PressAcademia Procedia - (PAP), ISSN: 2459-0762

PressAcademia Procedia

Istanbul Finance Congress (IFC), November 2-3, 2017, Istanbul, Turkey

MODELLING OF BIST TOURISM INDEX'S TRADING VOLUME WITH STABLE PARETIAN DISTRIBUTIONS

DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.738
PAP-IFC- V.6-2017(2)-p.11-18

Hulya Basegmez[1], Elif Cekici[2]
[1]Marmara University, İstanbul, Turkey. hulyabasegmez@gmail.com, hulya.basegmez@marmara.edu.tr
[2]Marmara University, İstanbul, Turkey. ecekici@marmara.edu.tr

To cite this document
Basegmez, H., Cekici, E., (2017). Modelling of BIST Tourism Index's with Stable Paretian Distributions. PressAcademia Procedia (PAP), V.6., p.11-18.
Permanent link to this document: http://doi.org/10.17261/Pressacademia.2017.738

ABSTRACT

Purpose- The contribution of tourism sector to the national economy is crucial. But the sector has a structure which is always hold risks and uncertainties. For this purpose, the distribution of daily trading volumes of the tourism companies that are located in the high-risk tourism sector and traded in BIST will be modelled.
Methodology- As the distribution of BIST Tourism trading volume data does not suitable for normal distribution, it is modeled by analyzing with stable distributions.
Findings- The parameters of stable distribution are estimated according to the quantiles method which one of the most used estimation methods.
Conclusion- Estimated parameter values show that the stable distributions can be used as an appropriate model for daily trading volume of BIST tourism index.

Keywords : Stable distributions, BIST, Symmetric stable distributions.
JEL Codes: C13, C46

BİST TURİZM İŞLEM HACMİ VERİLERİNİN KARARLI PARETİAN DAĞILIMLARLA MODELLENMESİ

ÖZET

Amaç- Turizm sektörünün ülke ekonomisine katkısı çok önemli düzeydedir. Fakat sektör, sistematik risklerden çok etkilenen, belirsizlik ve riskin çok yüksek olduğu bir yapıya sahiptir. Bu amaçla, BİST'de işlem gören ve yüksek riske sahip turizm sektörü içerisinde yer alan turizm şirketlerine ait günlük işlem hacmi verilerinin dağılımı için modelleme yapılacaktır.
Yöntem- BİST Turizm işlem hacmi verilerinin dağılımı normal dağılıma uymadığı için, kararlı dağılımlarla incelenerek modellenmiştir.
Bulgular- Kararlı dağılım parametreleri, en çok kullanılan kestirim yöntemlerinden biri olan yüzdelikler yöntemine göre elde edilmiştir.
Sonuç- Tahmin edilen parametre değerleri, kararlı dağılımların incelenen endekse ait işlem hacmi verilerinin modellenmesi için uygun bir model olarak kullanılabileceğini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Kararlı dağılımlar, BİST Turizm, Simetrik kararlı dağılımlar.
JEL Kodları: C13, C46

1. GİRİŞ

Turizm sektörü ülke ekonomisine çok önemli düzeyde katkı sağlayan bir sektördür. Böyle bir sektörün gelişimi ülkeye döviz ihtiyaçlarını karşılama, istihdam yaratma, ülkeye yabancı yatırımcıları getirme açısından katkı sağlamaktadır. Sektör sistematik risklerden çok etkilenen, her zaman risk ve belirsizliğin mevcut olduğu bir yapıya sahiptir. Doğa olayları, iç ve dış politikalar, ulaştırmadaki gelişmeler, ülkenin ekonomik ilişkileri, sosyo-kültürel farklılaşmalar, hizmet kalitesi, çevresel etkenler ve daha pek çok unsur sektörü etkilemektedir (Inskeep,E., 1991). Bu koşullar altında BİST'de işlem gören turizm şirketlerine ait işlem hacimlerinin incelenerek modellenmesi, hem turizm şirketlerine bir bakış açısı kazandıracak hem de bu sektöre yatırım yapmak isteyen yatırımcılara karar verme açısından önemli katkı sağlayacaktır. İşlem hacmi verileri analiz edildiğinde, normal dağılımın bu veriler için uygun olmadığı gözlenmiştir. Bu çalışmada BİST'de işlem gören XTRZM endeksinin günlük işlem hacimleri Kararlı Paretian dağılımlarla modellenmeye çalışılacaktır. Çalışmanın ikinci bölümünde, kararlılık ve kararlı dağılımlar ele alınarak kararlı kuralların parametrelendirilmesinden bahsedilmiştir. Üçüncü bölümde, turizm sektörüne ait işlem hacimleri kararlı dağılımlarla modellenmiştir. Son bölümde ise modelin çıktıları verilmiştir.

