

CEF

CENTER OF EXCELLENCE  
IN FINANCE  
SABANCI UNIVERSITY

## CEF ARAŐTIRMA RAPORU

BORSA İSTANBUL'DA PİYASA ÇARPIKLIĐI,  
ORTALAMA ÇARPIKLIK VE  
ENDEKS GETİRİLERİ

Kurucu Sponsor

**AKBANK**

Sabancı  
Üniversitesi

# BORSA İSTANBUL'DA PİYASA ÇARPIKLIĞI, ORTALAMA ÇARPIKLİK VE ENDEKS GETİRİLERİ

**Prof. Dr. Yiğit Atılğan  
Dr. İmra Kırılı**

*Makaleye atıf yapmak için aşağıdaki bilgiler kullanılmalıdır:*

*Atılğan, Y., & Kırılı, I. (2021). Borsa İstanbul'da Piyasa Çarpıklığı, Ortalama Çarpıklık ve Endeks Getirileri. Center of Excellence in Finance Araştırma Raporu, Sabancı Üniversitesi.*

---

## 1. Giriş

Bir varlığın getiri dağılımının çarpıklığı, söz konusu dağılımın simetrik olma derecesinin bir ölçütüdür. Çarpıklık istatistiğinin sıfıra eşit olması dağılımın tam olarak simetrik olduğunu, ortalama getiriden belli bir standart sapma kadar yüksek olan bir getirinin gerçekleşme olasılığının ortalama getiriden aynı standart sapma kadar düşük olan bir getirinin gerçekleşme olasılığı ile aynı olduğunu işaret eder. Pozitif bir çarpıklık istatistiği, getiri dağılımının sağ kuyruğunun sol kuyruğundan daha uzun olduğu, söz konusu varlığın düşük bir ihtimalle de olsa piyango tipi getiriler vaat ettiği anlamına gelir. Negatif bir çarpıklık istatistiği ise, getiri dağılımının sol kuyruğunun sağ kuyruğundan daha uzun olduğu, söz konusu varlığın düşük bir ihtimalle de olsa çöküş ihtimali barındırdığı anlamına gelir.

Çarpıklık istatistiğinin varlık fiyatlamadaki rolü geçmişten bugüne yoğun bir tartışma konusu olmuştur. Arditti (1967, 1971), Scott ve Horvath (1980) ile Kimball (1990) gibi eski çalışmalar, yatırımcıların getiri dağılımı negatif (pozitif) çarpıklığa sahip varlıklardan daha yüksek (düşük) getiri talep ettiğini iddia etmektedir. Daha yüksek çarpıklığa olan bu tür bir yatırımcı arzusu varlık fiyatlarını etkileme potansiyeline sahiptir. Bu erken dönem çalışmaların büyük çoğunluğu, bir varlığın getiri dağılımının çarpıklığının piyasanın getiri dağılımının çarpıklığı tarafından açıklanabilen bileşeni anlamına gelen ortak-çarpıklık (coskewness) kavramına odaklanır. Bunun sebebi, portföylerini tam olarak çeşitlendirmiş yatırımcıların karar verirken çarpıklığı ancak sistematik bir risk teşkil ettiği ölçüde dikkate alacağına, varlığa özgü (idiosyncratic) çarpıklığın yatırımcı kararlarını etkilemeyeceğine dair varsayımdır. Kraus ve Litzenberger (1976) bir dağılımın üçüncü merkezi momentine denk gelen çarpıklığı standart Sermaye Varlık Fiyatlama Modeli (SVFM) çerçevesine eklemiş, Harvey ve Siddique (2000) ile Dittmar (2002) gibi çalışmalar ortak-çarpıklık kavramının pay fiyatlamada rol sahibi olduğuna dair ampirik bulgular sunmuştur.

Öte yandan, daha sonraki literatür aşağı yönlü risk ya da piyango tercihi gibi kavramlarla ilişkili olarak yorumlanabilen çeşitli varlığa özgü çarpıklık ölçütlerinin de pay getirilerinin kesitini açıklama becerisini ortaya koymuştur (Kumar, 2009; Boyer vd., 2010; Bali vd., 2011; Bali ve Murray, 2013; Conrad vd., 2013; Boyer ve Vorkink, 2014; Conrad vd., 2014;

Amaya vd., 2015). Bu çalışmaların ortak teması yatırımcıların tekil payların getiri çarpıklığına olan tercihleri sebebiyle portföylerini yeterince çeşitlendirmemeleridir (Mitton ve Vorkink, 2007). Çarpıklık tercihi ve portföy çeşitlendirme kararları arasındaki ilişkiyi inceleyen erken döneme ait çeşitli teorik çalışmalar mevcuttur (Kane, 1982; Simkowitz vd Beedles, 1978; Conine ve Tamarkin, 1981). Alternatif fayda fonksiyonlarına ve/veya davranışsal hatalara dayanan modeller sunan daha yakın tarihli bazı teorik çalışmalar da yatırımcıların portföylerini yeterince çeşitlendirmemelerini gerekçelendirmektedir (Brunnermeier ve Parker, 2005; Brunnermeier vd., 2007, Barberis ve Huang, 2008; Bordalo vd., 2012).

