

Küresel Ekonomik Politika Belirsizliğine Karşı Sektörel Tepkilerin Zamanla Değişimi: Borsa İstanbul Üzerine DCC-GARCH Analizi

Time-Varying Sectoral Responses to Global Economic Policy Uncertainty: A DCC-GARCH Analysis of Borsa İstanbul

Çiğdem KURT CİHANGİR  ^a Erginbay UĞURLU  ^b

^a İzmir Bakırçay Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, İzmir, Türkiye. cigdem.cihangir@bakircay.edu.tr

^b İstanbul Aydın Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonomi ve Finans Bölümü, İstanbul, Türkiye.
erginbayugurlu@aydin.edu.tr

MAKALE BİLGİSİ	ÖZET
Anahtar Kelimeler: Ekonomik Politik Belirsizlik Endeksi (EPU) DCC-GARCH Borsa İstanbul (BİST) BİST Sektör Endeksleri Gelişen Piyasalar Gönderilme Tarihi 5 Temmuz 2025 Revizyon Tarihi 30 Ağustos 2025 Kabul Tarihi 5 Eylül 2025 Makale Kategorisi: Araştırma Makalesi	Amaç – Bu çalışma, küresel ekonomik politika belirsizliğinin (Economic Policy Uncertainty – EPU) Borsa İstanbul'daki sektörel etkilerini, zamana yayılan dinamik bir çerçevede incelemeyi amaçlamaktadır. ABD merkezli EPU şoklarının Türkiye gibi gelişmekte olan piyasalarda yalnızca gösterge endeks değil, farklı sektörler üzerinde de farklı yoğunluklarda ve dönemsel olarak değişken tepkiler yarattığı hipotezinden hareketle, sektörel bazlı kırılmalık yapılarının ortaya konulması hedeflenmiştir. Yöntem – Çalışmada, 2010 Ocak – 2025 Mart dönemine ait aylık veriler kullanılarak BIST 100 endeksi ile birlikte sekiz sektörel endeksin (bankacılık, sanayi, hizmet, teknoloji, elektrik, tekstil, makine-eşya ve metal ana sanayi) ABD EPU endeksiyle ilişkileri analiz edilmiştir. Zamana göre değişen korelasyon yapılarının incelenmesi amacıyla çok değişkenli DCC-GARCH modeli uygulanmıştır. Modelin geçerlilik koşulları istatistiksel olarak sağlanmış; dinamik koşullu korelasyon katsayıları üzerinden sektörel tepkilerin yönü ve şiddeti dönemsel olarak değerlendirilmiştir. Bulgular – Elde edilen bulgulara göre, EPU ile sektör endeksleri arasındaki ilişkiler genel olarak negatif ve düşük düzeyli olup, korelasyonlar zaman içinde yön ve büyüklük açısından dalgalanma göstermektedir. Özellikle COVID-19 pandemisi gibi kriz dönemlerinde negatif korelasyonların mutlak değeri artmakta, sektörler EPU şoklarına farklı tepkiler vermektedir. Bankacılık sektörünün diğer sektörlerle yüksek düzeyde korelasyon içinde olduğu gözlemlenmiş, bu sektörün sistemik yapısı pekiştirilmiştir. Tartışma – Sonuçlar, EPU'nun Türkiye piyasalarında homojen bir etki yaratmadığını; sektörlerin faaliyet alanlarına ve dışı açıklık düzeylerine göre farklı kırılmalık yapılarına sahip olduğunu göstermektedir. Bu durum, politika yapıcılar açısından makro düzeyde tek tip müdahalelerin yetersiz kalabileceğine işaret etmekte; sektör bazlı, esnek ve dönemsel risk yönetim politikalarının gerekliliğini ortaya koymaktadır. Ayrıca, yatırım kararlarının da zamansal duyarlılığı yüksek portföy stratejileriyle desteklenmesi önerilmektedir.
ARTICLE INFO	ABSTRACT
Keywords: Economic Policy Uncertainty (EPU) DCC-GARCH Borsa İstanbul BIST Sector Indices Emerging Markets Received 5 July 2025 Revised 30 August 2025 Accepted 5 September 2025 Article Classification: Research Article	Purpose – This study aims to examine the time-varying sectoral effects of global economic policy uncertainty (EPU) on Borsa İstanbul. Focusing on the hypothesis that U.S.-based EPU shocks generate heterogeneous and dynamic responses across different sectors in emerging markets like Türkiye, the research seeks to reveal sector-specific patterns of vulnerability to global uncertainty. Design/methodology/approach – Using monthly data covering the period from January 2010 to March 2025, the study analyzes the dynamic relationships between the U.S. EPU index and the BIST 100 general index along with eight major sectoral indices (banking, industrials, services, technology, electricity, textiles, machinery-equipment, and metals). A multivariate DCC-GARCH model is employed to capture the time-varying conditional correlations. Model validity is statistically verified, and the evolution of correlation coefficients is interpreted in light of both sectoral structures and global shocks. Results – The results indicate that the correlations between sectoral returns and EPU are predominantly negative and weak, but highly unstable over time. Significant fluctuations, particularly during the COVID-19 pandemic, reveal that global uncertainty shocks do not impact all sectors uniformly. The banking index exhibits the highest level of comovement with other sectors,

*Bu çalışma 5. Uluslararası Bankacılık Kongresinde sunulan bildirinin geliştirilmiş ve genişletilmiş halidir.