2. KARARLI DAĞILIMLAR

Kararlı dağılımlar, çok sayıda küçük etkinin bir sonucu olarak ortaya çıkan olayların ve olasılık dağılımlarının kalın kuyruk, çarpıklık gibi özelliklerine olanak tanıyan zengin bir sınıftır. Bu sınıfı ilk kez 1920'lerde Paul Levy, rastsal değişkenlerin toplamı üzerine yapmış olduğu çalışmasında tanımlamıştır. Bu dağılımlar daha sonra finansal zaman serilerinin çarpıklık ve kalın kuyruk özelliklerine olanak tanıdığından Mandelbrot (1963) ile Fama&Roll (1968) tarafından normal dağılıma bir alternatif olarak önerilmiştir. Ayrıca Press (1972), ekonomide menkul kıymetlerin fiyat değişimleri ile ilgili olasılık dağılımları için bir model oluşturma sürecinde de kararlı dağılımların kullanılmasını önermiştir.

Kararlı dağılımlar, özellikle ekonomide olmak üzere birçok farklı özellik gösteren sistemlerde yaygın kullanılan modellerdir. Bağımsız aynı dağılımlı rastsal değişkenlerin toplamı bir limit dağılımına sahipse, bu limit dağılımı kararlı sınıfın bir üyesidir (Fama&Roll, 1968). Klasik merkezi limit teoreminde; sonlu varyanslı rastsal değişkenlerin toplamı bir Guassian rastsal değişkene yaklaşır. Varyansın sonlu olması varsayımı kaldırıldığında, uygun bir ölçeklendirme ile bağımsız aynı dağılıma sahip rastsal değişkenlerin toplamı için tek dağılım kararlı dağılımlardır. Normal dağılım ise kararlı dağılımların sonlu varyansa sahip özel bir durumudur.

2.1. Kararlılığın Tanımı

Normal (veya Gaussian) rastsal değişkenlerin en önemli özelliklerinden biri, normal dağılmış iki rastsal değişkenin toplamının yine normal dağılmış rastsal değişken olmasıdır. X normal dağılmış bir rastsal değişken ise X_1 ve X_2 , X ile aynı özellikleri taşıyan bağımsız rastsal değişkenler, a ve b herhangi pozitif sayılar olmak üzere,

$$aX_1 + b\,X_2 \overset{d}{=} c\,X + d \qquad (2.1.1)$$

eşitliğini sağlayan bir c pozitif sayısı ve $d \in R$ varsa, X rastsal değişkenine kararlıdır denir. Burada $\overset{d}{=}$ sembolü dağılımdaki eşitlik anlamına gelir, yani dağılımın her iki tarafının aynı olasılık kanununa sahip olduğunu gösterir.

Eğer X rastsal değişkeni sıfır etrafında simetrik olarak dağılıyorsa, rastsal değişkene simetrik kararlı denir ve

$$X \overset{d}{=} -X \qquad (2.1.2)$$

biçiminde ifade edilir (Nolan, 2016). Dejenere olmayan bir X rastsal değişkeninin kararlı olması için gerek ve yeter koşul $n \geq 2$, $c_n > 0$ ve $d_n \in R$ için

$$X_1 + \cdots + X_n \overset{d}{=} c_n X + d_n \qquad (2.1.3)$$

olmasıdır (Zolotarev, 1986).