Jondeau vd. (2019) bu fikirleri pay getirilerinin kesitinden piyasa getirilerinin zaman serisine taşımıştır. Çalışma, yatırımcıların hem sistematik hem de varlığa özgü çarpıklığa yönelik bir tercihi bulunduğunda, varlığa özgü momentlerin yetersiz çeşitlendirme sebebiyle beklenen piyasa getirilerini ifade eden denklemden kaybolmadığını ortaya koyan bir model sunmaktadır. Bu çerçevede, tekil payların getiri dağılımlarının çarpıklık istatistiklerinin ortalamasının piyasa getirilerini tahmin edebileceğini işaret etmektedir. Bu savı ABD verisinde test eden çalışmada, her payın aylık çarpıklık istatistiği söz konusu payın ortalamaya göre düzeltilmiş ve standardize edilmiş günlük ek getirilerinin üçüncü momenti olarak hesaplanmıştır. Akabinde bu aylık çarpıklık istatistiklerinin hem eşit ağırlıklı hem de şirketlerin piyasa değeri ile ağırlıklandırılmış ortalamaları hesaplanmış ve piyasa ölçeğindeki bu iki ölçüte "ortalama çarpıklık" adı verilmiştir. Yazarlar, aynı zamanda her pay için aylık varyans istatistikleri hesaplamış ve bunlardan yine iki adet piyasa ölçeğinde "ortalama varyans" ölçütü inşa etmiştir. Ek olarak, günlük piyasa ek getirilerinin dağılımından da birer adet "piyasa varyansı" ve "piyasa çarpıklığı" hesaplanmıştır. Tek değişkenli zaman serisi regresyonları iki farklı ortalama çarpıklık ölçütü ile gelecekteki piyasa getirileri arasında negatif ve anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir. Ek olarak, piyasa varyansı ve piyasa değeri ile ağırlıklandırılmış ortalama varyans ile gelecekteki piyasa getirileri arasında da negatif ve anlamlı bir ilişki bulunmaktadır. Bir dönem önceki piyasa getirilerini de kontrol eden çok değişkenli zaman regresyonları ise gelecekteki piyasa getirileri üzerinde en sağlam etkiye sahip olan değişkenlerin ortalama çarpıklık ölçütleri olduğunu ortaya koymaktadır. Sonuçlar, ortalama çarpıklığı ölçmek amacıyla farklı yöntemler kullanıldığında da değişmemektedir.

Bu araştırma raporu, ortalama çarpıklık/varyans ve piyasa çarpıklığı/varyansı ile gelecekteki pay getirileri arasındaki ilişkiyi Türkiye özelinde incelemektedir. Sonuçların hem yüksek-dereceli momentlerin varlık fiyatlamada oynadığı role dair yeni ipuçları sunması hem de Borsa İstanbul'daki pay piyasalarına dair yeni dinamiklerin üzerine ışık tutması amaçlanmaktadır.

## 2. Veri Kümesi ve Yöntem

Analizde kullanılan veriler, Datastream Küresel Ekonomi veri tabanından alınmıştır. Datastream Türkiye'nin de aralarında bulunduğu birçok ülke için tekil pay bazında günlük fiyat verisi sağlamaktadır. Günlük pay getirileri, kâr payı ve diğer ödemeleri göz önünde bulunduran ve ABD doları cinsinden hesaplanan Getiri Endeksi (RI) serisine dayanarak hesaplanmıştır. Aylık pay getirileri ise günlük getiriler birbirlerine bileşik bir şekilde eklenerek elde edilmiştir. Aylık çarpıklık ve varyans istatistiklerinin isabetli bir şekilde ölçülebilmesi için bir payın belli bir ay içerisinde en az on adet günlük gözleme sahip olması şart koşulmuştur. Eğer borsada işlem gören payların %90'ından fazlası belli bir gün sıfır getiriye sahipse söz konusu gün örneklemden çıkarılmıştır. Hata kaynaklı ekstrem gözlemlerin veri setinden temizlenmesi amacıyla Lee (2011) takip edilmiş ve her gün en düşük ve yüksek yüzde birlik dilimdeki getiriler örneklemden silinmiştir. Ayrıca, iki ardışık günün brüt getirilerinin çarpımı 1,5'ten düşük ve en az iki günden birinin getirisi %200'den yüksekse iki günün getirisi de göz ardı edilmiştir. Sonuçların küçük ve likiditesi düşük paylar tarafından etkilenmemesi için her ay toplam piyasa değeri ya da kapanış fiyatı en düşük yüzde onluk dilimde yer alan paylar analize dahil edilmemiştir. Türkiye için piyasa getirisi olarak ise Datastream'de bulunan TOTMKT isimli endeksin getirisi kullanılmıştır. Bu finansal seri, endeksi oluşturan şirketlerin piyasa değerlerine göre ağırlıklandırılmış bir endekstir. Risksiz faiz oranı ABD menşeli bir aylık hazine bonolarının faizine eşittir. Tüm örneklem, 1990 ve 2019 arasındaki yılları kapsamaktadır. Örneklem dönemi içinde veri tabanından yok olan şirketlerin getiri verileri de analize dahil edilmiştir.