Önerilen Atıf/Suggested Citation

Kurt Cihangir, Ç., Uğurlu, E. (2025). Küresel Ekonomik Politika Belirsizliğine Karşı Sektörel Tepkilerin Zamanla Değişimi: Borsa İstanbul Üzerine DCC-GARCH Analizi, İşletme Araştırmaları Dergisi, 17 (3), 2358-2376.

confirming its systemic role in Türkiye's financial ecosystem.

Discussion – The findings suggest that economic policy uncertainty does not exert uniform effects across markets. Sectoral responses vary according to industry characteristics and external exposure, underscoring the need for flexible, sector-oriented policy tools. For policymakers, the ineffectiveness of one-size-fits-all interventions is evident, while investors are encouraged to adopt adaptive strategies sensitive to time-varying sectoral risk structures.

1. Giriş

Küresel düzeyde giderek derinleşen ekonomik belirsizlikler, finansal piyasaların işleyişini doğrudan etkilemekte; yatırım kararları üzerinde baskı kurmakta ve piyasa volatilitesini artırmaktadır. Özellikle devlet politikalarının öngörülemezliğine bağlı olarak ortaya çıkan riskler, yatırımcı güvenini zedelemekte ve piyasa mekanizmalarının işleyişinde aksaklıklara neden olabilmektedir. Bu bağlamda, Baker vd. (2016) tarafından geliştirilen Ekonomik Politika Belirsizliği (Economic Policy Uncertainty – EPU) Endeksi, son yıllarda belirsizliklerin ölçümünde en çok başvurulan araçlardan biri haline gelmiştir. Literatürde, EPU'nun finansal piyasalar üzerindeki etkileri farklı ülkeler, dönemler ve yöntemsel yaklaşımlar temelinde yoğun biçimde araştırılmaktadır. Artan EPU düzeylerinin hisse senedi piyasalarında getirileri azalttığı (Christou vd., 2017; Kido, 2018; Raza vd., 2018) ve volatilitiyi artırdığı (Kundu ve Paul, 2022; Yu vd., 2018) yaygın bir bulgudur.

Ancak bu etkilerin sabit ve homojen (zamana karşı duyarsız) olmadığını savunan çalışmalar da bulunmaktadır. Örneğin Xiong vd. (2018), Çin piyasasında EPU'nun hisse senedi getirileri üzerindeki etkisinin dönemsel olarak değiştiğini gösterirken; Yang ve Jiang (2016) Çin'de EPU ile borsa arasındaki ilişkinin çift yönlü ve gecikmeli olduğunu ortaya koymaktadır. Arouri vd. (2016) ise ABD verileriyle, EPU-hisse senedi ilişkilerinin piyasa koşullarına bağlı olarak asimetrik şekilde değiştiğini göstermiştir. Ancak bu çalışmalar çoğunlukla gelişmiş ekonomilere odaklanmakta ve gelişmekte olan ülkelerdeki zamansal ve sektörel dinamikleri sınırlı biçimde ele almaktadır.

Türkiye finansal sistemi, özellikle döviz kuru oynaklığı, kısa vadeli sermaye akımlarının hacmi ve reel sektörün dış ticaret bağımlılığı gibi faktörler nedeniyle EPU şoklarına karşı yüksek derecede kırılgan bir yapı sergilemektedir (Korkmaz ve Güngör, 2018; Kocaarslan, 2020). Ayrıca, ABD'nin Türkiye açısından en büyük ticaret partnerlerinden¹ biri olması (TÜİK, 2024), ABD merkezli EPU şoklarının Türkiye sermaye piyasaları üzerindeki etkisini daha da artırmaktadır (Kocaarslan, 2020). Bu çerçevede, ABD kaynaklı belirsizliklerin Borsa İstanbul'daki etkileri yalnızca makro düzeyde değil, sektörel düzeyde de ayrıştırılarak incelenmelidir.

Sektörlerin faaliyet alanlarına, dışa bağımlılık düzeylerine ve regülasyon yapılarına bağlı olarak EPU'ya verdikleri tepkiler farklılık gösterebilir. Rehman vd. (2019), finans, sağlık ve tüketim sektörlerinin EPU'ya karşı daha yüksek hassasiyet gösterdiğini belirtirken; Hu vd. (2018) Çin örneğinde imalat ve teknoloji sektörlerinin daha kırılgan olduğunu vurgulamaktadır. Türkiye bağlamında ise literatürdeki çalışmalar çoğunlukla EPU etkilerini statik modellerle değerlendirmekte (Seçme, 2024; Meriç ve Kamışlı, 2024), zamanla değişen ilişkiler ve bankacılık sektörünün sistemik rolü sınırlı biçimde incelenmektedir.