X rastsal değişkeninin kararlı olması için gerek ve yeter koşul $0 < \alpha \leq 2$, $-1 \leq \beta \leq 1$, $a \neq 0$ ve $b \in R$ için,

$$X \overset{d}{=} a\,Z + b$$

eşitliğini sağlayan Z rastsal değişkenine ait karakteristik fonksiyonun,

$$E\,\exp(iuZ) = \begin{cases} \exp\left(-|u|^{\alpha}\left[1 - i\,\beta \tan\frac{\pi\alpha}{2}\,(sign\,u)\right]\right), & \alpha \neq 1 \\ \exp\left(-|u|\,\left[1 + i\,\beta\frac{2}{\pi}\,(sign\,u)\log|u|\right]\right), & \alpha = 1 \end{cases} \qquad (2.1.4)$$

biçiminde tanımlı olmasıdır (Nolan, 2016).

2.2. Kararlı Kuralların Parametrelendirilmesi

Kararlı dağılımlar dört parametreye sahiptir. Bunlar, $\alpha \in (0,2]$ kuyruk indeksi (şekil parametresi), $\beta \in [-1,1]$ çarpıklık parametresi, $\gamma \geq 0$ ölçek (skala) parametresi ve $\delta \in R$ konuşlanma (lokasyon) parametresidir. α parametresi dağılımın kuyruk kalınlığını ölçer. $\alpha < 2$ ise varyans sonsuzdur, $\alpha > 1$ olması durumunda ise ortalama mevcuttur. Kararlı dağılımlar tek modlu dağılımlardır. α parametresinin değeri küçüldükçe dağılım sivrileşir ve kuyruklar gittikçe kalınlaşır. $\beta = 0$ ise dağılım μ civarında simetriktir. $\beta > 0$ ise dağılım sağa çarpıktır. $\beta < 0$ ise simetri özelliğinden dolayı dağılım sola çarpıktır.

Kararlı dağılımlarda kuyruk kalınlığı ve çarpıklığın değişimi mümkündür. Normal dağılım, Cauchy dağılımı ve Levy dağılımları dışında kararlı dağılımların olasılık yoğunluk fonksiyonlarının kapalı formda gösterimi mevcut değildir. Fakat bu dağılımlar karakteristik fonksiyonlar ile ifade edilebilirler.

Örnek 1. (Normal veya Gaussian Dağılım). X rastsal değişkeni,

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}}\exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right), \qquad -\infty < x < \infty$$

olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahipse, $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ dir.

Örnek 2. (Cauchy dağılımı). X rastsal değişkeni,

$$f(x) = \frac{1}{\pi}\,\frac{\gamma}{\gamma^2 + (x-\delta)^2}, \qquad -\infty < x < \infty$$

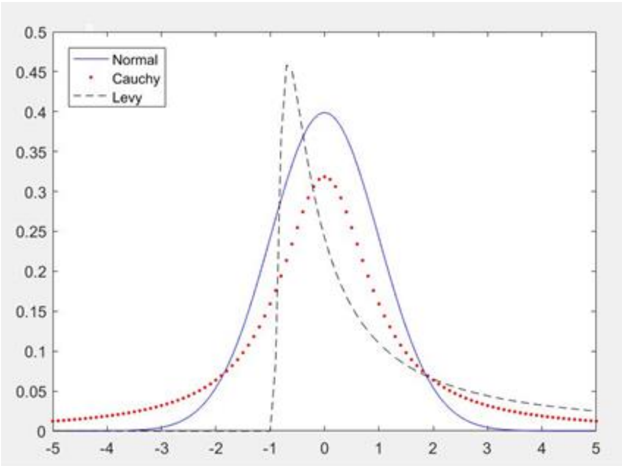
olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahipse, $X \sim Caushy(\gamma, \delta)$ dır.

Örnek 3. (Levy dağılımı). X rastsal değişkeni,

$$f(x)=\sqrt{\frac{\gamma}{2\pi}}\ \frac{1}{(x-\delta)^{\frac{3}{2}}}\ \exp\left(-\frac{\gamma}{2(x-\delta)}\right),\qquad \delta<x<\infty$$

olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahipse, $X \sim Levy(\gamma,\delta)$ dir.