Analizde kullanılan ana değişkenler Jondeau vd. (2019) takip edilerek tanımlanmıştır. Her  $t$  ayında  $i$  payının aylık varyansı şu şekilde ifade edilebilir:

$$Varyans_{i,t} = \sum_{g=1}^{G_t} (r_{i,g} - \bar{r}_{i,t})^2 + 2 \sum_{g=2}^{G_t} (r_{i,g} - \bar{r}_{i,t})(r_{i,g-1} - \bar{r}_{i,t}) \quad (1)$$

Bu denklemde  $r_{i,g}$   $i$  payının  $g$  günündeki günlük ek getirisine (risksiz faiz oranına göre),  $\bar{r}_{i,t}$  ise  $i$  payının  $t$  ayındaki ortalama günlük ek getirisine eşittir. Denklem sağ tarafındaki ikinci terim, French vd. (1987) yöntemini takip ederek, günlük pay getirilerinde

gözlemlenen birinci derece seri korelasyon için bir düzeltme yapmaktadır. Günlük pay getirilerini ortalama değerlerinden arındırmak için bir payın günlük ek getirilerinden o payın takvim ayı içindeki ortalama günlük ek getirisi çıkartılmaktadır. Lakonishok ve Smidt (1988) tarafından işaret edildiği üzere günlük pay getirilerinde ay dönümlerinde gözlemlenen korelasyon sebebiyle, değişkeni hesaplanırken her takvim ayının son iki günü göz ardı edilmiştir. Bir takvim ayında örneklemde yer alan payların aylık varyans istatistikleri şirketlerin toplam piyasa değeri (pay fiyatı ile tedavüldeki pay sayısının çarpımı) ile ağırlıklandırılarak örneklemdeki her ay için bir adet piyasa değeri ile ağırlıklandırılmış ortalama varyans (*PDAVaryans*) değişkeni hesaplanmıştır. Ayrıca, bir takvim ayında örneklemde yer alan payların aylık varyans istatistiklerinin aritmetik ortalaması alınarak örneklemdeki her ay için bir adet eşit ağırlıklı ortalama varyans (*EAVaryans*) değişkeni hesaplanmıştır.

Ortalama çarpıklık değişkenini oluşturmak için her  $t$  ayında  $i$  payının aylık standardize edilmiş çarpıklığı şu şekilde hesaplanabilir:

$$\text{Çarpıklık}_{i,t} = \sum_{g=1}^G \tilde{r}_{i,g}^3 \quad (2)$$

Bu ifade içerisinde  $\tilde{r}_{i,g} = (r_{i,g} - \bar{r}_{i,t}) / \sigma_{i,t}$  ve  $\sigma_{i,t}^2 = \sum_{g=1}^G (r_{i,g} - \bar{r}_{i,t})^2$  denklemleri ile gösterilebilir. Tekil pay bazında çarpıklık hesaplanırken standart sapma ölçütünün standardizasyon değişkeni olarak kullanılması çarpıklık istatistiklerinin farklı varyanslara sahip paylar arasında karşılaştırılmasına olanak sağlamaktadır. Bir takvim ayında örneklemde yer alan payların aylık çarpıklık istatistikleri şirketlerin toplam piyasa değeri ile ağırlıklandırılarak örneklemdeki her ay için bir adet piyasa değeri ile ağırlıklandırılmış ortalama çarpıklık (*PDAÇarpıklık*) değişkeni hesaplanmıştır. Ayrıca, bir takvim ayında örneklemde yer alan payların aylık çarpıklık istatistiklerinin aritmetik ortalaması alınarak örneklemdeki her ay için bir adet eşit ağırlıklı ortalama çarpıklık (*EAÇarpıklık*) değişkeni hesaplanmıştır.

Son olarak, aylık piyasa getirilerinin ikinci ve üçüncü momentleri de Jondeau vd. (2019) takip edilerek ölçülmüştür. Piyasa varyansı (*PVaryans*) her ay içerisinde günlük piyasa ek getirilerinden o ay içindeki ortalama günlük piyasa ek getirisi çıkartılarak ve bu arındırılmış günlük piyasa ek getirilerinin karelerinin aritmetik ortalaması bulunarak hesaplanmıştır. Piyasa çarpıklığı (*PÇarpıklık*) ise her ay içerisinde günlük piyasa ek getirilerinden o ay içindeki ortalama günlük piyasa ek getirisi çıkartılıp bu arındırılmış günlük piyasa ek getirileri aylık piyasa varyansı ile standardize edilerek ve bu standardize edilmiş günlük piyasa ek getirilerinin küplerinin aritmetik ortalaması bulunarak hesaplanmıştır.

**Tablo 1. Betimleyici İstatistikler**

	Ortalama	Ortanca	Std Sap	%1	%10	%25	%75	%90	%99
PGetiri <sub>t</sub>	0,013	0,004	0,148	-0,343	-0,147	-0,072	0,087	0,166	0,511
PVaryans <sub>t</sub> × 100	0,075	0,046	0,096	0,008	0,016	0,025	0,088	0,156	0,489
PÇarpıklık <sub>t</sub>	0,037	0,039	0,656	-1,662	-0,713	-0,340	0,430	0,912	1,729
PDAVaryans <sub>t</sub>	0,023	0,018	0,019	0,004	0,007	0,011	0,030	0,047	0,089
EAVaryans <sub>t</sub>	0,025	0,019	0,019	0,006	0,009	0,012	0,030	0,048	0,098
PDAÇarpıklık <sub>t</sub>	0,047	0,052	0,072	-0,157	-0,036	0,006	0,089	0,139	0,212
EAÇarpıklık <sub>t</sub>	0,050	0,060	0,059	-0,124	-0,023	0,016	0,090	0,115	0,166