Bu çalışmada, söz konusu sınırlılıklardan hareketle, EPU'nun sektörel etkilerinin zaman boyutuyla birlikte değerlendirilmesine odaklanılmıştır. Böylece hem sektörler arası farklılıkların hem de bu farklılıkların zamanla nasıl değiştiğinin gözlemlenebilmesine olanak sağlanmıştır. Literatürde sıklıkla kullanılan sabit yapı varsayımının dışına çıkılması ve sektörel düzeyde daha ayrıntılı bir analiz yapılması sayesinde, özellikle gelişmekte olan bir piyasa olan Türkiye örneğinde karar alıcılar açısından daha işlevsel sonuçlara ulaşılması amaçlanmıştır. Çalışmanın bu yönüyle, mevcut literatüre yöntemsel bir derinlik kazandırdığı ve sektörel bakış açısını zamansal dinamiklerle birleştirerek farklılaştığı düşünülmektedir.

Bu çalışmanın temel amacı, ABD EPU Endeksinin, Borsa İstanbul gösterge endeksi ve belirlenen sekiz sektör endeksi üzerindeki etkilerini, zamana bağlı olarak değişkenlik gösterecek şekilde analiz etmektir. Bu doğrultuda, bankacılık (XBANK), sanayi (XUSIN), teknoloji (XUTEK), hizmetler (XUHIZ), elektrik (XELKT), makine eşya sanayi (XMESY), metal ana sanayi (XMANA) ve tekstil (XTEKS) sektör endeksleri ile borsa genel endeksi (XU100) kullanılmıştır. Analiz dönemi 2010 Ocak – 2025 Mart olup, zamansal korelasyonları analiz edebilmek için DCC-GARCH modeli tercih edilmiştir (Engle, 2002).

¹ 2024 yılı için ABD ihracatta 2. sırada ithalatta ise 4. sıradadır.

Bu çalışmanın literatüre katkısı dört temel başlık altında toplanabilir. Birincisi, EPU etkilerini zamansal olarak ele alarak, sabit ve ortalama etki varsayımına dayalı klasik yaklaşımların ötesine geçmektedir. İkincisi, DCC-GARCH modeli ile sektörler arası eş hareketliliğin zamanla değişen yapısını ölçerek, kırılma analizine dinamik bir çerçeve kazandırmaktadır. Üçüncüsü, Türkiye sermaye piyasasının sektörel derinliğini dikkate alarak geniş bir endeks kümesiyle çalışılması, politika tasarımlarına doğrudan katkı sağlayacak niteliktedir. Dördüncüsü, analiz döneminin COVID-19 pandemisi ve jeopolitik riskler gibi olağanüstü belirsizlik koşullarını içermesi, elde edilen bulguların kriz dönemleri açısından yüksek değer taşımasına imkan tanımaktadır.

Çalışmanın giriş bölümünden sonraki aşamalar şu şekilde ilerlemektedir; ikinci bölümde konuyla ilgili literatür araştırması verilmiştir. Üçüncü bölümde kullanılan yöntem ve veri seti sunulmakta; dördüncü bölümde ise uygulama sonuçları verilmektedir. Sonuç bölümünde çalışma özetlenmiş ve bulgular tartışılmaktadır.

2. Literatür Araştırması

EPU ile hisse senedi piyasaları arasındaki ilişki, artan küresel ekonomik belirsizlik ortamında önemli bir araştırma konusu haline gelmektedir. Literatür bu bağlamda farklı perspektiflerden sistematik olarak sınıflandırılabilir. İlk olarak, EPU'nun hisse senedi piyasası üzerindeki genel etkilerine odaklanan çalışmalar değerlendirilmektedir. Bu literatürde yaygın olarak, artan belirsizlik seviyesinin borsa volatilitasını artırdığı (Kundu ve Paul, 2022; Liu ve Zhang, 2015; Yu vd., 2018; Su vd., 2019; Boutchkova vd., 2012) ve hisse senedi getirilerini düşürdüğü (Christou vd., 2017; Kido, 2018; Guo vd., 2018; Raza vd., 2018; Das vd., 2019; Arouri vd., 2016) yönünde bulgular rapor edilmektedir. Özellikle finansal kriz dönemlerinde bu etkilerin daha belirgin hale geldiği vurgulanmaktadır. Bununla birlikte Xu vd. (2021), ilişkiyi yalnızca EPU'dan borsaya yönlü olarak değil, aynı zamanda borsadan EPU'ya doğru çift yönlü bir nedensellik şeklinde ele alarak literatüre önemli bir katkı sunmaktadır.