Şekil 1: Özel kararlı Dağılımların olasılık yoğunluk fonksiyonlarının grafikleri



Bu dağılımlara ait olasılık yoğunluk fonksiyonlarının grafiği Şekil 1'de gösterilmiştir. $Z=Z(\alpha,\beta)$ rastsal değişkeni (2.1.4) eşitliğindeki gibi tanımlı olmak üzere,

$$X \overset{d}{=} \begin{cases}\gamma\left(Z-\beta\tan\frac{\pi\alpha}{2}\right)+\delta & ,\ \alpha\neq 1\\ \gamma Z+\delta & ,\ \alpha=1\end{cases} \tag{2.2.1}$$

ise X rastsal değişkeni $S(\alpha,\beta,\gamma,\delta;0)$ şeklinde parametrelendirilir. X rastsal değişkenine ait karakteristik fonksiyon ise

$$E\exp(iuX)=\begin{cases}\exp\left(-\gamma^{\alpha}|u|^{\alpha}\left[1+i\,\beta\left(\tan\frac{\pi\alpha}{2}\right)(sign\,u)\left(|\gamma u|^{1-\alpha}-1\right)\right]+i\delta u\right) & ,\ \alpha\neq 1\\ \exp\left(-\gamma|u|\ \left[1+i\,\beta\frac{2}{\pi}\ (sign\,u)\log(\gamma|u|)\right]+i\delta u\right) & ,\ \alpha=1\end{cases} \tag{2.2.2}$$

şeklindedir (Nolan, 2016:8).

$Z=Z(\alpha,\beta)$ rastsal değişkeni (2.1.4) eşitliğindeki gibi tanımlı olmak üzere,

$$X \overset{d}{=} \begin{cases}\gamma Z+\delta & ,\ \alpha\neq 1\\ \gamma Z+\left(\delta+\beta\frac{2}{\pi}\ \gamma\ \log\gamma\right) & ,\ \alpha=1\end{cases} \tag{2.2.3}$$

ise X rastsal değişkeni $S(\alpha,\beta,\gamma,\delta;1)$ şeklinde parametrelendirilir. X rastsal değişkenine ait karakteristik fonksiyon ise

$$E\exp(iuX)=\begin{cases}\exp\left(-\gamma^{\alpha}|u|^{\alpha}\left[1-i\,\beta\left(\tan\frac{\pi\alpha}{2}\right)(sign\,u)\right]+i\delta u\right), & \alpha\neq 1\\ \exp\left(-\gamma|u|\ \left[1+i\,\beta\frac{2}{\pi}\ (sign\,u)\log|u|\right]+i\delta u\right) & ,\ \alpha=1\end{cases} \tag{2.2.4}$$

Şeklindedir (Nolan, 2016:8).

2.3. Olasılık Yoğunluk ve Dağılım Fonksiyonları

Kararlı dağılımların olasılık fonksiyonlarının kapalı formda gösterimi mevcut değildir. Mümkün tüm kararlı dağılımları tanımlamanın en somut yolu karakteristik fonksiyonlar veya Fourier dönüşümlerdir. Kararlı dağılımlar farklı şekillerde karakterize edilebilirler. u reel değerli değişken olmak üzere,

$$\phi(u)=E\exp(iuX) \tag{2.3.1}$$

şeklinde tanımlı karmaşık-değerli fonksiyon X rastsal değişkeninin karakteristik fonksiyonu olarak adlandırılır (Nolan, 2016:9). Ters Fourier dönüşümü altında kararlı bir X rastsal değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonu ise,

$$f(x)=\frac{1}{2\pi}\int_{-\infty}^{\infty}\exp(-iux)\ \phi(u)\,du \tag{2.3.2}$$

şeklinde tanımlanır (Uchaikin&Zolotarev, 1999).