Tablo 1, farklı aylık varyans ve çarpıklık ölçütleri ile aylık piyasa getirilerine (*PGetiri*) dair betimsel istatistikleri sunmaktadır. Ortalama aylık piyasa getirisi %1,3 olup ortanca değer ise %0,4'e eşittir. Aylık piyasa getirilerinin standart sapması %14,8 olup merkezi eğilim ölçütlerine göre çok daha yüksektir. Dağılımın sol ve sağ kuyruğundaki yüzde birlik dilimlerin mutlak değerlerinin sırasıyla %34,3 ve %51,1 olması aylık piyasa getirilerinde yüksek seviyede bir oynaklığa işaret etmektedir. Piyasa varyansı ölçütünün ortalama değeri (0,075) ortanca değerinden (0,046) yüksektir. Piyasa (çarpıklığı değişkeninin ortalama ve ortanca değerleri birbirine yakın olup pozitifdir, bu bulgu aylık piyasa getirilerinin negatif çarpıklığa sahip olduğu ABD'deki görünümüne terstir. Ortalama varyans ve çarpıklık değişkenlerinin iki farklı versiyonu karşılaştırıldığında eşit ağırlıklı ölçütlerin merkezi eğilim istatistiklerinin piyasa değeri ile ağırlıklandırılmış ölçütlerinkilere göre az da olsa yüksek olduğu görülebilir. Bu bulgu, küçük firmalarla ilişkili aylık varyans ve çarpıklık istatistiklerinin büyük firmalarınkilerine göre az da olsa yüksek olduğunu işaret etmektedir.

Tablo 2, bir önceki tablodaki yedi değişkenin yanı sıra bir sonraki bölümde yürütülecek regresyon analizinde bağımlı değişken olarak kullanılacak bir ay sonraki piyasa getirileri arasındaki ikili korelasyon katsayılarını sunmaktadır. İlk sütunda görüldüğü gibi, piyasa değeri ile ağırlıklandırılmış ortalama çarpıklık hariç, tüm varyans ve çarpıklık istatistikleri ile bir ay sonraki piyasa getirileri arasında negatif bir korelasyon mevcuttur.

**Tablo 2. Korelasyon Matrisi**

	PGetiri <sub>t+1</sub>	PGetiri <sub>t</sub>	PVaryans <sub>t</sub>	PÇarpıklık <sub>t</sub>	PDAVaryans <sub>t</sub>	EAVaryans <sub>t</sub>	PDAÇarpıklık <sub>t</sub>	EAÇarpıklık <sub>t</sub>
PGetiri <sub>t+1</sub>	1,000							
PGetiri <sub>t</sub>	-0,009	1,000						
PVaryans <sub>t</sub> × 100	-0,086	-0,145	1,000					
PÇarpıklık <sub>t</sub>	-0,093	0,090	0,124	1,000				
PDAVaryans <sub>t</sub>	-0,080	0,038	0,676	0,086	1,000			
EAVaryans <sub>t</sub>	-0,089	-0,001	0,619	0,075	0,954	1,000		
PDAÇarpıklık <sub>t</sub>	0,018	0,095	0,015	0,689	-0,001	-0,031	1,000	
EAÇarpıklık <sub>t</sub>	-0,007	0,095	-0,063	0,557	-0,121	-0,160	0,858	1,000

Ancak bu korelasyon katsayılarının mutlak değerleri 0,1'den düşüktür. Piyasa varyansı ile PDAVaryans ve EAVaryans değişkenleri arasındaki korelasyon katsayıları sırasıyla 0,676 ve 0,619'dur. İki ortalama varyans değişkeni arasında da güçlü bir pozitif korelasyon bulunmaktadır (0,954). Piyasa çarpıklığı ile PDAÇarpıklık ve EAÇarpıklık değişkenleri arasındaki korelasyon katsayıları ise sırasıyla 0,689 ve 0,557'dir. İki ortalama çarpıklık değişkeni arasında da güçlü bir pozitif korelasyon bulunmaktadır (0,858). Farklı şekillerde ölçülen varyans istatistikleri ile çarpıklık istatistikleri arasında ise güçlü bir ilişkiye rastlanmamaktadır.

### 3. Bulgular

Farklı çarpıklık ve varyans ölçütleri ile bir ay sonraki piyasa getirileri arasındaki zamansal ilişkiyi incelemek için kullanılan temel regresyon denklemleri şu şekilde ifade edilebilir:

$$PGetiri_{t+1} = a + b \times PVaryans_t + c \times PÇarpıklık_t + d \times PDAVaryans_t + e \times PDAÇarpıklık_t + e_{t+1} \quad (3)$$

$$PGetiri_{t+1} = a + b \times PVaryans_t + c \times PÇarpıklık_t + d \times EAVaryans_t + e \times EAÇarpıklık_t + e_{t+1} \quad (4)$$

Bağımsız değişkenlerin eğim katsayılarına yönelik istatistiksel anlamlılık testleri uygulanırken değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarını çözmek için Newey-West (1987) düzeltmesi yapılmaktadır. Farklı çarpıklık ve varyans ölçütlerinin gelecekteki piyasa getirilerine olan tekil etkilerini görmek için ilk olarak bağımsız değişkenler regresyon denkleminde ayrı ayrı dahil edilmiştir. Bu tek değişkenli regresyonlara dair sonuçlar, 1990 ve 2019 arasını kapsayan tüm örneklem dönemi için, Tablo 3 Panel A'da sunulmaktadır.

