

**BİST'TEKİ ULAŐTIRMA SEKTÖRÜ FİRMALARININ VERİLERİNİN MODELLENMESİ
VE GELECEK TAHMİNİ İÇİN DOĞRUSAL PİYASA MODELİ YETERLİ Mİ?***Dr. Öğr. Üyesi Serdar NESLİHANOĞLU Taner AKSOY **ÖZET**

Globalleşme ve dijitalleşmenin bir sonucu olarak küresel finansal piyasalar arasındaki etkileşim hızla artmaktadır. Bu durumda, arařtırmaçı ve yatırımcılar için piyasa risklerinin modellenmesi ve gelecek tahmininin yapılmasının önemi de artmaktadır. Bu amaç doğrultusunda, piyasa risk parametresi durağan beta'ya olanak sağlayan ve Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli (SVFM) ile tutarlı Doğrusal Piyasa Modeli (DPM) ile zamana baėlı deėişen betalara olanak sağlayan Zamana baėlı deėişen DPM (Z-DPM)'nin piyasa verilerini modelleme ve gelecek 1 yıllık tahmini performanslarının karşılaştırılmasına odaklanılmıştır. Borsa İstanbul A.Ş. (BİST)'deki 5 ulařtırma firmasının son 5 yıllık günlük ve haftalık verileri arařtırmada kullanılmıştır. Z-DPM'deki zamana baėlı deėişen beta tahminleri GARCH, EGARCH ve GJRGARCH ile ayrı ayrı modellenmiştir. Sonuç olarak, Z-DPM'nin DPM'ye göre günlük ve haftalık verilerinin modellenmesi ve özellikle gelecek tahmini aşamasında üstün olduėu görülmüştür.

Anahtar Kelimeler: Beta Riski, GARCH-tipi Modeller, Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli, Ulařtırma Sektörü, Zamana Baėlı Deėişen Doğrusal Piyasa Modeli.

JEL Kodları: C32, C53, G12

**IS CAPITAL ASSETS PRICING MODEL ADEQUATE FOR THE MODELING AND
FORECAST OF THE FIRMS DATA IN THE TRANSPORTATION SECTOR IN BIST?****ABSTRACT**

As a result of globalization and digitalization, the interaction between the global financial markets increases rapidly. Accordingly, the importance of conducting the market risks modeling and

* Bu makale Dr. Öğr. Üyesi Serdar Neslihanoglu danışmanlığında Taner Aksoy tarafından Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İstatistik bölümünde tamamlanan "BİST'teki Ulařtırma Sektörü Firmalarının Verilerinin Modellenmesi ve Tahmini için Koşullu ve Koşulsuz Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modelinin Performans Karşılaştırması" başlıklı yüksek lisans tezinden üretilmiştir.

* Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, Fen-Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü, Eskişehir, Türkiye, e-mail: neslihanoglu@ogu.edu.tr

* Bursa Ecza Kooperatifi, Bursa, Türkiye, e-mail: tanerraksoy@gmail.com

Makale Geçmiři/Article History

Başvuru Tarihi / Date of Application : 1 Mayıs / May 2020

Düzeltilme Tarihi / Revision Date : 7 Ekim / October 2020

Kabul Tarihi / Acceptance Date : 30 Kasım / November 2020

54

Arařtırma Makalesi/Research Article

forecast for the researchers and investors also increases. For this purpose, comparison of the performances of the Linear Market Model (LMM) that enables the market risk parameter being stationary beta and that is consistent with the Capital Assets Pricing Model (CAPM) and the Time-varying LMM (Tv-LMM) that enables time-varying betas in market data modeling and 1 year forecast is focused on. In the research, the daily and weekly data of 5 transportation firm in Borsa İstanbul A.Ş. (BİST) for the last 5 years are used. The time-varying beta forecasts in Tv-LMM are separately modeled with GARCH, EGARCH, and GJR-GARCH. As the result, it is clearly seen that Tv-LMM, compared to LMM, is superior in the stage of modeling of daily and weekly data and especially in prediction..

Key Words: *Beta Risk, GARCH-type Models, Capital Asset Pricing Model, Transportation Sector, Time-varying Linear Market Model.*

JEL Codes: *C32, C53, G12*

1. GİRİŞ

Finansal sistem kaynak ihtiyacı olan girişimciler ile yatırımcılar arasındaki kaynak alışverişini sağlayan ve bunları düzenleyen kurallardan oluşan yapı olarak tanımlanabilir. Finansal sistem içerisindeki bireyler, kurum ve kuruluşlar için sahip oldukları portföylerin getirisinin belirledikleri risk seviyesine göre yönlendirilmesi ve portföy risklerinin en az hata payı ile modellenmesi ve gelecek tahmini büyük önem taşımaktadır.

Portföyün risk seviyesi ve beklenen getirisi arasındaki ilişki ilk olarak 1952 yılında modern portföy kuramının temellerini oluşturan, Nobel ödüllü ekonomist Harry Markowitz tarafından ortaya atılmıştır. Markowitz'in modern portföy kuramı temel alınarak Sharpe (1964), Lintner (1965) ve Mossin (1966) tarafından Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli (SVFM) ortaya atılmıştır. Bu modelin temel amacı, portföy risk düzeyini belirlemek için sistematik risk ölçüsünü ele alıp, finansal verilerin stokastik davranışını belirleyerek portföy yönetimi konusunda finansal yatırım kararları için yol göstericilik sağlamaktır. Sistematik riskin bir ölçüsü olan beta riski, SVFM'deki durağan beta parametresi ile ölçülmekte ve sıklıkla En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile modellenmektedir.

Son yıllarda hızla artan globalleşme ve dijitalleşmenin bir sonucu olarak, küresel finansal piyasaların hızlı etkileşmesiyle oluşabilecek ani piyasa dalgalanmalarını en az hata payı ile modellemek ve gelecek tahmini yapmak önem kazanmıştır. Bu amaç doğrultusunda gerçekleştirilen araştırmalarda, SVFM'deki beta risk parametresinin durağan olmadığı aksine zamana bağlı değiştiği varsayımı geçerlilik kazanmış ve buna olanak sağlayan Koşullu SVFM (K-SVFM) kullanımı yaygınlık kazanmıştır. Örnek olarak, Avustralya için Faff, Lee ve Fry (1992), Brooks, Faff ve McKenzie (1998; 2002), Birleşik Krallık için Faff, Hiller ve Hiller (2000), Choudhry ve Wu (2009), Avrupa için Mergner ve Bulla (2008), ABD için Sunder (1980), Bos ve Newbold (1984) ve Kim (1993) ve Türkiye için

Odabaşı (2000; 2002; 2003a; 2003b), Aygören ve Sarıtaş (2007), Derindere ve Dizdarlar (2008), Oran ve Soytaş (2008), Altınsoy (2009), Çelik (2013) ve Aygören ve Uyar (2016) çalışmaları verilebilir.

BİST ile ilgili olarak SVFM ve K-SVFM ile ilgili yapılan çalışmalara bakıldığında BİST'teki farklı sektörler araştırılmıştır. Fakat, son yıllarda ülkemizde ulaştırma alanında dikkat çekici birçok gelişme olmasına rağmen BİST'teki ulaştırma sektörü firmalarına yatırım yapacak finansal yatırımcılara portföy oluşturulması, yönlendirilmesi ve risklerinin ölçülmesi konusunda fikir verecek bir araştırma yapılmamıştır. Literatürdeki bu açığı kapatmak amacıyla, bir ilk olarak bu çalışmada BİST'de işlem gören ulaştırma sektörü firmaları tercih edilmiştir. Bu doğrultuda, farklı frekans sıklıklarındaki finansal zaman serisi verilerini en az hata payıyla modellemek ve gelecek tahmini yapmak için durağan betalara olanak sağlayan SVFM ile tutarlı Doğrusal Piyasa Modeli (DPM)'nin ve zamana bağlı değişen betalara olanak sağlayan K-SVFM ile tutarlı Zamana bağlı değişen Doğrusal Piyasa Modeli (Z-DPM)'nin performansının değerlendirilmesi amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda BİST'te işlem gören günlük ve haftalık frekanstaki 5 farklı ulaştırma firmasına ait son 5 yıllık piyasa verilerini en az hata payı ile modellemek ve gelecek tahmini yapmak için DPM ile Z-DPM karşılaştırılmasına odaklanılmıştır. Buna ek olarak, Z-DPM'deki zamana bağlı değişen betaların koşullu (durağan olmayan) varyanslar ile elde edilmesine olanak sağlayan GARCH-tipi modellere (GARCH, EGARCH ve GJRGARCH) odaklanılmıştır. Sonuç olarak, Z-DPM'nin DPM'ye göre günlük ve haftalık verilerinin modellenmesi ve özellikle gelecek tahmini aşamasında üstün olduğu görülmüştür.