Farklı parametrelendirmelerdeki birikimli dağılım fonksiyonları (c.d.f.) ile olasılık yoğunluk fonksiyonlarını (p.d.f.) ayırt etmek gerekir. $S(\alpha,\beta,\gamma,\delta;k)$ dağılımının $f(x|\alpha,\beta,\gamma,\delta;k)$ olasılık yoğunluk fonksiyonu ve $F(x|\alpha,\beta,\gamma,\delta;k)$ ise birikimli dağılım fonksiyonu olarak tanımlanmaktadır.

Yoğunluk fonksiyonu, sonsuz terimli bir polinom fonksiyon olarak düzenlenebilir. Fakat bu durumda terim sayısının sonsuz olması maksimum olabilirlik yönteminin kullanılmasında problemlere sebep olur. Bu nedenle, olasılık yoğunluk fonksiyonu integral gösterimi kullanılarak,

$$f(x|\alpha,\beta,\gamma,\delta) = \frac{1}{\pi\gamma}\int_0^\infty \exp(-u^\alpha)\cos\left(u\left(\frac{x-\delta}{\gamma}\right) - \beta\, u^\alpha \tan\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)\right)du \qquad (2.3.4)$$

biçiminde ifade edilmiştir (Zolotarev, 1996).

2.4. Kuyruk Olasılıkları ve Kartiller

$\alpha = 2$ olduğu durumda normal dağılım iyi anlaşılabilir kuyruk özelliklerine sahiptir. $\alpha < 2$ olması durumunda, kararlı dağılımların kuyrukları asimptotik olarak Pareto kanununa uyar. Yani, $0 < \alpha < 2$ ve $-1 < \beta \leq 1$ için $X \sim S(\alpha,\beta,\gamma,\delta;0)$ olsun. Bu durumda, $x \to \infty$ yaklaşması durumunda, $c_\alpha = \sin\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)\Gamma(\alpha)/\pi$ olmak üzere,

$$P(X > x) \sim \gamma^\alpha\, c_\alpha\,(1+\beta)x^{-\alpha} \qquad (2.4.1)$$

$$P(X < -x) \sim \gamma^\alpha\, c_\alpha\,(1-\beta)x^{-\alpha} \qquad (2.4.2)$$

dır.

Kararlı rastsal değişkenlerin olasılık yoğunluk fonksiyonlarının birkaç özel durum dışında kapalı formu mevcut olmadığından, kuyruk indeksi için tam bir formül bulmamız mümkün değildir. Bununla birlikte literatürde kararlı dağılımlara ait parametreleri tahmin etmek için çeşitli yöntemler önerilmiştir. Hill Tahmincisi (Hill, 1975), yüzdelikler yöntemi (Fama ve Roll, 1971; McCulloch, 1986), Logaritmik momentler metodu (Kuruoğlu, 2001), Karakteristik fonksiyon yaklaşımı (Yang, 2012) ve En çok olabilirlik yöntemi (Nolan, 2001) bu yöntemlerden en bilinenleridir. Bu yöntemlerden en yaygın olarak kullanılanı yüzdelikler yöntemidir.

Yüzdelikler yöntemi

Yüzdelikler yöntemi ilk olarak Fama ve Roll (1971) tarafından geliştirilmiştir. Fama ve Roll'un yaklaşımı daha basit olmasına rağmen, α ve γ nın kestiriminde yanlılığa sebep olmaktadır.

$x_1, x_2, \ldots, x_n$ bir $S(x;\alpha,\beta,\gamma,\delta)$ kararlı dağılımından elde edilen rastsal örnek olsun. x_p, $S(x_p;\alpha,\beta,\gamma,\delta) = p$ olacak şekilde tanımlanan p. anakütle yüzdeliği, $\hat{x}_p$ ise örnek yüzdeliği olmak üzere, $\hat{x}_p$, x_p nin tutarlı bir tahmin edicisidir. γ ve δ dan bağımsız olarak, α ve β nın tahmincileri,