EPU ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişkinin doğrusal olmayabileceği, zamana (Pastor ve Veronesi, 2012; Antonakakis vd., 2013) ve piyasa koşullarına (Ko ve Lee, 2015; Chang vd., 2015) göre değişkenlik gösterebileceği kabul edilmektedir (Xiong vd. 2018; Yang ve Jiang, 2016; Arouri vd. 2016; Zhao ve Wang, 2022; Kundu ve Paul, 2022; Hong vd. 2024). Bu çalışmalarda kullanılan dinamik modeller (DCC-GARCH, VAR, SVAR, DCC-MGARCH, Markov rejim geçişli modeller) ile elde edilen sonuçlar, EPU etkisinin zaman içinde değişkenlik gösterdiğini ve özellikle kriz dönemlerinde daha belirgin hale geldiğini göstermektedir. Xiong vd. (2018), Çin piyasasında, EPU'nun hisse senedi getirileri üzerindeki etkisinin zaman içinde farklılık gösterdiğini ortaya koyarken; Arouri vd. (2016), ABD piyasasında bu ilişkinin doğrusal olmadığını ve volatilité dönemlerinde etkilerin arttığını belirtmektedir. Yang ve Jiang (2016), EPU ile Çin hisse senedi piyasası arasındaki dinamik korelasyonu 1995 Ocak - 2014 Aralık dönemi için VAR, SVAR ve DCC-MGARCH yöntemleri ile incelemektedir. Çalışmanın bulgularında, EPU'nun borsa üzerinde yaklaşık sekiz ay süren olumsuz bir etkisi bulunduğu; aynı zamanda borsanın da EPU üzerinde olumsuz bir etkisi olduğu ve bu etkinin dört ay sonra zirveye ulaştığı ifade edilmektedir. Ayrıca bu etkilerin dönemsel olarak yoğunluk kazandığı ve çift yönlü bir etkileşimi yansıttığı belirtilmektedir. Kundu ve Paul (2022), boğa ve ayı piyasası koşullarında yaptıkları karşılaştırmalı analizle, EPU'nun etkilerinin piyasa rejimlerine göre değişkenlik gösterdiğini vurgulamaktadır.

Literatürün bir diğer kolu, EPU'nun sektörel düzeydeki etkilerini inceleyen çalışmalardır. Rehman vd. (2019), ABD'de farklı sektörlerde EPU'ya karşı verilen tepkilerin homojen olmadığını ve özellikle finans, sağlık ve ihtiyari tüketim sektörlerinin EPU'ya uzun dönemli ve asimetrik tepkiler verdiğini ortaya koymaktadır. Bu sonuçlar Rehman vd. (2021) tarafından parametrik olmayan yöntemlerle desteklenmektedir. Rehman vd. (2024), EPU'nun piyasa koşullarından bağımsız olarak ABD sektörel getirileri üzerinde tutarlı ve uzun vadeli etkiler oluşturduğunu ifade etmektedir. Avrupa Birliği özelinde yapılan Bossman vd. (2023a) çalışmasında, farklı EPU endekslerinin sektörel getiriler üzerindeki asimetrik etkileri analiz edilmekte ve EPU'nun tahmin gücünün sınırlı olduğu belirtilmektedir. Malezya örneğinde, Hoque ve Zaidi (2019), EPU'nun tüm sektörlerde etkili olduğunu, ancak teknoloji sektörünün görece daha az duyarlı olduğunu vurgulamaktadır. Çin piyasasına yönelik Hu vd. (2018), imalat, bilgi teknolojisi ve medya sektörlerinin EPU'ya yüksek düzeyde duyarlılık gösterdiğini, tarım ve emlak sektörlerinin ise daha sınırlı tepki verdiğini belirtmektedir. OECD

ülkeleri örneğinde Pala (2024), EPU ile hisse senetleri arasında asimetrik nedensellik ilişkilerinin bulunduğunu ortaya koymaktadır.

Türkiye piyasalarına odaklanan çalışmalar da sektörel farklılıkları detaylı biçimde ele almaktadır. Seçme (2024), Borsa İstanbul'da reel sektörü temsil eden 16 sektörün (bankacılık hariç) EPU'ya karşı kısa ve uzun dönemli asimetrik tepkiler verdiğini NARDL modeli ile ortaya koymaktadır. Korkmaz ve Güngör (2018), BIST elektrik, kimya, petrol, plastik ve metal ana sektörlerinde küresel EPU'nun getirilerdeki oynaklık üzerinde istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif etkileri olduğunu tespit etmektedir. Kocaarslan (2020), ABD EPU'sunun BIST Mali, Sınai ve Teknoloji endeksleri üzerinde tek yönlü oynaklık yayılımı oluşturduğunu göstermektedir. Meriç ve Kamışlı (2024), Avrupa ve küresel düzeydeki EPU endeksleri ile BIST 30, Hizmetler, Mali, Sınai ve Teknoloji sektör endekslerinin oynaklıkları arasındaki ilişkileri Hatemi-J Asimetrik Nedensellik Testi ile analiz etmekte ve tüm EPU'ların söz konusu sektör endeksleri üzerinde anlamlı etkiler yarattığını, özellikle Sınai endeksinin en yüksek düzeyde duyarlılığa sahip olduğunu belirtmektedir. Türkiye'de yapılan çalışmalar yalnızca getiriler ve volatilité değil, aynı zamanda sistemik kırılma düzeyini de değerlendirmektedir. Aytaç Emin (2025), Türkiye bankacılık sektörü için oluşturulan kırılma endeksi ile ABD EPU'sunun sektörel kırılma olasılığı üzerindeki etkisini probit modeli ile analiz etmekte ve EPU'nun bu kırılma olasılığını anlamlı şekilde artırdığını ortaya koymaktadır. Ayrıca EPU'nun modelin açıklayıcılığı ve öngörü gücünü önemli ölçüde artırdığı vurgulanmaktadır.

