarak değerlendirilmesi gerektiğidir.

4.2. Çalışmanın Sınırlılıkları

Çalışmanın bulguları değerlendirilirken bir dizi sınırlılığın göz önünde bulundurulması gerekmektedir. İlk olarak örneklem, 13 Eylül 2026 itibarıyla BIST 100 içinde yer alan pay senetlerinden oluşturulmuş ve geçmişte endekste bulunmasına rağmen bu tarihte endekste yer almayan şirketler analiz dışında bırakılmıştır. Bu tercih sağkalım yanlılığı (survivorship bias) doğurmakta; dolayısıyla bulgular, tarihsel BIST 100 evreninin tamamını değil, yalnızca hâlâ endekste yer alan hisseleri temsil etmektedir.

İkinci olarak çalışmada ele alınan etkinlik, istatistiksel (bilgisel) etkinliktir. Uygulanan testler işlem maliyetleri, likidite kısıtları ve açığa satış engelleri gibi unsurları dikkate almamaktadır. Bu nedenle istatistiksel olarak saptanan öngörülebilirlik, işlem maliyetleri sonrası kâra dönüştürülebilir bir kazanç fırsatı anlamına gelmeyebilir ve bulgular ekonomik anlamda kazanç elde edilebilirliğine ilişkin doğrudan bir sonuç olarak yorumlanmamalıdır.

Analiz tüm örneklem dönemi üzerinden statik biçimde gerçekleştirilmiştir. Fourier tabanlı testler olası yumuşak yapısal değişimleri modellemekle birlikte, piyasa etkin-

liğin zaman içinde değişebileceğini öngören uyarlanabilir piyasa yaklaşımı doğrultusunda etkinliğin dinamik olarak (örneğin hareketli pencerelerle) incelenmesi bu çalışmanın kapsamı dışında bırakılmıştır. Dolayısıyla belirli alt dönemlerde ortaya çıkabilecek etkinlik farklılaşmaları tam olarak yakalanamamış olabilir.

Son olarak çalışma, günlük logaritmik getiriler ve tekil hisse düzeyi üzerinden yürütülmüştür. Gün içi ve mikroyapı etkileri, endeks veya portföy düzeyindeki etkinlik, hisseler arası öncü-artçı ilişkiler ve kesitsel öngörülebilirlik incelenmemiştir. Ayrıca fiyat verileri Yahoo Finance üzerinden elde edildiğinden, veri kaynağının BIST hisseleri için doğruluğu ve temettü/sermaye işlemlerine ilişkin düzeltmelerin niteliği bulguların bir başka sınırlılığını oluşturmaktadır.

Kaynakça

- Baltagi, B. H., Feng, Q., & Kao, C. (2012). A Lagrange Multiplier test for cross-sectional dependence in a fixed effects panel data model. *Journal of Econometrics*, 170(1), 164-177. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2012.04.004>
- Bastos, J. A., & Caiado, J. (2014). Clustering financial time series with variance ratio statistics. *Quantitative Finance*, 14(12), 2121-2133. <https://doi.org/10.1080/14697688.2012.726736>
- Box, G. E. P., & Pierce, D. A. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models. *Journal of the American Statistical Association*, 65(332), 1509-1526. <https://doi.org/10.1080/01621459.1970.10481180>
- Brent, R. P. (2013). *Algorithms for Minimization Without Derivatives*. Dover Publications.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Brock, W., Dechert, W., Lebaron, B., & Scheinkman, J. (1995). *A Test for Independence Based on the Correlation Dimension* [Working papers]. <https://econpapers.repec.org/RePEc:att:wimass:9520>
- Brownlee, K. (1960). *Statistical Theory and Methodology in Science and Engineering*. Wiley. <https://books.google.com.tr/books?id=bOxQAAAAMAAJ>
- Chow, K. V., & Denning, K. C. (1993). A simple multiple variance ratio test. *Journal of Econometrics*, 58(3), 385-401. <https://econpapers.repec.org/RePEc:eee:econom:v:58:y:1993:i:3:p:385-401>
- Conover, W. (1980). *Practical Nonparametric Statistics*. Wiley. <https://books.google.com.cu/books?id=bI8QAQAIAAJ>
- Cromwell, J., Labys, W., & Terraza, M. (1994). *Univariate Tests for Time Series Models*. SAGE Publications, Inc. <https://doi.org/10.4135/9781412986458>
- Enders, W., & Lee, J. (2012). The flexible Fourier form and Dickey-Fuller type unit root tests. *Economics Letters*, 117(1), 196-199. <https://doi.org/10.1016/J.ECONLET.2012.04.081>
- Escanciano, J. C., & Velasco, C. (2006). Generalized Spectral Tests for the Martingale Difference Hypothesis. *Journal of Econometrics*, 134(1), 151-185. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.06.019>

- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383. <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Fama, E. F. (1991). Efficient Capital Markets: II. *The Journal of Finance*, 46(5), 1575-1617. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb04636.x>
- Gel, Y. R., & Gastwirth, J. L. (2008). A Robust Modification of the Jarque–Bera Test of Normality. *Economics Letters*, 99(1), 30-32. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2007.05.022>
- Gibbons, J., & Chakraborti, S. (2003). *Nonparametric Statistical Inference*. Marcel Dekker Incorporated. <https://books.google.pt/books?id=dPhtioXwI9cC>
- Harvey, A. C. (1993). *Time series models* (s. 308). MIT Press.
- Haslett, J., & Raftery, A. E. (1989). Space-Time Modelling with Long-Memory Dependence: Assessing Ireland's Wind Power Resource. *Applied Statistics*, 38(1), 1. <https://doi.org/10.2307/2347679>
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- Lee, T.-H., White, H., & Granger, C. W. (1993). Testing for neglected nonlinearity in time series models: A comparison of neural network methods and alternative tests. *Journal of Econometrics*, 56(3), 269-290. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(93\)90122-L](https://doi.org/10.1016/0304-4076(93)90122-L)
- LeRoy, S. F. (1989). Efficient Capital Markets and Martingales. *Journal of Economic Literature*, 27(4), 1583-1621. <https://ideas.repec.org/a/aea/jeclit/v27y1989i4p1583-1621.html>
- Ljung, G. M., & Box, G. E. P. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, 65(2), 297-303. <https://doi.org/10.1093/biomet/65.2.297>
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M. H. (2015). Testing Weak Cross-Sectional Dependence in Large Panels. *Econometric Reviews*, 34(6–10), 1089-1117. <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>
- Pesaran, M. (2004). *General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panel-satTM* (Cambridge Working Papers in Economics Sy. 0435). <https://doi.org/None>

- Qu, Z. (2011). A Test Against Spurious Long Memory. *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(3), 423-438. <https://doi.org/10.1198/jbes.2010.09153>
- R Core Team. (2026). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. <https://doi.org/10.32614/R.manuals>
- Shahid, M. N. (2022). COVID-19 and adaptive behavior of returns: evidence from commodity markets. *Humanities and Social Sciences Communications*, 9(1), 323. <https://doi.org/10.1057/s41599-022-01332-z>
- Siegel, S. (1956). *Nonparametric statistics for the behavioral sciences* (s. 312). McGraw-Hill.
- Wald, A., & Wolfowitz, J. (1940). On a Test Whether Two Samples are from the Same Population. *The Annals of Mathematical Statistics*, 11(2), 147-162. <https://doi.org/10.1214/aoms/1177731909>