$$\hat{v}_\alpha = \frac{\hat{x}_{0.95} - \hat{x}_{0.05}}{\hat{x}_{0.75} - \hat{x}_{0.25}}, \qquad \hat{v}_\beta = \frac{\hat{x}_{0.95} + \hat{x}_{0.05} - 2\,\hat{x}_{0.05}}{\hat{x}_{0.95} - \hat{x}_{0.05}}$$

için $\hat{\alpha} = \psi_1(\hat{v}_\alpha, \hat{v}_\beta)$ ve $\hat{\beta} = \psi_2(\hat{v}_\alpha, \hat{v}_\beta)$ şeklinde elde edilir. $\hat{\alpha}$ ve $\hat{\beta}$, lineer interpolasyon yardımıyla McCulloch'un(1986) çalışmasında Tablo 3 ve Tablo 4'den elde edilmiştir. Ölçek parametresi,

$$\hat{\gamma} = \frac{\hat{x}_{0.75} - \hat{x}_{0.25}}{\psi_3(\hat{\alpha},\hat{\beta})}$$

eşitliğinden yararlanılarak tahmin edilir. Burada $\psi_3(\hat{\alpha},\hat{\beta})$, değerleri aynı çalışmada Tablo 5 de verilmiştir. Son olarak, δ lokasyon parametresi,

$$\hat{\delta} = \hat{x}_{0.5} + \hat{\gamma}\;\psi_4(\hat{\alpha},\hat{\beta})$$

eşitliğinden yararlanılarak tahmin edilir. Burada $\psi_4(\hat{\alpha},\hat{\beta})$, aynı çalışmada Tablo 6 da verilmiştir.

3. UYGULAMA

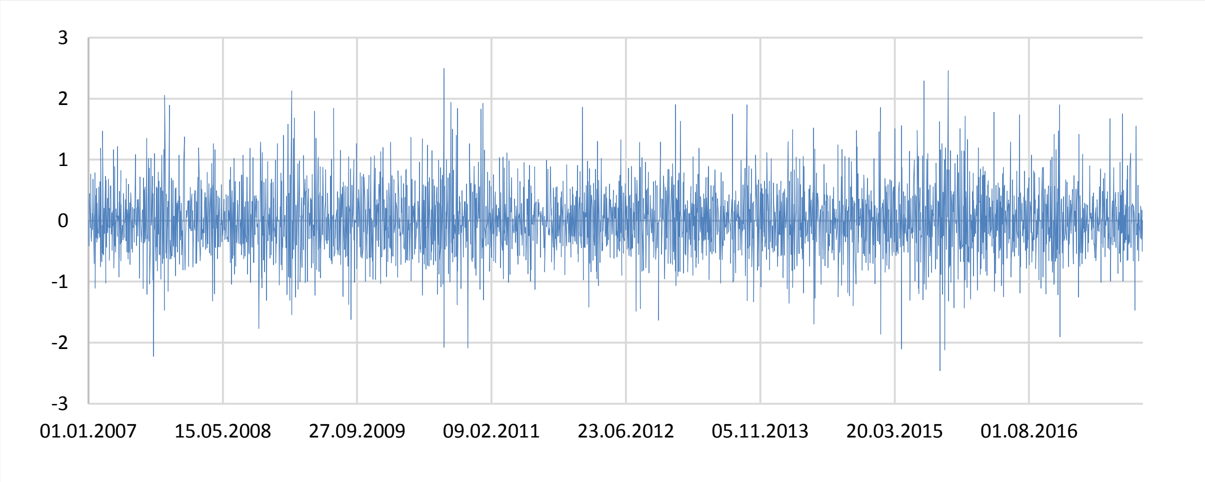
Çalışmanın bu bölümünde, Borsa İstanbul'da işlem gören XTRZM endeksinin 01.01.2007-28.09.2017 tarihleri arasındaki günlük işlem hacimleri (toplam 2804 gün) kullanılmıştır. Veriler Bloomberg veri tabanından temin edilmiştir. Bu çalışmada analiz kapsamına alınan turizm şirketleri Borsa İstanbul'da "AVTUR, MAALT, MARTI, METUR, NTTUR, TEKTU, UTPYA" kodu ile işlem görmektedir.