Sonuç olarak mevcut literatür, EPU'nun sektörel düzeydeki etkilerini çoğunlukla statik yaklaşımlarla ele almakta; zamanla değişen duyarlılıkları, sektörler arası etkileşimleri ve bankacılık sektörünün sistemik konumunu bütüncül bir çerçevede değerlendirmemektedir. Bu çalışma ile literatürdeki bu boşluğun doldurulması amaçlanmıştır.

3. Veri Seti ve Yöntem

3.1. Veri Seti

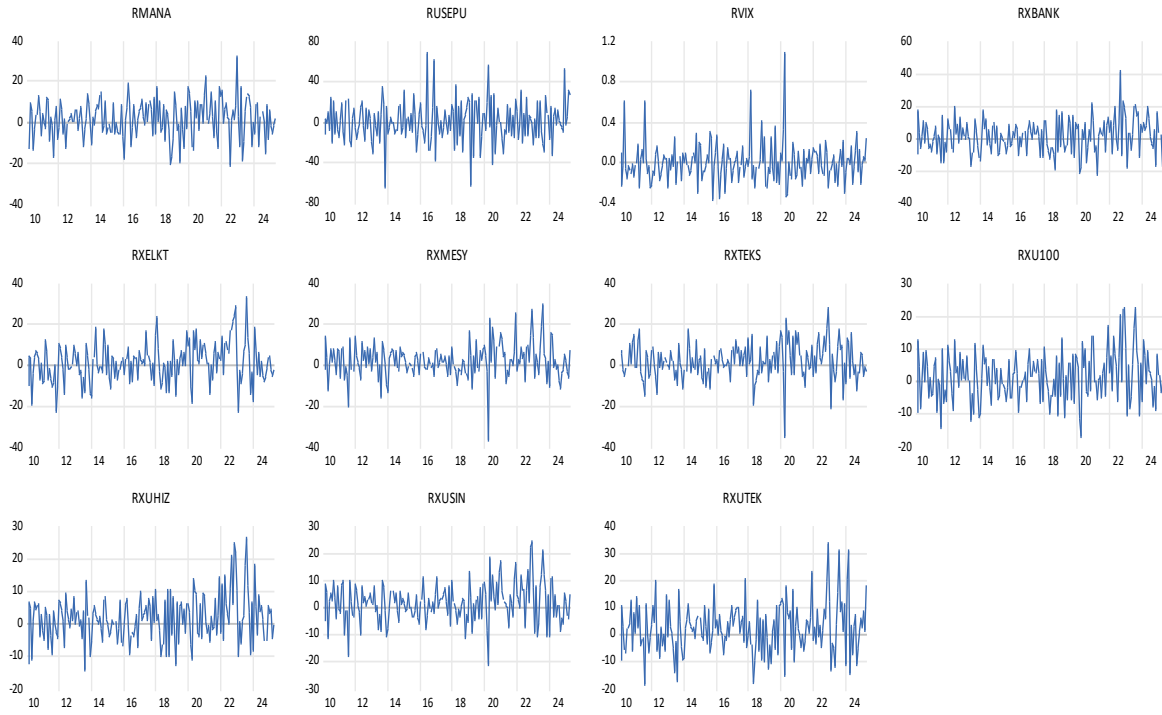
Kullanılan veriler Baker vd. (2016) ve investing.com kaynağından toplanan 2010:01-2025:03 dönemi aylık verileridir. Verilerin getiri değerleri hesaplandığından 1 verilik kayıp olmuş ve modelleme dönemi 2010:02'den başlamıştır. Çalışmada kullanılan değişkenler ve veri kaynakları Tablo 1'de özetlenmiştir.