Bu çalışmanın geri kalan kısmında; Bölüm 2'de BİST'teki sektör ve firma verilerinin DPM ve Z-DPM ile modellenmesi ve gelecek tahmini ile ilgili yapılan çalışmalara değinilecektir. Bölüm 3'te verilenlerin temel özellikleri ve kullanılacak olan finansal ve istatistiksel yöntemler hakkında bilgi verilecektir. Bölüm 4'te verilenlerin modellenmesi ve gelecek tahminleri aşamasındaki bulgulara yer verilecektir. Son olarak, Bölüm 5'te elde edilen araştırma sonuçlarına yer verilecektir.

2. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli (SVFM) (Doğrusal Piyasa Model (DPM) ile tutarlı) ve koşullu Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli (K-SVFM) (Zamana bağlı değişen Doğrusal Piyasa Modeli (Z-DPM) ile tutarlı) hakkında BİST'teki sektörler ve firmaların farklı zaman periyodu ve frekans sıklıkları üzerinde yapılan ve araştırmanın temel konusu olan zamana bağlı değişen betaların GARCH-tipi modellerden elde edilen koşullu (durağan olmayan) varyanslar yöntemiyle elde edilmesi üzerine yapılan çalışmaların bazıları aşağıda sıralanmıştır.

Odabaşı (2000) çalışmasında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB)'nda bulunan 01.01.1992 – 31.12.1997 dönemi için 100 hisse senedinden oluşan örnekleme ait beta durağanlığını 6 ay, 1 yıl, 2 yıl ve 3 yıl periyodlar için En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile araştırmıştır. Sonuç olarak, betanın durağanlığının tahmin aralığına bağlı olduğu ve yatırımcıların daha uzun bir tahmin süresi kullanmalarının daha iyi sonuç vereceği belirtilmiştir. Odabaşı (2002) diğer bir çalışmasında İMKB'de

bulunan 1992-1999 dönemine ait 100 hisse senedinden oluşan örneklem ait beta durağanlığını EKK ve Dimson yöntemi ve tahmin süresini 8 yıldan 1 yıla kadar azaltarak test etmiştir. Sonuçta, beta tahmin süresi kısaldıkça betalardaki değişkenliğin azaldığı görülmüştür. Odabaşı (2003a) çalışmasında İMKB'deki beta durağanlığını ve istikrarsızlığını 1992-1999 döneminde 100 hisse senedinden oluşan bir örneklem ile incelemiştir. Tüm örneklem periyodu ve alt ara birimleri boyunca bireysel hisse senetleri modellenmiş ve 4 ile 8 yıllık süreli tahminler gerçekleştirilmiştir. Sonuç olarak, Türkiye'deki şirketlerin piyasadaki hızlı değişimlere bağlı olarak tahmin performansının düştüğüne ve beta kararsızlığı 8 yıllık süre için yaklaşık %80 oranında elde edilmiştir. Odabaşı (2003b) çalışmasında İMKB'deki beta istikrarsızlığını tekrar araştırmak için Ocak 1992-Aralık 1999 dönemlerindeki haftalık ve aylık frekans değerlerinde üç farklı getiriye ve 100 hisse senedi odaklanılmıştır. Burada beta tahminleri, EKK yöntemiyle elde edilmiş ve betaların durağan olmadığı görülmüştür.

Aygören ve Sarıtaş (2007) çalışmasında Haziran 1994-Haziran 2004 yıllarını için İMKB'deki 90 hisse senedinin aylık getiri verilerini kullanarak beta tahminlerinde düzeltme yöntemleri önerilmiştir. Sonuçta, tahmin süresi uzadıkça betaların 1'e yakınsadığını ve durağan olmadığı görülmüştür.

Derindere ve Dizdarlar (2008) çalışmasında Ocak 2002-Aralık 2006 dönemini kapsayan İMKB 100 endeksine dahil 64 hisse senedinin haftalık ve aylık getiri değerlerini kullanarak standart piyasa modeli ile beta katsayılarını elde edilmiştir. Sonuç olarak, farklı getiri aralığındaki beta katsayısının anlamlı bir şekilde farklılaştığı tespit edilmiştir.

Oran ve Soytaş (2008) çalışmasında İMKB'de bulunan Ocak 1996-Haziran 2007 dönemi günlük getirileri kullanılarak 500 hisse senedinden oluşan örnekleme ait portföy oluşturmuş ve beta katsayıları EKK yöntemi ile tahmin edilmiştir. Bulgularda hem hisse senetleri hem de portföyler için hesaplanan betaların ortalamasının 1'in altında kaldığına ulaşılmıştır.

Altınsoy (2009) çalışmasında Türkiye Gayrimenkul Yatırım Ortaklığı (GYO)'nın gelişmiş ve gelişmekte olan ülke GYO'ları için gözlemlenen azalma eğiliminin Türkiye GYO betalarında da gözlemlenip gözlemlenmediğini tespit etmek amacıyla 2002-2009 yılları arasında, günlük ve haftalık frekanslarındaki değişken beta katsayılarının modellenmesi ve tahmini yapılmıştır. Türkiye GYO sektörünün betası Diagonal BEKK GARCH, Schwert ve Seguin modeli ve Kalman Filtresi kullanılarak zamanla değişen beta davranışı araştırılmış ve betaların durağan olmadığı tespit edilmiştir.

Çelik (2013) çalışmasında İMKB'de yer alan sektörlere ait 03.01.2005-31.12.2009 dönemi için beta davranışlarını yuvarlama regresyonu ve öz yinelemeli regresyon yöntemi kullanarak incelemiştir. Beta üzerindeki kırılmanın etkisi incelenirken 2007-2009 yılları arasındaki küresel kriz dikkate alınarak iki alt örnek kullanmıştır. Sonuç olarak, gelişmekte olan finansal piyasalarda betanın durağan olmadığına ulaşılmıştır.

Aygören ve Uyar (2016) çalışmasında 04.01.2011-31.12.2015 döneminde BİST ve Newyork Borsası'nda işlem gören hisselerin günlük getirileri için beta katsayısında meydana gelen değişimleri

SVFM kantil regresyon yöntemi ile modellenmiş ve tahmin edilmişlerdir. Sonuç olarak, beta katsayısının her iki piyasada da farklı hisse senedi getiri noktalarında değiştiği tespit edilmiştir.

Literatürdeki çalışmalara bakıldığında Türkiye’deki borsada işlem gören farklı sektörler ve firmalarda farklı zaman periyodlarında ve sıklıklarında betanın (beta riskinin) durağan olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Fakat, son yıllarda ülkemizde ulaştırma alanında dikkat çekici gelişmeler olmasına rağmen BİST’teki ulaştırma sektörü firmalarına yatırım yapacak yatırımcılara portföy oluşturulması, yönlendirilmesi ve bu portföylerin beta risklerinin ölçülmesi konusunda yön verecek bir araştırma literatürde bulunmamaktadır. Bu konuda literatüre katkıda bulunmak amacıyla, bu çalışmada BİST’de işlem gören ulaştırma sektörü firmalarına odaklanılmıştır.