Tablo 3. Tek Değişkenli Regresyonlar

## Panel A. 1990-2019

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PVaryans <sub>t</sub>	-12,918 (-1,48)					
PÇarpıklık <sub>t</sub>		-0,020** (-2,06)				
PDAVaryans <sub>t</sub>			-0,623 (-1,25)			
PDAÇarpıklık <sub>t</sub>				0,036 (0,34)		
EAVaryans <sub>t</sub>					-0,661 (-1,58)	
EAÇarpıklık <sub>t</sub>						-0,016 (-0,12)
Sabit	0,021** (2,21)	0,012* (1,69)	0,026** (2,01)	0,010 (1,18)	0,028** (2,31)	0,012 (1,31)

## Panel B. 2000-2019

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
PVaryans <sub>t</sub>	-3,321 (-0,40)					
PÇarpıklık <sub>t</sub>		-0,021* (-1,80)				
PDAVaryans <sub>t</sub>			-0,416 (-0,67)			
PDAÇarpıklık <sub>t</sub>				-0,078 (-0,69)		
EAVaryans <sub>t</sub>					-0,380 (-0,66)	
EAÇarpıklık <sub>t</sub>						-0,196 (-1,44)
Sabit	0,008 (1,01)	0,007 (0,99)	0,013 (1,05)	0,009 (1,05)	0,013 (1,04)	0,016 (1,60)

Günlük piyasa ek getirileri kullanılarak hesaplanmış varyans ölçütü (PVaryans) ve bir ay sonraki piyasa ek getirileri arasında negatif bir ilişki mevcuttur ancak eğim katsayısının t-istatistiği -1,48'e eşit olup istatistiksel olarak yüzde on seviyesinde anlamlı değildir. Günlük piyasa ek getirileri kullanılarak hesaplanmış çarpıklık ölçütünün (PÇarpıklık) eğim katsayısı ise -0,020 olup t-istatistiği -2,06'ya eşittir. Diğer bir deyişle, piyasa ek getirilerinin dağılımının bugünkü çarpıklığı ve gelecekteki piyasa ek getirileri arasında negatif ve istatistiksel olarak yüzde beş seviyesinde anlamlı bir ilişki mevcuttur. Bu ilişkiyi ekonomik açıdan yorumlamak amacıyla piyasa çarpıklığındaki bir standart sapma miktarındaki artışın bir ay sonraki piyasa getirilerinde ortalama %1,31 (= 0,020×0,656) düşüşe sebep olacağı söylenebilir. İki ortalama varyans ölçütü negatif eğim katsayılarına sahip olsalar da, bu katsayılar da piyasa varyansının gibi yüzde on seviyesinde anlamlı değildir. Ortalama çarpıklığı ölçen PDAÇarpıklık ve EAÇarpıklık ölçütlerinin eğim katsayıları ise sırasıyla 0,036 ve -0,016 olup bunlarla ilişkili t-istatistikleri 0,34 ve -0,12'ye eşittir. Diğer bir deyişle, piyasa çarpıklığının gelecekteki piyasa ek

getirileri üzerindeki tahmin gücü tekil payların çarpıklık istatistiklerinden hesaplanan ortalama çarpıklık ölçütleri için geçerli değildir. Bu sonuç, her ne kadar Jondeau vd. (2019) çalışmasının ABD özelindeki sonuçları ile uyumsuz olsa da aynı analizi 22 adet gelişmiş ülkeye uygulayan Atilgan vd. (2021) ile uyumludur.

Tablo 3 Panel A'da tüm örneklem dönemi için yürütülen tek değişkenli regresyon analizi, Tablo 3 Panel B'de 2000 ve 2019 yılları arasına kapsayan daha kısa bir örneklem için tekrarlanmıştır. Bunun sebebi, örneklemin ilk dönemlerinde Borsa İstanbul'da işlem gören pay sayısının görece daha az olması ve aylık ortalama varyans/çarpıklık istatistiklerinin ölçümünün yeterince keskin bir şekilde yapılamaması ihtimalidir. Ancak bu daha güncel örneklem dönemi için elde edilen sonuçlar tüm örneklemdekiler ile niteliksel açıdan benzerdir. Tüm piyasa ve ortalama varyans/çarpıklık ölçütlerinin eğim katsayıları negatif olsa da bunlardan sadece piyasa çarpıklığına ait olanı yüzde on seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Eşit ağırlıklı ortalama çarpıklık ölçütünün eğim katsayısı tüm örnekleme göre mutlak değer açısından artsa da t-istatistiği sadece -1,44'tür.

**Tablo 4. Çok Değişkenli Regresyonlar**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
PGetiri <sub>t</sub>						-0,011 (-0,22)	-0,009 (-0,19)	-0,010 (-0,19)	-0,008 (-0,15)
PVaryans <sub>t</sub>	-11,375 (-1,27)			-6,034 (-0,64)	-5,956 (-0,64)	-6,578 (-0,67)	-6,307 (-0,67)		
PÇarpıklık <sub>t</sub>	-0,018* (-1,82)			-0,041*** (-2,79)	-0,024* (-1,95)	- (-2,77)	-0,024* (-1,93)		
PDAVaryans <sub>t</sub>		-0,623 (-1,25)		-0,289 (-0,48)		-0,267 (-0,42)			
PDAÇarpıklık <sub>t</sub>		0,036 (0,34)		0,292* (1,92)		0,293* (1,92)		0,038 (0,36)	
EAVaryans <sub>t</sub>			-0,687 (-1,62)		-0,366 (-0,75)		-0,355 (-0,70)		
EAÇarpıklık <sub>t</sub>			-0,052 (-0,39)		0,104 (0,64)		0,106 (0,65)		-0,015 (-0,11)
Sabit	0,021** (2,13)	0,024* (1,84)	0,031** (2,19)	0,010 (0,68)	0,021 (1,25)	0,010 (0,67)	0,021 (1,25)	0,010 (1,17)	0,012 (1,30)