Tablo 1. Değişkenler ve Kaynakları

Kısaltma	Değişken	Kaynak
EPU	Ekonomi Politika Belirsizliği Endeksi	Baker vd. (2016)
XBANK	Borsa İstanbul Bankacılık Endeksi	https://tr.investing.com/
XELKT	Borsa İstanbul Elektrik Endeksi	https://tr.investing.com/
XMANA	Borsa İstanbul Metal Ana Sanayi Endeksi	https://tr.investing.com/
XMESY	Borsa İstanbul Makine Eşya Sanayi Endeksi	https://tr.investing.com/
XTEKS	Borsa İstanbul Tekstil Endeksi	https://tr.investing.com/
XUHIZ	Borsa İstanbul Hizmetler Endeksi	https://tr.investing.com/
XUSIN	Borsa İstanbul Sanayi Endeksi	https://tr.investing.com/
XUTEK	Borsa İstanbul Teknoloji Endeksi	https://tr.investing.com/
XU100	Borsa İstanbul Gösterge Endeksi	https://tr.investing.com/

Tüm değişkenlerin getiri değerleri Denklem 1'deki formülle hesaplanmıştır. Getiri serileri Şekil 1'de sunulmuştur.

$$\text{Getiri } r = \ln \left(\frac{x_t}{x_{t-1}} \right) \times 100 \quad (1)$$



Şekil 1. Getiri Serilerinin Grafikleri

Tablo 2’de değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri görülmektedir. Değişkenlerin basıklık değerlerinin 3’ten büyük olması verilerin sivri (leptokurtic) ve kuyruklarının kalın olduğunu göstermektedir. Ayrıca RMANA, RXELKT, RXBANK ve RXU100 değişkeni dışındaki değişkenler normal dağılıma uygun değildir. Finansal verilerdeki oynaklığın modellenmesi için kullanılan ARCH/GARCH modellerinin başa çıktığı özellikler olan sivrilik/yüksek basıklık değeri, negatif çarpıklık ve doğrusal olmama (Uğurlu, 2019) gibi özelliklerin varlığı görülmektedir. Bu değişkenleri ARCH/GARCH modelleri ile ele almak gerekmektedir.

Tablo 2: Tanımlayıcı İstatistikler

Değişken	Ortalama	Std. Sp.	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera	Gözlem
RUSEPU	0.8623	20.8004	0.2691	3.9092	6.2327**	182
RXBANK	1.8458	10.5441	0.2019	3.6145	3.0188	182
RXELKT	2.3862	9.5813	0.3475	3.5709	4.5157	182
RMANA	2.2534	9.5441	-0.0988	3.0302	0.2229	182
RXMESY	2.5764	8.2790	-0.0423	7.1655	96.9208***	182
RXTEKS	2.4665	9.0724	-0.4051	4.7241	20.2620***	182
RXUHIZ	2.2325	7.3341	0.6385	3.7104	11.9239***	182
RXUSIN	2.3053	7.1851	0.2670	3.9111	6.2275**	182
RXUTEK	3.2918	9.0969	0.5521	4.0509	12.9729***	182
RXU100	2.0509	7.3906	0.3742	3.2460	3.4642	182

***, **, * simgeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 istatistiksel anlamlılık seviyesini temsil etmektedir.

Kaynak: Yazarların hesaplamaları

Tablo 3 değişkenler arasındaki doğrusal ilişkiyi göstermektedir. EPU değişkeninin getirisine odaklanıldığında XTEKS, XU100 ve XUSIN arasında anlamlı negatif doğrusal ilişki görülmekte diğer değişkenler arasındaki ilişki anlamsız çıkmaktadır.

Tablo 3. Değişkenler Arasındaki Korelasyon Katsayısı

		RUSEPU	RXBANK	RXELKT	RXMESY	RXTEKS	RXU100	RXUHIZ	RXUSIN	RXUTEK
RUSEPU	r	1								
	p	-----								
RXBANK	r	-0.0241	1							
	p	0.7471	-----							
RXELKT	r	-0.0868	0.6294	1						
	p	0.2437	0.0000	-----						
RXMESY	r	-0.1606	0.5966	0.7019	1					
	p	0.0303	0.0000	0.0000	-----					
RXTEKS	r	-0.1704	0.5801	0.7220	0.7440	1				
	p	0.0215	0.0000	0.0000	0.0000	-----				
RXU100	r	-0.0666	0.8811	0.7765	0.8254	0.7249	1			
	p	0.3720	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-----			
RXUHIZ	r	-0.0748	0.7486	0.7908	0.7472	0.6745	0.9094	1		
	p	0.3158	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-----		
RXUSIN	r	-0.1306	0.6893	0.7624	0.8883	0.7767	0.9222	0.8254	1	
	p	0.0788	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	-----	
RXUTEK	r	-0.0691	0.4790	0.6270	0.6744	0.6243	0.6839	0.6856	0.70815	1
	p	0.3537	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.00000	-----

Kaynak: Yazarların hesaplamaları

3.2. Yöntem

Bu çalışma iki aşamalı bir yöntem izlemektedir. Çalışmanın ana amacı farklı değişkenler arasındaki zamana bağlı dinamik koşullu korelasyonun incelenmesidir. Bu amaçla Engle (2002) tarafından geliştirilen DCC-GARCH (Dynamic Conditional Correlations) yaklaşımı kullanılacaktır. Birinci aşama değişkenlerin GARCH modellemelerinin elde edilmesi ikinci aşama bu değişkenler arasındaki DCC katsayılarının elde edilmesidir. Bu çalışmada GARCH modeli olarak GJR-GARCH modeli kullanılacaktır ve DCC-GJR-GARCH modeli tahmin edilecektir.