3. VERİ TANIMI VE YÖNTEM

3.1. Veri Tanımı

Araştırmamızdaki veri seti 1 Ağustos 2014 ile 1 Ağustos 2019 tarihleri arasında Borsa İstanbul A.Ş. (BİST)’de ulaştırma sektöründe işlem gören 5 farklı firmanın hisse senetlerinin günlük ve haftalık kapanış değerlerinden oluşmaktadır. Bu çalışmada kullanılacak olan BİST ve 5 ulaştırma firmasına ait endeks kısaltmaları: BIST 100 (Borsa İstanbul 100 endeksi), BEYAZ (Beyaz Filo Oto Kiralama A.Ş.), CLEBI (Çelebi Hava Servis A.Ş.), DOCO (DO&CO Aktiengesellschaft), PGSUS (Pegasus Hava Taşımacılığı A.Ş.) ve THYAO (Türk Hava Yolları A.O) şeklindedir. Araştırma verileri Yahoo (2019) ve Investing.com (2019)’dan elde edilmiştir. Çalışmada risksiz oran olarak tercih edilen 3 aylık TRLIBOR (Türk Lirası Referans Faiz Oranı) TRLIBOR (2019)’dan elde edilmiştir. BIST 100 ve 5 ulaştırma firmasının getirisi, R_t , bunların t . ve $t-1$. zamandaki kapanış fiyatları P_t ve P_{t-1} ’in logaritmik farkları alınarak aşağıdaki gibi elde edilmiştir. Not: Günlük ve haftalık frekanstaki veriler için ayrı ayrı R_t hesaplamaları yapılmıştır.

$$R_t = \log(P_t) - \log(P_{t-1}) \quad (1)$$

Tablo 1’de BIST 100 ve 5 ulaştırma firmasına ait günlük ve haftalık getiri (R_t) verileri için tanımlayıcı ve test istatistikleri sonuçlarına yer verilmiştir. BIST 100 ortalamasının günlük ve haftalık verilerde pozitif olduğu, yani BIST 100’e yatırım yapan yatırımcının bu zaman periyodunda getiri elde edeceği söylenebilir. Ortalama değerine göre standart sapmanın yüksek bir değere sahip olması incelenen dönemlerde BIST 100’de yaşanan dalgalanmaların bir göstergesi olarak kabul edilebilir. Standart sapma değeri en yüksek olan BEYAZ, dalgalanması (volatilitesi) bir başka deyişle standart sapma riskin bir ölçüsü olarak düşünüldüğünde riski en yüksek olan firma olarak tespit edilebilmektedir. Bunlara ek olarak, haftalık verilerdeki ortalama ve standart sapma değerlerinin günlük verilere göre firma bazında pozitif yönlü bir artış gösterdiği söylenebilir. Bu durum, haftalık yatırımcıların kazançlarının, günlük yatırımcılara karşı daha fazla bir getiri elde edeceğinden söz edilecek iken daha

fazla riske sahip oldukları standart sapmanın riskin bir ölçüsü olarak düşünüldüğü durum için söylenebilir.

Günlük ve Haftalık verilerin normal dağılım göstermediği, Jarque-Bera (*JB*) test istatistiğine göre %95 güvenilirlik düzeyinde söylenebilir. Verilere ait basıklık değerlerine bakıldığında, değerlerin 3'ten büyük olması dağılımın normal dağılıma göre kalın kuyruklu olduğu; çarpıklık değerlerine bakıldığında ise dağılımın asimetrik olduğu söylenebilir. Günlük verilerde BIST 100, BEYAZ, PGSUS, THYAO; haftalık verilerde ise BIST 100, PGSUS, THYAO'e ait çarpıklık katsayılarının negatif olması dağılımın

Tablo 1. Günlük ve haftalık verilerin tanımlayıcı ve test istatistikleri

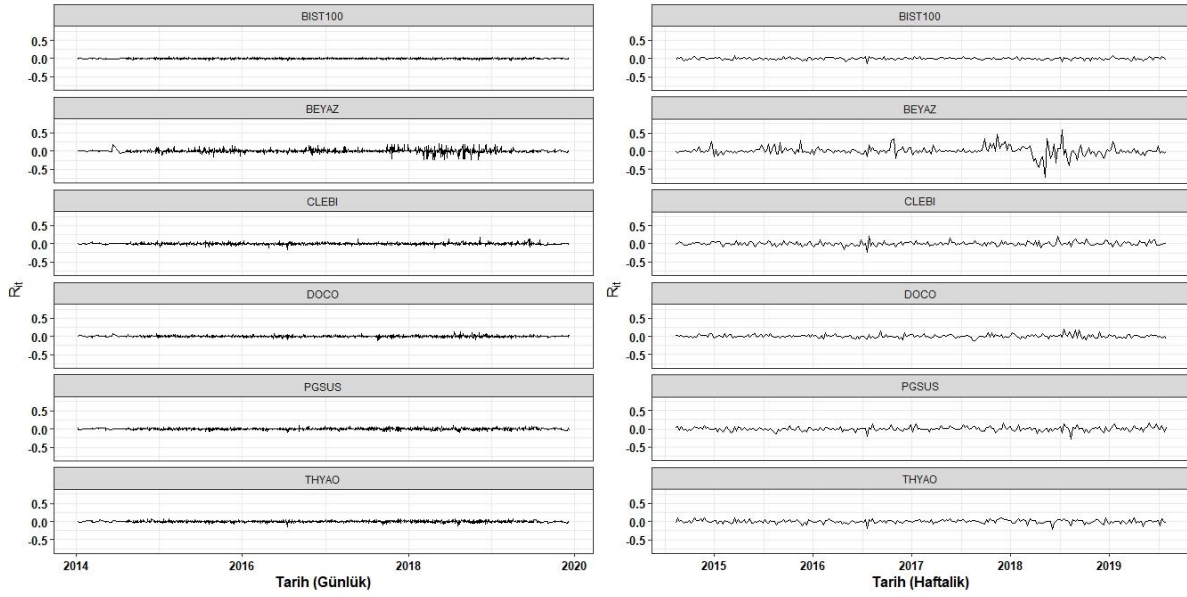
GÜNLÜK						
	Ortalama	Standart	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera	Ljung-Box
BIST 100	0,017	1,291	-0,378	4,927	226,390*	40,501
BEYAZ	0,151	5,079	-0,248	9,504	2242,595*	126,653*
CLEBI	0,108	2,525	0,417	9,888	2536,770*	36,664
DOCO	0,102	2,095	0,357	8,237	1472,784*	34,304
PGSUS	0,054	2,417	-0,029	4,388	102,298*	46,822
THYAO	0,053	2,338	-0,283	4,848	197,584*	42,842
TRLIBOR	0,051	0,018	1,162	2,889	284,425*	41324,544
HAFTALIK						
	Ortalama	Standart	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera	Ljung-Box
BIST 100	0,088	2,944	-0,647	4,954	61,357*	16,349
BEYAZ	0,738	12,520	-0,314	10,265	588,709*	47,095*
CLEBI	0,521	5,300	0,214	5,006	47,311*	20,518
DOCO	0,489	4,505	0,713	5,290	81,141*	16,880
PGSUS	0,253	5,717	-0,330	5,582	79,453*	5,620
THYAO	0,260	4,859	-0,600	4,519	41,922*	14,058
TRLIBOR	0,248	0,090	1,145	2,833	57,723*	3428,907*

Not: 'Ortalama' ve 'Standart Sapma' değerleri hesaplanan değerlerin 100 katı olarak alınmıştır. Jarque-Bera

sola çarpık olduğunu; diğer firmalara ait günlük ve haftalık verilerde pozitif çarpıklık katsayıları ise firmalara ait dağılımların sağa çarpık olduğunu göstermektedir. Buradaki, negatif çarpıklık durumunda, sık sık küçük artışlar ve getirilerde aşırı düşüşler gözlenebileceği; pozitif çarpıklık durumunda ise, sık sık küçük düşüşler ve getirilerde aşırı artışlar gözlenebileceği şeklinde yorumlanabilir. Günlük verilerde basıklık değeri 4,388 (PGSUS) ile 9,888 (CLEBI) arasında; haftalık getirilerde ise basıklık değerleri 4,519 (THYAO) ile 10,265 (BEYAZ) arasında değişmektedir. Bu durumda CLEBI ve BEYAZ firmasının diğer firmalara karşı daha fazla maddi kayıp ve/veya kazanç şansına sahip olduğunu söylenilebilir. Verilerin Ljung-Box (*LB*) test istatistiği %95 güvenilirlik düzeyinde kabul edilemeyen veriler için istatistiksel olarak anlamlı bir otokorelasyon olduğu yorumu yapılabilmektedir.