Bu çalışmada, yatırım performansını kullanılan skaladan bağımsız olarak ölçme imkanı sunmasından dolayı, günlük işlem hacmi verileri yerine günlük getiriler ile çalışılmıştır. Y_t, Endeksin (veya hisse senedinin) günlük işlem hacmi, S_t ise bir finansal malın veya portföyün t zamanındaki logaritmik değeri olsun. Bu durumda, $[t, t+1]$ zaman aralığı için getiri değerleri,

$$X_{t+1} = S_{t+1} - S_t = \ln Y_{t+1} - \ln Y_t$$

şeklinde elde edilmiştir (Önalan, 2010). Şirketleri bünyesinde bulunduran XTRZM endeksinin sözü edilen dönemdeki günlük getirileri Şekil 4'de verilmiştir. Bu hisse senedine ait getirilerin özet istatistikleri Tablo 1'de verilmiştir.

Şekil 4: XTRZM endeksinin 01.01.2007-28.09.2017 periyodundaki günlük getirilerinin zamana göre grafiği



Tablo 1: XTRZM endeksinin getirilerine ait özet istatistikler

	Ortalama	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık	En Büyük	En Küçük
XTRZM	0,00034342	0,567	0,233	1,182	2,498	-2,462

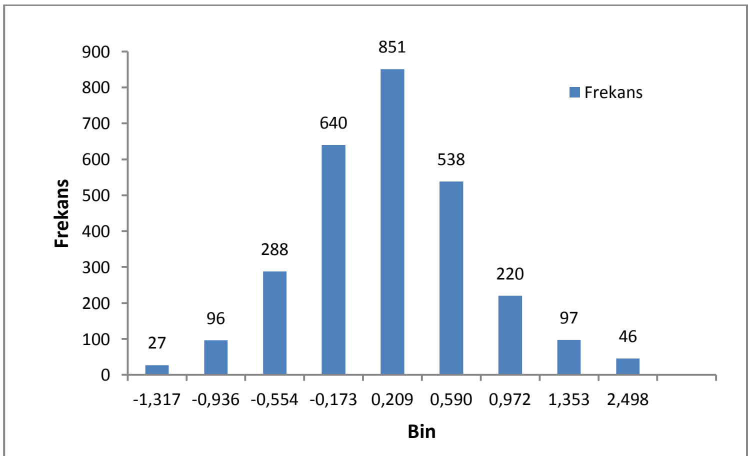
İlk olarak, XTRZM endeksine ait getiriler ele alınarak, bu getirilerin normal dağılıma uygunluğu incelenmiştir. Gözlenen verilerin normal dağılıma uygun olup olmadığı Ki-kare uygunluk sınaması yapılarak test edilmiştir. Öncelikle, XTRZM endeksine ait zaman serimiz sınıflı seri olarak düzenlenmiş ve yapılan işlemler sonrasında hesaplanan sıklıklarla gözlenen sıklıklardan elde edilen Ki-kare değeri bilinen formül ile $\chi^2_{hes} = 2802{,}92$ olarak bulunmuştur. Günlük getirilerin dağılımı ile ilgili hipotezlerimiz,

H_0 : Günlük getirilerin dağılımı normal dağılıma uygundur.

H_1: Günlük getirilerin dağılımı normal dağılıma uygun değildir.

şeklindedir. Sınıf sayısı 9, kestirimi yapılan parametre sayısı 2 olduğundan serbestlik derecesi 6 olup, $\chi^2_{0.05,6} = 12{,}592$ bulunur. Bu durumda, XTRZM endeksinin getirilerinin dağılımının normal dağılım olduğunu iddia eden H_0 hipotezi $0{,}05$ anlamlılık düzeyinde red edilir. İşlem hacmi verilerinin normal dağılım varsayımını reddetmesi bu veriler için kararlı dağılımların uygun bir model olacağı hipotezimizi desteklemektedir.