Bir değişkenin oynaklığını modellemenin yöntemlerinden biri, ARCH/GARCH tipi modellerle tahmin yapmaktır. GARCH modelleri belirtildiği gibi tek değişkenli modellerdir. GARCH modellerinin de çok değişkenli olarak tahmin edilmesi ile ilgili çalışmalar Engle ve Kroner (1995)'in çalışmasıdır. Bu çalışmada Engle ve Kroner BEKK modelini kullanmışlardır. BEKK adlandırması; Engle ve Kroner (1995) makalesinin UCSD (University of California, San Diego)'de Yoshi Baba, Dennis Kraft ve Ken Kroner tarafından hazırlanan doktora tezlerinin sentezi olarak ortaya çıkmış; bu çalışmaların ortaklaşa geliştirilmiş bir versiyonu, olması nedeniyle modelin Baba, Engle, Kraft ve Kroner'in isimlerinin ilk harfleri ile adlandırılmalarıdır. Engle ve Kroner (1995), bu yapıyı detaylı şekilde tanıtarak çok değişkenli ARCH modelleme literatürüne önemli bir katkı sunmuştur. Modellemeye BEKK-GARCH adı verilmiştir. Engle (2002) ise r_1 ve r_2 gibi iki değişken arasında dinamik koşullu korelasyonu gösteren $\rho_{12,t}$ katsayısını üretmiştir (denklem 2).

$$\rho_{12,t} = \frac{E_{t-1}(r_{1,t}r_{2,t})}{\sqrt{E_{t-1}(r_{1,t}^2)E_{t-1}(r_{2,t}^2)}} \quad (2)$$

Olasılık kuramına göre bu değer -1 ile +1 arasında yer almalıdır. Yine Engle (2002)'de aşağıdaki denklem 3'e bağlı olarak DCC-GARCH modeli kurulabilir:

$$H_t = D_t R_t D_t \quad (3)$$

Burada, $R_t = [\rho_{ij}]_t$ 2 and $D_t = \text{diag}(\sqrt{h_{11t}}, \dots, \sqrt{h_{NNt}})$ ise tek değişkenli GARCH modellerinin zamanla değişen standart sapmalarını içerir. Ayrıca kurulan GARCH modelinin de bazı kısıtları bulunmaktadır.

Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) modeli, zaman serilerindeki değişkenliğin dinamiklerini açıklamak için önemli bir adım olmuştur. Ardından, Engle, Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen GARCH (Generalized ARCH) modeli, önceki oynaklık seviyelerinin koşullu değişkenliği üzerindeki etkisini de hesaba katmıştır. Zaman içinde bu modeller farklı bileşenlerle geliştirilmiş ve üstel yapı, kaldıraç etkisi gibi özellikler göz önüne alınarak EGARCH, PARCH, TARARCH gibi farklı türde modellemeler ortaya konmuştur. Bu çalışmada Glosten vd. (1993) tarafından geliştirilen negatif ve pozitif haberlerin oynaklık üzerindeki farklı etkisini dikkate alan GJR-GARCH (Glosten-Jagannathan-Runkle -GARCH) modeli kullanılacaktır.

ARCH modeli aşağıdaki şekilde gösterilebilir.

$$y_t = u_t \quad (3) \quad u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (4)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 \quad (5)$$

GARCH modeli ise aşağıdaki şekilde ifade edilir:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 \quad (6)$$

GJR-GARCH modeli ise:

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \gamma_i I_{t-i} u_{t-i}^2 \quad (7)$$

burada I aşağıdaki şekilde tanımlanır:

$$I_{t-1} = \begin{cases} 0 & \text{eğer } u_{t-1} < 0 \text{ 'sa iyi haber} \\ 1 & \text{eğer } u_{t-1} > 0 \text{ 'sa kötü haber} \end{cases}$$

$\gamma = 0$ olduğunda, model standart GARCH yapısına indirgenir ve bu durumda pozitif getirilerin ve negatif getirilerin koşullu varyans üzerindeki etkisi simetrik olur; yani hem olumlu hem de olumsuz haberler varyansı yalnızca α katsayısı üzerinden etkiler. Buna karşılık, $\gamma \neq 0$ durumunda haber etkisi asimetrik hale gelir; bu da olumlu ve olumsuz haberlerin koşullu varyans üzerinde farklı etkiler yarattığı anlamına gelir. Bu bağlamda, negatif haberlerin varyans üzerindeki etkisi $\alpha + \gamma$ olurken, pozitif haberlerin etkisi yalnızca α ile sınırlı kalır. Dolayısıyla $\gamma > 0$ ise, olumsuz haberler koşullu varyans üzerinde daha güçlü bir etki yaratır.