Şekil 1'de sırasıyla BIST 100 ve 5 ulaştırma firmasına ait günlük ve haftalık aşırı getiri ($R_t - R_f$) verilerinin zaman serisi grafikleri verilmiştir. Grafikler incelendiğinde günlük aşırı getirilere ait grafiklerin haftalık aşırı getirilere ait grafiklere göre daha az dalgalı olduğu yani volatilitenin günlük getirilerde daha düşük olduğu ve Tablo 1'deki standart sapma değeriyle tutarlı olduğu gözlenmektedir.

Şekil 1. BIST 100 ve 5 ulaştırma firmasının günlük ve haftalık aşırı getirileri seri grafikleri



Buna ek olarak, günlük ve haftalık verilerde trend olmadığı gözlemlenebilir. Sonuç olarak, günlük getirinin getiri-zarar dengesinin haftalık getiriye karşı daha az riskli (daha az dalgalanmalı) olduğu yorumu standart sapmayı riskin bir ölçüsü olarak tanımladığımızda yapılabilmektedir.

3.2. Yöntem

Araştırmamızın temel modeli olan Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli (SVFM) ile tutarlı Doğrusal Piyasa Modeli (DPM) aşağıdaki gibi tanımlanmıştır. SVFM ile DPM arasındaki tutarlılık Aksoy (2020) tarafından gösterilmiştir.

$$R_{it} - R_{ft} = \alpha_i + \beta_{im}(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad t = 1 \dots N \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2) \quad (2)$$

Burada, $R_{it} - R_{ft}$ t . zamanındaki i . ulaştırma firmasının aşırı getirisi, $R_{mt} - R_{ft}$ ise t . zamanındaki BIST 100 portföyünün aşırı getirisidir. ε_{it} ise i . ulaştırma firmasının t . zamandaki $\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2)$ ve $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{tk}) = 0$ için $i \neq k$ ve $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{i,t+j}) = 0$ için $j > 0$ artıklarıdır. Araştırmamızda, α_i değeri risksiz oran olan R_{ft} modelleme öncesi çıkartıldığı için 0 olarak kabul edilmiştir (Choudhry ve Wu, 2009). β_{im} parametresi ise beta riski olarak adlandırılmaktadır. Buradaki β_{im} parametresi En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ve aşağıdaki gibi elde edilecektir.

$$\hat{\beta}_{im} = \arg \min \|(R_{it} - R_{ft}) - \beta_{im}(R_{mt} - R_{ft})\|_2^2 \quad (3)$$

Burada, $\|(R_{it} - R_{ft}) - \beta_{im}(R_{mt} - R_{ft})\|_2^2 = \sum_{t=1}^n ((R_{it} - R_{ft}) - \beta_{im}(R_{mt} - R_{ft}))^2$ olarak tanımlanmıştır.

Bu çalışmada zamana bağlı değişen beta risklerine olanak sağlayan K-SVFM modeli ile tutarlı Zamana bağlı değişen Doğrusal Piyasa Modeli (Z-DPM) aşağıdaki gibi tanımlanmıştır. K-SVFM ile Z-DPM arasındaki tutarlılık ilişkisi Aksoy (2020) tarafından gösterilmiştir.

$$R_{it} - R_{ft} = \beta_{imt}(R_{mt} - R_{ft}) + \varepsilon_{it} \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_{it}^2) \quad (4)$$

Buradaki, β_{imt} aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$\beta_{imt} = \rho_{im} \frac{\sqrt{\sigma_{it}^2}}{\sqrt{\sigma_{mt}^2}} \quad (5)$$

Burada, ρ_{im} BIST 100 ile i . ulaştırma firması arasındaki korelasyon katsayısı, σ_{it}^2 ve σ_{mt}^2 ise ayrı ayrı i . ulaştırma firmasının ve BIST 100 portföyünün koşullu varyanslarıdır. Buradaki, koşullu varyansların modellenmesinde literatürde (örneğin, Kim, Sohn ve Youn, 2018; Ertuğrul, 2019) sıklıkla kullanılan GARCH-tipi modeller araştırmamızda tercih edilmiştir. Bu çalışmada β_{imt} değerleri GARCH, EGARCH ve GJRGARCH modellerinde elde edilen koşullu varyanslar kullanılarak elde edilmiş ve aşağıda tanımlanmıştır.

Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modeli Bollerslev tarafından 1986 yılında daha karışık dalgalanma (volatilite) yapısını elde etmek için ARCH (Otoregresif Koşullu Değişen Varyans) sürecinin bir uzantısı olarak tanımlanmıştır. Bu çalışmada kullanılan GARCH(1,1) modelinin koşullu varyansı aşağıda tanımlanmıştır.

$$\sigma_t^2 = \omega + \psi_1 Y_{t-1}^2 + \theta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (6)$$

Buradaki, koşullu varyans σ_t^2 'nin her t 'de pozitif olmasını sağlamak için Nelson ve Cao (1992) tarafından $\omega > 0$, $\psi_1 \geq 0$ ve $\theta_1 \geq 0$ kısıtları tanımlanmıştır. Ayrıca, durağan ve sonlu koşulsuz varyans σ^2 için $\psi_1 + \theta_1 < 1$ 'nin olması gerekmektedir.

Glosten, Jagannathan ve Runkle tarafından 1993 yılında geliştirilen Glosten-Jagannathan-Runkle Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GJRGARCH) modeli zaman serilerindeki kaldıraç etkisini yakalamak için kullanılmaktadır. Buradaki, kaldıraç etkisi Black 1976 yılında zaman serilerinde oynaklığın pozitif ve negatif hareketlere asimetric tepkisi olarak tanımlanmıştır. Bu çalışmada kullanılan GJRGARCH(1,1) modelinin koşullu varyansı aşağıda tanımlanmıştır.

$$\sigma_t^2 = \omega + \psi_1 Y_{t-1}^2 + \zeta_1 I_{t-1} Y_{t-1}^2 + \theta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (7)$$

Burada, ζ_1 kaldıraç etkisi terimi ve gözlem değerinin 0'a eşit veya küçük ise I_{t-1} için 1 değerini alırken, aksi durumda I_{t-1} değeri 0 olarak alınır.

Nelson ise 1991 yılında kaldıraç etkisini logaritmik olarak modelleyen Üstel GARCH (Exponential GARCH, EGARCH) modelini geliştirmiştir. Bu çalışmada kullanılan EGARCH(1,1) modelinin koşullu varyansı aşağıda tanımlanmıştır.

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \psi_1 \frac{|Y_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \zeta_1 \frac{Y_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \theta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) \quad (8)$$

EKK ile modellenen DPM ve GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM'nin modelleme ve gelecek tahmin performanslarının karşılaştırılmasında kullanılan Ortalama Mutlak Hata (HMO) ve Hata Kareler Ortalaması (HKO) kriterleri aşağıda tanımlanmaktadır.

$$HMO_i = \sum_{t=1}^N \frac{|R_{it} - \widehat{R}_{ft} - R_{it} - R_{ft}|}{N} \quad (9)$$

$$HKO_i = \sum_{t=1}^N \frac{(R_{it} - \widehat{R}_{ft} - R_{it} - R_{ft})^2}{N} \quad (10)$$

Bu çalışmada, GARCH-tipi modellerdeki koşullu varyansların modellenmesi ve diğer istatistiksel hesaplamalar için R programlama dili (R Core Team, 2018) kullanılmıştır.

4. ARAŞTIRMA BULGULARI

4.1. Verilerin Modellenmesi

Bu bölümde, EKK ile modellenen DPM ve GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM'nin araştırma verilerini modelleme performansları tartışılacaktır. Modellerin performansları HMO(x10²) ve HKO(x10⁴) karşılaştırma kriterleri ile karşılaştırılacak ve sonuçlara Tablo 2 ve 3'te yer verilecektir.