Tablo 4, tüm örneklem dönemi için, yukarıda belirtilen (3) ve (4) numaralı regresyon denklemlerindeki bağımsız değişkenlerin farklı kombinasyonlarını içeren çok değişkenli regresyonların sonuçlarını sunmaktadır. Piyasa ek getirilerinin varyansını ve çarpıklığını içeren ilk regresyon, piyasa varyansı ile bir ay sonraki piyasa ek getirileri arasında negatif ancak istatistiksel olarak anlamlı olmayan ( $t = -1,27$ ), piyasa çarpıklığı ile bir ay sonraki piyasa ek getirileri arasındaysa negatif ve istatistiksel olarak anlamlı ( $t = -1,82$ ) bir ilişki olduğunu göstermektedir. İkinci regresyon piyasa değeri ile ağırlıklandırılmış ortalama varyans ve çarpıklık ölçütlerini, üçüncü regresyon eşit ağırlıklı ortalama varyans ve çarpıklık ölçütlerini bağımsız değişken olarak kullanmaktadır. Bu ölçütlere ilişkin eğim katsayılarından hiçbiri istatistiksel olarak yüzde on seviyesinde anlamlı değildir, mutlak değer açısından en büyük t-istatistiği EAVaryans ölçütüne aittir ( $t = -1,62$ ). Dördüncü ve

beşinci regresyonlar, piyasa momentlerinin yanına sırasıyla piyasa değeri ile ağırlıklandırılmış ortalama momentleri ve eşit ağırlıklı ortalama momentleri eklemektedir. Sonuçlar, piyasa çarpıklığı ile gelecekteki piyasa ek getirileri arasındaki negatif ve anlamlı ilişkinin baki kaldığını göstermektedir. PDAÇarpıklık ölçütü her ne kadar pozitif ve yüzde on seviyesinde anlamlı bir eğim katsayısına sahip olsa da bu bulgu PÇarpıklık ve PDAÇarpıklık ölçütleri arasındaki korelasyonun yüksek olmasına yorulabilir. Altıncı ve yedinci regresyonlar, önceki iki regresyona ek olarak bir ay önceki piyasa ek getirisini de bağımsız değişkenler kümesine katmakta ancak bulgular değişmemektedir. Son iki regresyon ise geçmiş piyasa getirisinin yanında bağımsız değişken olarak ortalama çarpıklık ölçütlerinden sadece birini eklemektedir. Bu iki regresyon da ortalama çarpıklık ile gelecekteki piyasa ek getirileri arasında anlamlı bir ilişki bulunmadığını işaret etmektedir.

**Tablo 5. Alternatif Ortalama Varyans ve Çarpıklık Ölçütleri**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
PGetiri <sub>t</sub>					0,014 (0,27)	-0,002 (-0,03)	-0,006 (-0,11)	-0,013 (-0,23)
PVaryans <sub>t</sub>			-6,957 (-0,72)	-6,127 (-0,65)	-6,229 (-0,62)	-6,187 (-0,65)		
PÇarpıklık <sub>t</sub>			- (-2,91)	-0,020** (-1,99)	- (-2,81)	-0,020* (-1,91)		
PDAVaryans_Alt <sub>t</sub>	-0,598 (-1,34)		-0,341 (-0,63)		-0,369 (-0,64)			
PDAÇarpıklık_Alt <sub>t</sub>	0,068 (0,65)		0,242* (1,87)		0,248* (1,84)		0,055 (0,53)	
EAVaryans_Alt <sub>t</sub>		-0,602 (-1,55)		-0,379 (-0,86)		-0,377 (-0,83)		
EAÇarpıklık_Alt <sub>t</sub>		-0,028 (-0,25)		0,037 (0,32)		0,036 (0,29)		-0,033 (-0,29)
Sabit	0,023* (1,80)	0,029** (2,25)	0,015 (1,02)	0,026* (1,91)	0,014 (1,02)	0,026* (1,93)	0,009 (1,05)	0,013 (1,56)