Şekil 5: XTRZM endeksinin getirilerine ait Histogram



Hisse senedi getirilerinin dağılım parametreleri, McCulloch'un yüzdelikler yöntemine göre tahmin edilmiş ve Tablo 2'deki sonuçlar elde edilmiştir. $\alpha = 1.21$ çıkması, kararlı dağılımlar için istenen aralıkta bir değerdir. Kestirimi yapılan diğer parametreler de istenen aralıkta değer almıştır.

Tablo 2: McCulloch yöntemi kullanılarak kararlı dağılımın parametre tahmini

Hisse Senedi\ Parametre	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\delta}$
XTRZM	1.21	1	0.0006	0.0038

4. SONUÇ

Bu çalışmada, Borsa İstanbul'da işlem gören hisse senetlerinin işlem hacmi verilerinin kararlı dağılımlara uygun bir model olup olmadığı araştırılmaktadır. Borsa İstanbul'da işlem gören XTRZM endeksine ait getiriler ele alınarak, bu getirilerin normal dağılıma uygunluğu incelenmiştir. Ki-Kare uygunluk sınaması sonrasında ve grafikler yardımıyla getirilerin normal dağılıma uygun olmadığı görülmüştür. XTRZM için 2804 günlük işlem hacmi verisi kullanılarak kararlı dağılıma ait parametreler $\hat{\alpha} = 1.21$, $\hat{\beta} = 1$, $\hat{\gamma} = 0.0006$ ve $\hat{\delta} = 0.0038$ olarak kestirilmiştir. Sonuç olarak, kestirilen parametre değerleri, Kararlı Paretian dağılımların incelenen endekse ait işlem hacmi verilerinin modellenmesi için uygun bir model olarak kullanılabileceğini göstermektedir.

KAYNAKLAR

Borak, S., Härdle, W., & Weron, R. (2005). Stable distributions. In Statistical tools for finance and insurance (pp. 21-44). Springer Berlin Heidelberg.

Çekici, E. (2003). İşlem Hacmi Verilerinin Kararlı Paretian Dağılımlarla Modellenmesi, Doktora Tezi, Marmara Üniversitesi, İstanbul.

Fama, E. F., & Roll, R. (1968). Some properties of symmetric stable distributions. Journal of the American Statistical Association, 63(323), 817-836.

Fama, E. F., & Roll, R. (1971). Parameter estimates for symmetric stable distributions. Journal of the American Statistical Association, 66(334), 331-338.

Hill, B. M. (1975). A simple general approach to inference about the tail of a distribution. *The annals of statistics*, *3*(5), 1163-1174.

Inskeep, E. (1991). Tourism planning: an integrated and sustainable development approach. Van Nostrand Reinhold.

Kuruoglu, E. E. (2001). Density parameter estimation of skewed/spl alpha/-stable distributions. *IEEE transactions on signal processing*, *49*(10), 2192-2201.

Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. The Journal of Business, 36(4), 394-419. Retrieved from http://www.jstor.org/stable/2350970.

McCulloch, J. H. (1986). Simple consistent estimators of stable distribution parameters. Communications in Statistics:Simulation and Computation, 15(4), 1109-1136.

Nolan, J. P. (1998). Parameterizations and modes of stable distributions. Statistics & probability letters, 38(2), 187-195.

Nolan, J. P. (2001). Maximum likelihood estimation and diagnostics for stable distributions. *Lévy processes: theory and applications*, 379-400.

Nolan, J.P. (2016). Stable Distributions: Models for Heavy Tailed Data. http://academic2.american.edu/~jpnolan/stable/chap1.pdf

Önalan, Ö. (2010). α− Kararlı Dağılımlarla Finansal Risk Ölçümü, 28(1), 549-571.

Uchaikin, V. V., & Zolotarev, V. M. (1999). *Chance and stability: stable distributions and their applications*. Walter de Gruyter.

Yang, Y. (2012). Option Pricing With Non-Gaussian Distribution-Numerical Approach.

Zhaozhi Fan. (2006). Parameter Estimation of Stable Distributions, Communications in Statistics - Theory and Methods, 35(2), 245-255

Zolotarev, V. M. (1996). One-dimensional Stable Distributions (Vol. 65). American Mathematical Society, USA.