Tablo 2. HMO(x10²) ile modellerin verileri modelleme performanslarının karşılaştırmaları

Model	GÜNLÜK				HAFTALIK			
	DPM	Z-DPM			DPM	Z-DPM		
Firmalar	EKK	GARCH	EGARCH	GJRGARCH	E K K	GARCH	EGARCH	GJRGARCH
BEYAZ	2,954	2,946	2,943	2,947	7,484	7,442	7,445	7,432
CLEBI	1,573	1,576	1,576	1,579	3,682	3,685	3,653	3,647
DOCO	1,429	1,433	1,431	1,431	3,306	3,304	3,310	3,300
PGSUS	1,396	1,384	1,398	1,387	3,172	3,192	3,209	3,199
THYAO	1,273	1,274	1,272	1,277	2,659	2,662	2,685	2,652
Ortalama	1,725	1,723	1,724	1,724	4,061	4,057	4,060	4,046
Artış/Azalış (+/- %)		%0,139	%0,058	%0,046		%0,089	%0,005	%0,360

Not: HMO model karşılaştırma kriterine göre en küçük HMO değere sahip olan en iyi model koyu renk ile belirtilmiştir.

HMO(x10²) kriteri ile modellerin modelleme performans karşılaştırması Tablo 2'de günlük ve haftalık veriler için ayrı ayrı oluşturulmuştur. Günlük verilere bakıldığında, BEYAZ ve THYAO için EGARCH, CLEBI ve DOCO için EKK, PGSUS için ise GARCH en iyi modelleme performansına sahip olduğu görülmüştür. Ortalamalara göre en iyi modelleme 1,723 HMO değeri ile GARCH olarak ortaya çıkmaktadır. Sonuç olarak günlük verilerin performansları HMO kriterine göre karşılaştırıldığında %0,139 artış ile en iyi modelleme performansı EKK'ye karşı GARCH modeli tarafından yapılmaktadır.

Haftalık verilere bakıldığında ise, BEYAZ, CLEBI, DOCO ve THYAO için GJRGARCH PGSUS için ise EKK'nin en iyi modelleme performansına sahip olduğu görülmüştür. Ortalamalara göre en iyi modelleme 4,046 HMO değeri ile GJRGARCH olarak ortaya çıkmaktadır. Sonuç olarak, haftalık verilerin modelleme performansları HMO kriterine göre karşılaştırıldığında %0,360 artış ile en iyi modelleme performansını EKK'ye karşı GJRGARCH modeli vermektedir.

Tablo 3. HKO(x10⁴) ile modellerin verileri modelleme performanslarının karşılaştırmaları

Model	GÜNLÜK				HAFTALIK			
	DPM	Z-DPM			DPM	Z-DPM		
Firmalar	EKK	GARCH	EGARCH	GJRGARCH	EKK	GARCH	EGARCH	GJRGARCH
BEYAZ	25,636	25,575	25,505	25,558	154,161	153,813	152,725	153,417
CLEBI	5,180	5,217	5,196	5,212	23,137	22,953	22,510	22,443
DOCO	4,348	4,382	4,367	4,372	20,082	20,078	20,091	20,029
PGSUS	3,539	3,521	3,572	3,537	18,096	18,097	19,119	17,964
THYAO	2,898	2,900	2,897	2,913	13,153	13,195	13,461	13,041
Ortalama	8,320	8,319	8,307	8,318	45,726	45,627	45,581	45,379
Artış/Azalış (+/- %)		%0,014	%0,154	%0,022		%0,216	%0,316	%0,759

Not: HKO model karşılaştırma kriterine göre en küçük HKO değere sahip olan en iyi model koyu renk ile belirtilmiştir.

HKO(x10⁴) kriteri ile modellerin modelleme performans karşılaştırması Tablo 3'te günlük ve haftalık veriler için ayrı ayrı oluşturulmuştur. Günlük verilere bakıldığında BEYAZ ve THYAO için EGARCH, CLEBI ve DOCO için EKK, PGSUS için ise GARCH en iyi modelleme performansına sahip olduğu görülmüştür. Ortalamalara göre en iyi modelleme 8,307 HKO değeri ile EGARCH olarak ortaya çıkmaktadır. Sonuç olarak, günlük verilerin performansları HKO kriterine göre karşılaştırıldığında %0,154 artış ile en iyi modelleme performansını EKK'ye karşı EGARCH modeli vermektedir.

Haftalık verilere bakıldığında ise, BEYAZ için EGARCH, CLEBI, DOCO, PGSUS ve THYAO için GJRGARCH en iyi modelleme performansına sahip olduğu görülmüştür. Ortalamalara göre en iyi modelleme 45,379 ile GJRGARCH olarak ortaya çıkmaktadır. Sonuç olarak, haftalık verilerin performansları HKO kriterine göre karşılaştırıldığında %0,759 artış ile en iyi modelleme performansını EKK'ye karşı GJRGARCH modeli vermektedir.

Sonuç olarak, günlük ve haftalık verilerin modellenmesinde EKK ile modellenen DPM modelinin GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM modeline karşı düşük performans gösterdiği açıkça görülmektedir. Bu durum sonucunda betaların durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

4.2. Verilerin Gelecek Tahmini

Bu bölümde EKK ve GARCH-tipi modellerin verilerin gelecek tahmini konusundaki performans karşılaştırılmasına yer verilmiştir. Verilerin gelecek tahmini için kayan pencere yöntemi kullanılarak tahminler yapılmıştır. Bu yöntemin uygulaması çerçevesinde tahmin edilen gelecek periyodu 1 yıl olarak seçilirken model

parametrelerinin tahmini periyodu ise 3 yıl olarak belirlenmiştir. Modellerin gelecek tahmin performansları karşılaştırma kriterleri olan HMO($\times 10^2$) ve HKO($\times 10^4$) sonuçları Tablo 4 ve Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 4. HMO($\times 10^2$) ile modellerin verilerin gelecek tahmini performanslarının karşılaştırması

Model	GÜNLÜK				HAFTALIK			
	DPM	Z-DPM			DPM	Z-DPM		
Firmalar	EKK	GARCH	EGARCH	GJRGARCH	EKK	GARCH	EGARCH	GJRGARCH
BEYAZ	3,008	3,013	2,967	3,019	6,931	6,955	6,730	6,945
CLEBI	1,940	2,049	2,023	2,013	4,501	4,637	4,581	4,705
DOCO	1,911	1,809	1,809	1,806	4,447	3,991	4,031	3,981
PGSUS	2,023	1,830	1,851	1,836	4,350	4,456	3,892	4,321
THYAO	1,697	1,541	1,525	1,532	3,356	3,096	3,112	3,077
Ortalama	2,116	2,048	2,035	2,041	4,637	4,627	4,469	4,606
Artış/Azalış (+/- %)		%3,186	%3,819	%3,526		%0,216	%3,619	%0,673

Not: HMO model karşılaştırma kriterine göre en küçük HMO değere sahip olan en iyi model koyu renk ile belirtilmiştir.

Tablo 4'te verilen günlük veriler için modellerin gelecek tahmini performansları karşılaştırması sonuçlarına göre, BEYAZ ve THYAO için EGARCH, CLEBI için EKK, DOCO için GJRGARCH, PGSUS için GARCH en iyi gelecek tahmini performansını göstermiştir. Ortalamalara göre en iyi veri tahmini 2,035 HMO değeri ile EGARCH tarafından yapıldığı görülmektedir. Sonuç olarak, günlük veri gelecek tahmini performansları HMO kriterine göre karşılaştırıldığında %3,819 artış ile en iyi tahmin modeli performansını EKK'ye karşı EGARCH modeli vermektedir.

Haftalık verilere bakıldığında ise, BEYAZ ve PGSUS için EGARCH, CLEBI için EKK, DOCO ve THYAO için GJRGARCH en iyi gelecek tahmini performansını göstermiştir. Ortalamalara göre en iyi veri tahmini 4,469 HMO değeri ile EGARCH olarak çıkmaktadır. Sonuç olarak, haftalık verileri gelecek tahmini performansları HMO kriterine göre karşılaştırıldığında %3,619 artış ile en iyi tahmin modelini EKK'ye karşı EGARCH modeli vermektedir.