Ortalama varyans ve çarpıklık değişkenlerinin inşa edilmesi için kullanılan tekil payların varyans ve çarpıklık ölçütleri hesaplanırken bir payın günlük ek getirilerinin kendisi değil, bir payın günlük ek getirileri ile o payın takvim ayı içindeki ortalama günlük ek getirisi ( $\bar{r}_{i,t}$ ) arasındaki farklar kullanılmıştır. Jondeau vd. (2019) alternatif bir yöntem olarak bir payın günlük ek getirileri ile piyasanın takvim ayı içindeki ortalama günlük ek getirisi arasındaki farkları kullanmayı önermektedir. Bu yaklaşım her ne kadar dolaylı olarak her payın getirisinin piyasa portföyüne getirisine olan hassasiyetini bire eşitlese de tekil paylar için beta ölçümünün yeterince keskin olmadığı göz önüne alındığında daha sağlam sonuçlar verebilir. Bu yöntemle hesaplanmış iki farklı ortalama varyans ve ortalama çarpıklık ölçütünün çok değişkenli regresyonlarda bağımsız değişken olarak kullanıldığında elde edilen bulgular Tablo 5'te sunulmaktadır. Bu tablodaki regresyonlar, Tablo 4'teki son sekiz regresyonun muadilidir. Piyasa varyansı ve iki alternatif ortalama varyans ölçütü ile bir ay sonraki piyasa ek getirileri arasında negatif bir ilişki bulunsa da bu ilişkiler istatistiksel olarak anlamlı değildir. Piyasa çarpıklığı ile gelecekteki piyasa ek getirileri arasında yine negatif ve anlamlı bir ilişki mevcuttur, bu değişkenin eğim katsayıları -0,020 ve -0,034, t-istatistikleri ise -1,91 ve -2,91 arasında değişmektedir. Alternatif ortalama çarpıklık ölçütleri ise daha önce olduğu gibi gelecekteki piyasa ek getirileri üzerinde tahmin gücüne sahip değildir. Üçüncü ve beşinci regresyonlardaki pozitif ve yüzde on seviyesinde anlamlı eğim katsayıları yine PÇarpıklık ve PDAÇarpıklık ölçütleri arasındaki korelasyonun yüksek olmasına yolunabilir.

Son analiz ise, ekstrem değerlerin sonuçlara etkisini azaltmak amacıyla iki yeni varyans ve çarpıklık ölçütü kullanılmaktadır. İlk olarak, tekil paylar için hesaplanan aylık varyans ve çarpıklık ölçütlerinin kesitindeki ekstrem değerlerin etkisini azaltmak için, bir takvim ayında örneklemde yer alan payların aylık varyans ve çarpıklık istatistiklerinin ortanca değerlerine denk gelen OrtancaVaryans ve OrtancaÇarpıklık değişkenleri hesaplanmıştır. İkinci olarak ise, ortalama momentlerin günlük pay getirilerinin zaman serisindeki ekstrem değerlere hassas olabileceği ihtimalini göz önüne almak için, KesitselVaryans ve KesitselÇarpıklık ölçütleri bir takvim ayında örneklemde yer alan payların ek getirileri ile piyasanın o takvim ayı içindeki ortalama günlük ek getirisi arasındaki farkların varyansı ve çarpıklığı olarak tanımlanmıştır. Tablo 6'da, bu yeni varyans ve çarpıklık ölçütleri daha önceki iki tabloda sunulan regresyonlarda bağımsız değişken olarak kullanılmaktadır. Ne ortanca değerlere, ne de kesitsel dağılımlara dayalı olarak hesaplanan varyans ve çarpıklık ölçütlerinin gelecekteki piyasa ek getirileri üzerinde tahmin gücü bulunmamaktadır. OrtancaVaryans değişkeni ilk regresyonda negatif ve yüzde on seviyesinde anlamlı bir eğim katsayısına sahip olsa da, bu değişken diğer regresyonlarda anlamlılığını yitirmektedir. Piyasa çarpıklığı ile gelecekteki piyasa ek getirileri arasındaki negatif ve anlamlı ilişki gözlemlenmeye devam etmektedir. Bu değişkenin eğim katsayıları -0,018 ve -0,021, t-istatistikleri ise -1,73 ve -1,91 arasında değişmektedir.

**Tablo 6. Ortanca ve Kesitsel Varyans ve Çarpıklık Ölçütleri**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
PGetiri <sub>t</sub>					-0,007 (-0,15)	-0,047 (-0,65)	-0,007 (-0,13)	-0,022 (-0,37)
PVaryans <sub>t</sub>			-3,777 (-0,41)	-11,103 (-1,16)	-4,040 (-0,43)	-14,395 (-1,48)		
PÇarpıklık <sub>t</sub>			-0,021* (-1,76)	-0,019* (-1,91)	-0,021* (-1,73)	-0,018* (-1,76)		
OrtancaVaryans <sub>t</sub>	-0,801* (-1,88)		-0,578 (-1,18)		-0,570 (-1,12)			
OrtancaÇarpıklık <sub>t</sub>	-0,081 (-0,64)		0,057 (0,36)		0,057 (0,36)		-0,052 (-0,41)	
KesitselVaryans <sub>t</sub>		-0,214 (-1,07)		-0,061 (-0,31)		0,078 (0,27)		
KesitselÇarpıklık <sub>t</sub>		-0,002 (-0,57)		-0,004 (-1,01)		-0,007 (-1,27)		-0,004 (-0,72)
Sabit	0,031** (2,53)	0,020** (2,26)	0,024* (1,72)	0,027*** (2,60)	0,024* (1,73)	0,030*** (2,72)	0,014 (1,60)	0,016* (1,66)