Tablo 5. HKO($\times 10^4$) ile modellerin verilerin gelecek tahmin performanslarının karşılaştırmaları

Model	GÜNLÜK				HAFTALIK			
	DPM	Z-DPM			DPM	Z-DPM		
Firmalar	EKK	GARCH	EGARCH	GJRGARCH	EKK	GARCH	EGARCH	GJRGARCH
BEYAZ	27,222	27,192	26,596	27,323	108,456	109,116	105,628	108,695
CLEBI	8,716	9,165	9,051	8,988	30,739	32,679	31,537	33,450
DOCO	6,919	6,526	6,537	6,521	30,181	28,882	29,161	28,788
PGSUS	6,533	5,980	6,023	5,927	38,705	29,992	29,500	28,779
THYAO	4,635	3,770	3,699	3,729	19,299	16,765	16,781	16,964
Ortalama	10,805	10,527	10,381	10,498	45,476	43,487	42,521	43,335
Artış/Azalış (+/- %)		% 2,577	% 3,922	% 2,845		% 4,374	% 6,497	%4,708

Not: HKO model karşılaştırma kriterine göre en küçük HKO değere sahip olan en iyi model koyu renk ile belirtilmiştir.

Tablo 5'te verilen günlük veriler için modeller arasında veri tahmini performansları karşılaştırması yapıldığında, BEYAZ ve THYAO için EGARCH, CLEBI için EKK, DOCO için

GARCH, PGSUS için GJRGARCH en iyi gelecek tahmini performansını göstermiştir. Ortalamalara göre en iyi veri tahmini 10,381 değeri ile EGARCH tarafından tahmin edilmektedir. Sonuç olarak, günlük veri gelecek tahmini performansları HKO kriterine göre karşılaştırıldığında %3,922 artış ile en iyi tahmin modeli performansını EKK'ye karşı EGARCH modeli vermektedir.

Haftalık verilere bakıldığında ise, BEYAZ ve THYAO için EGARCH, CLEBI için EKK, DOCO ve PGSUS için GJRGARCH en iyi gelecek tahmini performansını göstermiştir. Ortalamalara göre en iyi veri tahmini 42,521 HKO değeri ile EGARCH modeli olarak ortaya çıkmaktadır. Sonuç olarak, haftalık veri gelecek tahmini performansları HKO kriterine göre karşılaştırıldığında %6,497 artış ile en iyi tahmin modeli performansını EKK'ye karşı EGARCH modeli vermektedir.

Sonuç olarak, günlük ve haftalık verilerin tahmin sürecinde GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM'nin EKK ile modellenen DPM'ye karşı yüksek performans artışı gösterdiği görülmektedir. Bu durum sonucunda betaların durağan olmadığı ve zamanla değişim gösterdiği sonucuna ulaşılmıştır.

4.3. DPM ve Z-DPM Modellerindeki Beta Tahminlerinin Özeti ve Grafikleri

Bu bölümde, 5 ulaştırma firması verilerinin modellenmesi aşamasındaki EKK ile modellenen DPM'deki durağan beta ve GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM'deki zamanla değişen betaların tanımlayıcı istatistikleri günlük veriler için Tablo 6'da ve haftalık veriler için ise Tablo 7'de ayrı ayrı oluşturulmuştur.

Tablo 6. Günlük veriler için DPM ve Z-DPM modellerindeki beta tanımlayıcı istatistikleri

GÜNLÜK				
BEYAZ				
Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		0,210	0,186	0,193
Ortanca		0,359	0,391	0,363
Ortalama	0,508	0,467	0,455	0,461
Maksimum		1,811	1,593	1,701
Standart Sapma		0,281	0,217	0,268
Çarpıklık		2,072	1,584	1,917
Basıklık		7,399	5,766	6,762
CLEBI				
Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		0,646	0,517	0,614
Ortanca		0,840	0,851	0,850
Ortalama	0,845	0,855	0,869	0,869
Maksimum		1,584	1,555	1,182
Standart Sapma		0,124	0,147	0,109
Çarpıklık		1,223	0,577	0,630
Basıklık		5,589	3,595	3,027
DOCO				

Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Tablo 6. Devam Ediyor				
Minimum		0,089	0,077	0,082
Ortanca		0,135	0,140	0,134
Ortalama	0,150	0,148	0,148	0,144
Maksimum		0,661	0,630	0,690
Standart Sapma		0,053	0,047	0,049
Çarpıklık		3,433	3,142	3,953
Basıklık		22,870	24,186	32,033

PGSUS				
Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		0,813	0,785	0,756
Ortanca		1,196	1,157	1,150
Ortalama	1,174	1,188	1,200	1,191
Maksimum		1,554	2,019	1,594
Standart Sapma		0,179	0,245	0,191
Çarpıklık		0,044	0,673	0,152
Basıklık		1,870	2,815	1,872

THYAO				
Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		1,000	0,884	0,789
Ortanca		1,219	1,228	1,246
Ortalama	1,240	1,248	1,257	1,259
Maksimum		1,718	1,815	1,824
Standart Sapması		0,175	0,204	0,203
Çarpıklık		0,551	0,470	0,350
Basıklık		2,374	2,375	2,593

Tablo 7. Haftalık veriler için DPM ve Z-DPM modellerindeki beta tanımlayıcı istatistikleri

HAFTALIK				
BEYAZ				
Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		0,298	0,245	0,289
Ortanca		0,405	0,450	0,408
Ortalama	0,535	0,491	0,511	0,489
Maksimum		1,698	1,440	1,804
Standart Sapma		0,236	0,204	0,234
Çarpıklık		2,177	1,601	2,342
Basıklık		8,394	5,863	9,673
CLEBI				
Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		0,688	0,446	0,601
Ortanca		0,740	0,790	0,722
Ortalama	0,745	0,755	0,797	0,759

Maksimum		1,130	1,276	1,696
Standart Sapma		0,059	0,172	0,159

Tablo 7. Devam Ediyor

Çarpıklık		2,955	0,084	3,139
Basıklık		15,007	2,350	14,766

DOCO

Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		0,117	0,068	0,098
Ortanca		0,136	0,143	0,132
Ortalama	0,139	0,143	0,152	0,145
Maksimum		0,246	0,423	0,247
Standart Sapma		0,022	0,047	0,035
Çarpıklık		1,958	1,322	1,124
Basıklık		7,097	7,094	3,272

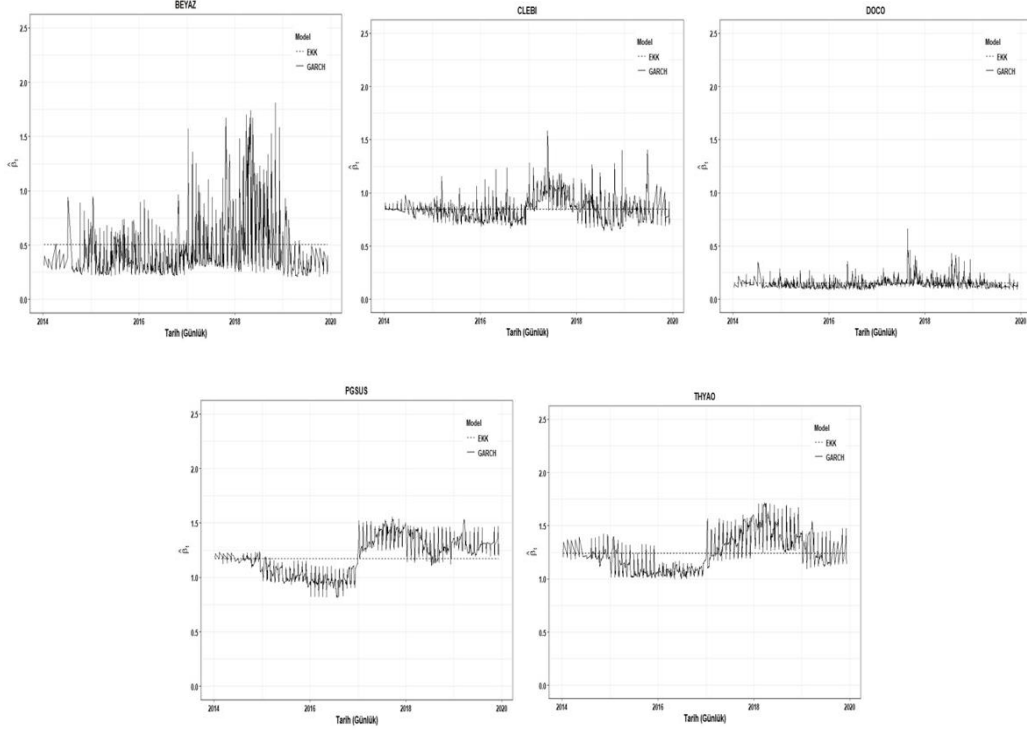
PGSUS

Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		1,285	0,890	1,209
Ortanca		1,343	1,370	1,362
Ortalama	1,288	1,351	1,393	1,358
Maksimum		1,468	2,119	1,600
Standart Sapma		0,054	0,281	0,086
Çarpıklık		0,781	0,301	0,432
Basıklık		2,389	2,158	2,792

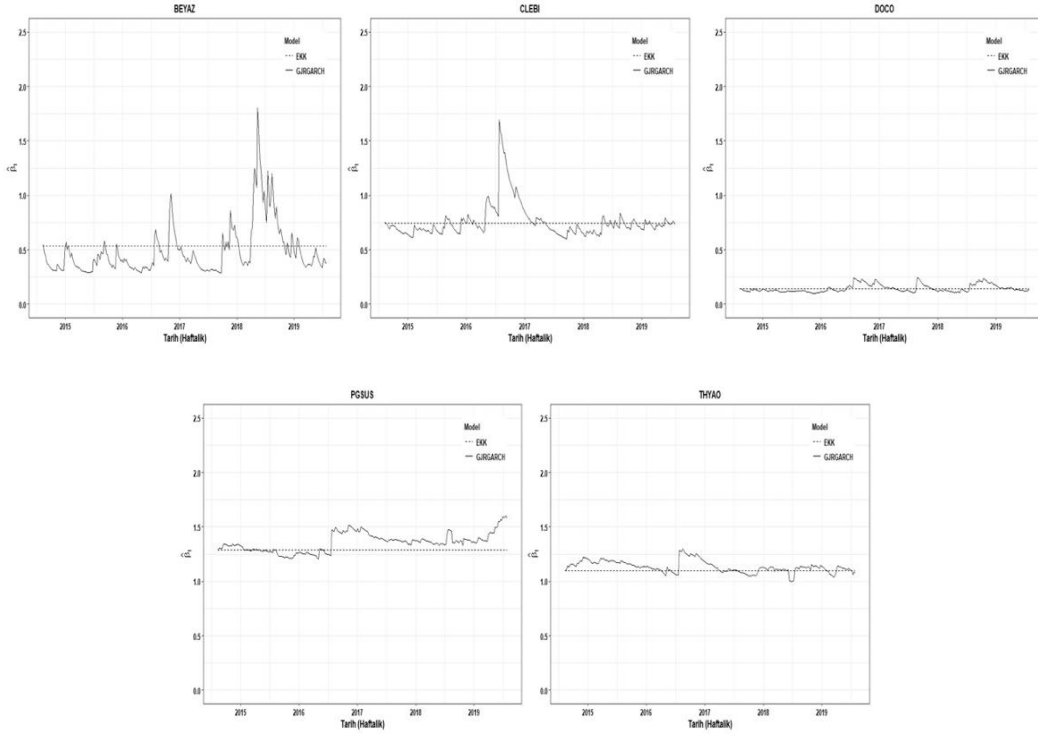
THYAO

Model	DPM	Z-DPM		
	β^{EKK}	β^{GARCH}	β^{EGARCH}	$\beta^{GJRGARCH}$
Minimum		1,090	0,625	0,998
Medyan		1,128	1,146	1,128
Ortalama	1,096	1,128	1,171	1,134
Maksimum		1,154	1,948	1,300
Standart Sapması		0,016	0,298	0,055
Çarpıklık		-0,116	0,418	0,447
Basıklık		1,801	2,607	3,374

Şekil 2. Günlük 5 ulaştırma firmasının verilerinin DPM içerisinde EKK ve Z-DPM içerisinde GARCH modeliyle elde edilen beta ve zamana bağlı değişen betaların grafikleri



Şekil 3. Haftalık 5 ulaştırma firmasının verilerinin DPM içerisinde EKK ve Z-DPM içerisinde GARCH modeliyle elde edilen beta ve zamana bağlı değişen betaların grafikleri



Tablo 6'daki günlük veriler için DPM ve Z-DPM modellerine ait beta tanımlayıcı istatistiklerine bakıldığında, 5 ulaştırma firmasının GARCH-tipi modeller ile elde zamana bağlı betaların beklendiği gibi EKK ile elde edilen betaların etrafına yerleştiği görülmektedir. Zamana bağlı betaların standart sapma değerlerine göre dalgalanmanın (volatilitenin) en yüksek olduğu beta tahminlerinin hesaplandığı modeller CLEBI, PGSUS ve THYAO için EGARCH ve BEYAZ ve DOCO için GARCH'tır.

Tablo 7'deki haftalık veriler için DPM ve Z-DPM modellerine ait beta tanımlayıcı istatistiklerine bakıldığında Z-DPM modellerindeki beta tahminlerinin günlük verilerdeki gibi beta tahminlerinin EKK etrafında yer aldığı görülmektedir. Volatilitenin en yüksek olduğu beta tahminlerinin hesaplandığı modeller CLEBI, DOCO, PGSUS ve THYAO firmaları için EGARCH; BEYAZ için GARCH'tır.

Bunlara ek olarak, Tablo 6 ve Tablo 7'de yer alan zamana bağlı betalar riskin bir ölçüsü olarak düşünülürse ve beta katsayısı ortalama tahminleri göz önüne alınarak 1'den küçük olan BEYAZ, CLEBI, DOCO firmalarına yapılan yatırımların BIST 100'e yapılan yatırımlara göre daha düşük riskli; beta katsayısı tahminleri 1'den büyük olan PGSUS ve THYAO firmalarına yapılan yatırımların BIST 100'e yapılan yatırımlara göre daha yüksek riskli yatırımlar olduğunu söylenebilir.

Şekil 2 ve Şekil 3'te sırasıyla 5 ulaştırma firmasının günlük ve haftalık beta tahminleri sadece HMO ve HKO kriterlerine göre en iyi veri modelleme performans sonucuna dayalı olarak burada, günlük veriler için GARCH, haftalık veriler için GJRGARCH ile modellenen Z-DPM'deki zamana bağlı değişen beta ve EKK ile modellenen DPM'deki durağan betaların grafiksel gösterimine yer verilmiştir.

Şekil 2'e göre günlük firma verilerinin GARCH ile modellenen Z-DPM ile elde edilen zamana bağlı betaların, EKK ile modellenen DPM durağan beta tahminleri etrafında dalgalandığı görülmektedir. Beta'yı risk ölçüsü olarak düşündüğümüzde diğerlerine göre daha çok dalgalanmanın olduğu yani volatilitenin en yüksek olduğu firmanın BEYAZ firmasının diğer firmalara göre daha riskli olduğu yorumu yapılabilmektedir ve Tablo 1'deki standart sapma değerleriyle tutarlı sonuçlar elde edilmiştir.

Şekil 3'e göre haftalık firma verilerinin GJRGARCH ile modellenen Z-DPM ile elde edilen zamana bağlı betaların, EKK ile modellenen DPM durağan beta tahminleri etrafında dalgalandığı görülmektedir. Beta riskin bir ölçüsü olarak düşünüldüğünde diğerlerine göre daha çok dalgalanmanın olduğu yani BEYAZ firmasının diğer firmalara göre günlük verilerde olduğu gibi daha riskli olduğu ve Tablo 1'deki standart sapma değerleriyle tutarlı sonuç gösterdiği gözlemlenmiştir.