#### 4. Sonu

Menkul kıymetlerin getiri dađılımlarının ilk iki momentine odaklanan ortalama-varyans erevesi (Markowitz, 1959) varlık fiyatlamada literatüründe kurucu bir rol oynamıŐtır. Sonraki yıllarda getiri dađılımlarının üçüncü momentine denk gelen arpıklık ölçütünün varlık fiyatlamadaki rolü de incelenmiŐ, hem sistematik hem de varlığa özgü arpıklığın pay getirilerinin kesitini açıklama becerisine sahip olduđu belgelenmiŐtir. Jondeau vd. (2019) ABD'deki tekil pay ek getirilerinin aylık varyans ve arpıklık istatistiklerinin ortalamalarını hesaplayıp bu ortalama momentlerin gelecekteki piyasa ek getirilerini negatif yönde tahmin edebildiđini göstermiŐtir. Bu rapor ise benzer bir analizi, 1990-2019 arasını kapsayan bir örneklem döneminde Türkiye piyasalarına uygulamaktadır. Sonular, ortalama varyans ve arpıklık ölçütleri ile bir ay sonraki piyasa ek getirileri arasında anlamlı bir iliŐki bulunmadığını göstermektedir. Bu bulgular, ortalama momentler farklı Őekillerde ölçüldüğünde de geçerlidir. Öte yandan, piyasa portföyünün günlük ek getirilerinden hesaplanan aylık piyasa arpıklığı ölçütü ile gelecekteki piyasa ek getirileri arasında negatif ve anlamlı bir iliŐki bulunmaktadır. Rapor, yüksek-dereceli momentlerin varlık fiyatlamada oynadıđı role dair literatüre Türkiye özelinde katkı yapmaktadır.

## Kaynaklar

- Amaya, D., Christoffersen, P.F., Jacobs, K., Vasquez, A., 2015. Does realized skewness predict the cross-section of equity returns? *Journal of Financial Economics* 118, 135-167.
- Arditti, F.D., 1967. Risk and the required return on equity. *Journal of Finance* 2, 19-36.
- Arditti, F.D., 1971. Another look at mutual fund performance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 6, 909-912.
- Atilgan, Y., Demirtas, K.O., Gunaydin, A.D., Kirli, A., 2021. Average skewness in global equity markets.
- Bali, T.G., Cakici, N., Whitelaw, R.F., 2011. Mxing out: stocks as lotteries and the cross-section pf expected returns. *Journal of Financial Economics* 99, 427-466.
- Bali, T.G., Murray, S., 20143. Does risk-neutral skewness predict the cross-section of equity option portfolio returns? *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 48, 1145-1171.
- Barberis, N.C., Huang, M., 2008. Stocks as lotteries: the implications of probability weighting for security prices. *American Economic Review* 98, 2066-2100.
- Bordalo, P., Gennaioli, N., Shleifer, A., 2012. Saliance theory of choice under risk. *Quarterly Journal of Economics* 127, 1243-1285.
- Boyer, B., Mitton, T., Vorkink, K., 2010. Expected idiosyncratic skewness. *Review of Financial Studies* 23, 169-202.
- Boyer, B., Vorkink, K., 2014. Stock options as lotteries. *Journal of Finance* 69, 1485-1527.
- Brunnermeier, M.K., Gollier, C., Parker, J.A., 2007. Optimal beliefs, asset prices, and the preference for skewed returns. *American Economic Review* 97, 159-165.
- Brunnermeier, M.K., Parker, J.A., 2005. Optimal expectations. *American Economic Review* 95, 1092-1118.
- Conrad, J., Dittmar, R.F., Ghysels, E., 2013. Ex ante skewness and expected stock returns. *Journal of Finance* 68, 85-124.
- Conrad, J., Kapadia, N., Xing, Y., 2014. Death and jackpot: why do individual investors hold overpriced stocks? *Journal of Financial Economics* 113, 455-475.
- Conine, T.E., Tamarkin, M.J., 1981. On diversification given asymmetry in returns. *Journal of Finance* 36, 1143-1155.
- Dittmar, R.F., 2002. Nonlinear pricing kernels, kurtosis preference, and evidence from the cross-section of equity returns. *Journal of Finance* 57, 369-403.
- French, K.R., Schwert, G.W., Stambaugh, R.F., 1987. Expected stock returns and volatility. *Journal of Financial Economics* 19, 3-29.
- Jondeau, E., Zhang, Q., Zhu, X., 2019. Average skewness matters. *Journal of Financial Economics* 134, 29-47.
- Harvey, C.R., Siddique, A., 2000. Conditional skewness in asset pricing tests. *Journal of Finance* 55, 1263-1295.
- Kane, A., 1982. Skewness preference and portfolio choice. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 17, 15-25.
- Kimball, M.S., 1990. Precautionary saving in the small and the large. *Econometrica* 58, 53-73.
- Kraus, A., Litzenberger, R.H., 1976. Skewness preference and the valuation of risk assets. *Journal of Finance* 31, 1085-1100.
- Kumar, A., 2009. Who gambles in the stock market? *Journal of Finance* 64, 1889-1933.
- Lakonishok, J., Smidt, S., 1988. Are seasonal anomalies real? A ninety-year perspective. *Review of Financial Studies* 1, 403-425.
- Lee, K.-H., 2011. The world price of liquidity risk. *Journal of Financial Economics* 99, 136-161.
- Markowitz, H., 1959. *Portfolio Selection*. Yale University Press, New Haven, CT.
- Mitton, T., Vorkink, K., 2007. Equilibrium underdiversification and the preference for skewness. *Review of Financial Studies* 20, 1255-1288.
- Newey, W.K., West, K.D., 1987. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55, 703-708.
- Scott, R.C., Horvath, P.A., 1980. On the direction of preference for moments of higher order than the variance. *Journal of Finance* 35, 915-919.
- Simkowitz, M.A., Beedles, W.L., 1978. Diversification in a three-moment world. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 13, 927-941.

## İLETİŞİM

📍 Sabancı Center 4. Levent 34330 İstanbul

☎ + 90 (0212) 385 65 09

✉ cef@sabanciuniv.edu

🌐 cef.sabanciuniv.edu