SONUÇ VE TARTIŞMA

Bu çalışmada finansal piyasa verilerini en küçük hata payıyla modellemek ve gelecek tahmini yapmak için Sermaye Varlıkları Fiyatlandırma Modeli (SVFM) ile tutarlı ve durağan beta parametresiyle sistematik riskin (beta riskinin) ölçülmesine olanak sağlayan Doğrusal Piyasa Modeli (DPM) ile zamana bağlı değişen beta risklerine olanak sağlayan koşullu SVFM (K-SVFM) ile tutarlı olan Zamana bağlı değişen Doğrusal Piyasa Modeli (Z-DPM)'nin performansının karşılaştırılması

amaçlanmıştır. Bu doğrultuda, BİST'deki ulaştırma sektöründe yer alan 5 firmanın Ağustos 2014-Ağustos 2019 dönemindeki günlük ve haftalık frekans sıklıklarındaki verilerin modellenmesi ve gelecek 1 yıllık tahminlerine yer verilmiştir. Burada, DPM'deki durağan betalar EKK yöntemi ve Z-DPM'deki zaman bağımlı değişen betalar ise GARCH, EGARCH ve GJRGARCH modelleriyle elde edilmiştir.

Araştırma bulgularına göre, EKK ile modellenen DPM'nin GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM'ye karşı hem günlük hemde haftalık verileri modellemede daha düşük performans gösterdiği açıkça görülmektedir. Fakat, her firma için farklı oranlarda modelleme performans artışı gözlenmektedir. Ayrıca, verilerin 1 yıllık gelecek tahmini aşamasında GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM'nin, EKK ile modellenen DPM'ye karşı hem günlük hemde haftalık verilerde daha yüksek gelecek tahmin performansı gösterdiği açıkça görülmektedir. Fakat, firmalar için gelecek tahmin performans artışları farklı olmuştur. Ayrıca, Z-DPM'nin DPM'ye karşı verilerin gelecek tahmini aşamasındaki performansının modelleme aşamasındaki performansına göre daha yüksek olduğu gözlenmektedir.

Sonuç olarak, farklı firmaların farklı frekanslarında ve farklı GARCH-tipi modeller ile modelleme ve gelecek tahmini konusunda Z-DPM'nin DPM'ye karşı değişen oranlarda performans artışı olduğu, özellikle yatırımcı ve araştırmacılar için daha yüksek önem derecesine sahip olan gelecek tahmini konusunda performans artışının modelleme aşamasındakine karşı daha yüksek olduğu açıkça görülmektedir. Buradan, beta risk parametresinin durağan olmadığı ve literatür ile tutarlılık gösterdiği sonuca varılmıştır.

Gelecekteki çalışmalarda farklı GARCH-tipi modeller ile modellenen Z-DPM'nin performansının, gelişmiş ve gelişmekte olan piyasa analizlerinde ve farklı frekans değerlerinde araştırılması önerilmektedir.

KAYNAKÇA

Aksoy, T. (2020) BİST'teki Ulaştırma Sektörü Firmalarının Verilerinin Modellenmesi ve Tahmini için Koşullu ve Koşulsuz Sermaya Varlıkları Fiyatlandırma Modelinin Performans Karşılaştırması, Yüksek Lisans Tezi, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, (yayınlanmamış).

Altınsoy, G. (2009) Time-varying Beta Estimation for Turkish Real Estate Investment Trusts: An analysis of alternative modelling techniques, M.Sc. Thesis, Middle East Technical University, (unpublished).

Aygören, H. & Sarıtış, H. (2007) Is a correction necessary for beta estimation?, *Akdeniz İ.İ.B.F. Dergisi*, 14: 110-121.

Aygören, H. & Uyar, U. (2016) The analysis of financial beta behaviour via panel quantile regression approach, *Journal of Economics, Finance and Accounting*, 3(4): 255-265.

- Black, F. (1976) Studies of stock price volatility changes, *Proceedings of the 1976 Meeting of the American Statistical Association*: 177-181.
- Bollerslev, T. (1986) Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity, *Journal of Econometrics*, 31(3): 307-327.
- Bos, T. & Newbold, P. (1984) An empirical investigation of the possibility of stochastic systematic risk in the market model, *The Journal of Business*, 57(1): 35-41.
- Brooks, R., Faff, R. & McKenzie, M. (1998) Time-varying beta risk of Australian industry portfolios: A comparison of modelling techniques, *Australian Journal of Management*, 23(1): 1-22.
- Brooks, R., Faff, R. & McKenzie, M. (2002) Time varying country risk: An assessment of alternative modelling techniques, *European Journal of Finance*, 8(3): 249-274.
- Celik, S. (2013) Testing the stability of beta: A sectoral analysis in Turkish Stock Market, *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 5(1): 18-23.
- Choudhry, T. & Wu, H. (2009) Forecasting ability of GARCH vs Kalman Filter method: Evidence from daily UK time-varying beta, *The European Journal of Finance*, 15(4): 437-444.
- Derindere, S. & Dizdarlar, H. (2008) Getiri aralığının sistematik riskin ölçüsü olan beta üzerine etkileri: İMKB'de bir uygulama, *Afyon Kocatepe Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, 10(1): 1-17.
- Ertuğrul, M. (2019), Kripto paraların volatilité dinamiklerinin incelenmesi: GARCH modelleri üzerine bir uygulama, *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 17 (4): 59-71.
- Faff, R., Hillier, D. & Hillier, J. (2000) Time varying beta risk: An analysis of alternative modelling techniques, *Journal of Business Finance & Accounting*, 27(5-6): 523-554.
- Faff, R., Lee, J. & Fry, T. (1992) Time stationarity of systematic risk: Some Australian evidence, *Journal of Business Finance & Accounting*, 19(2): 253-270.
- Glosten, L., Jagannathan, R. & Runkle, D. (1993) On the relation between the expected and the volatility of the nominal excess return on stocks, Staff Report 157, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Investing.com (2019) <https://www.investing.com/>, (01.08.2019).
- Kim, D. (1993) The extent of nonstationarity of beta, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 6(3): 241-254.
- Kim, H., Sohn, T., ve Youn, H. (2018) The portfolio management with İslam equity in Korea stock market, *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 16 (4): 1-16.
- 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(1): 13-37.
- Markowitz, H. (1952) Portfolio selection, *The Journal of Finance*, 7(1): 77-91.

- Mergner, S. & Bulla, J. (2008) Time-varying beta risk of Pan-European industry portfolios: A comparison of alternative modeling techniques, *European Journal of Finance*, 14(8): 771-802.
- Mossin, J. (1966) "Equilibrium in a capital asset market", *Econometrica*, 34(4): 768-783.
- Nelson, D. B. (1991) Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59: 347-370.
- Odabaşı, A. (2000) Evidence on the stationarity of beta coefficients: The case of Turkey, Working Paper, Bogazici University.
- Odabaşı, A. (2002) An investigation of beta instability in the Istanbul Stock Exchange, *The Istanbul Stock Exchange Review*, 6(24): 15-32.
- Odabaşı, A. (2003a) Some estimation issues of betas. A preliminary investigation in the Istanbul Stock Exchange, *Bogazici Journal: Review of Social, Economic and Administrative Studies*, 17(2): 1-11.
- Odabaşı, A. (2003b) Sistematik risk tahmininde getiri aralığının etkisi: İMKB’de bir uygulama, *Uludağ Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 22(1): 107-120.
- Oran, A. & Soytaş, U. (2008) Stability in the ISE: Betas for stocks and portfolios, MARC Working Paper Series, Management and Administration Research Center, Ankara.
- R Core Team (2018) R: A language and environment for statistical computing, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- Sharpe, W. F. (1964) Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk, *The Journal of Finance*, 19(3): 425-442.
- Sunder, S. (1980) Stationarity of market risk: Random coefficients tests for individual stocks, *Journal of Finance*, 35(4): 883-896.
- TRLIBOR (2019) <http://www.trlibor.org/veriler.aspx>, (01.08.2019).
- Yahoo (2019) <https://finance.yahoo.com/>, (01.08.2019).