4. Uygulama

4.1. Birim Kök ve Doğrusal Olmama Sınamaları

Bir zaman serisi çalışmasında öncelikle verilerin durağanlıklarının incelenmesi gerekir. Bu genel anlamı ile ARCH modelinin kurulacağı ortalama denkleminde kullanılacak olan serinin düzeyinin belirlenmesi, bu çalışma özelinde GJR-GARCH modelinin ortalama denkleminde kullanılacak olan değişkenin düzeyinin (düzey, fark) belirlenmesini sağlayacaktır. Tablo 4'te birim kök testi sonuçları sunulmuştur. Birim kök testi olarak Augmented Dickey-Fuller (ADF) testi kullanılmış ve tüm seriler durağan bulunmuştur.

Tablo 4: Birim Kök Testi Sonuçları (ADF)

	Test İstatistiği		
	Sabit	Sabit ve Trend	Sabit ve Trend Yok
REPU	-17.4921***	-17.474***	-17.5320***
RXBANK	-13.2614**	-13.443**	-13.0634***
RXELKT	-10.1937**	-10.424**	-10.0714***
RXMANA	-12.3678**	-12.358**	-11.8923***
RXMESY	-12.4165**	-12.480**	-11.6666***
RXTEKS	-12.4865**	-12.548**	-11.9557***

² i ve, j= 1,2 olan simetrik pozitif tanımlı bir matris olup $\rho_{ij} = 1, \forall i$ koşullu korelasyon katsayılarını içeren matris korelasyon matrisidir.

RXUHZ	-12.4535***	-12.770***	-7.3688***
RXUSIN	-11.9232***	-12.031***	-11.2167***
RXUTEK	-12.5889***	-12.720***	-11.6532***
RXU100	-12.4475***	-12.638***	-11.9356***
Kaynak: Yazarların hesaplamaları			
Not: Gecikme sayısı SIC ile belirlenmiştir.			

Belirtildiği gibi ARCH/GARCH modelleri normal dağılıma uymayan, doğrusal olmayan verilere uygulanan bir yöntemdir. Bu nedenle kullanılacak serilerin doğrusal olmadıklarının saptanması gerekir. Tablo 5, Brock vd. (1996) tarafından oluşturulan yaklaşımı takip eden Brock, Dechert ve Scheinkman (BDS) doğrusal olmama testinin sonuçlarını sunmaktadır. Beş farklı boyut için (yani, $m = 2, 3, 4, \dots, 6$) her bir seriye tek tek yapılan sınamalar sonucunda RMANA değişkeninde hiçbir boyutta doğrusal olma hipotezi reddedilememiştir. GARCH modelleri doğrusal olmayan veriler için oluşturulan bir modelleme olduğu için RMANA değişkeni modelleme aşamasından çıkarılmıştır.

Tablo 5. Doğrusal Olmama için BDS Test Sonuçları

		m=2	m=3	m=4	m=5	m=6
REPU	BDS İstatistiği	0.0134***	0.0214**	0.0293***	0.0313***	0.0197***
RXBANK	BDS İstatistiği	0.0043	0.0149**	0.0167**	0.0198**	0.0194**
RXELKT	BDS İstatistiği	0.0151***	0.0282***	0.0353***	0.0380***	0.0354***
RMANA	BDS İstatistiği	0.0011	0.0008	0.0016	0.0049	0.0049
RXMESY	BDS İstatistiği	0.0173***	0.0302***	0.0383***	0.0413***	0.0426***
RXTEKS	BDS İstatistiği	0.0097***	0.0196**	0.0263***	0.0335***	0.0354***
RXUHZ	BDS İstatistiği	0.0239***	0.0403***	0.0523***	0.0577***	0.0581***
RXUSIN	BDS İstatistiği	0.0130**	0.0278**	0.0375***	0.0449***	0.0464***
RXUTEK	BDS İstatistiği	0.0109**	0.0235***	0.0294	0.0293***	0.0284***
RXU100	BDS İstatistiği	0.0120***	0.0223***	0.0274**	0.0295***	0.0272***

4.2. DCC-GARCH Modeli Sonuçları

Daha önce de belirtildiği gibi DCC-GARCH modelleri GARCH modelinin kurulması ve DCC katsayılarının elde edilmesinden oluşan iki aşamalı bir süreçtir. Ele alınan değişkenlerin durağanlık düzeyleri ve doğrusallık sınamaları yapıldıktan sonra GARCH modellemesi aşamasına geçilebilir. Durağanlık testi kurulacak olan ARIMA modelindeki I 'nın simgelediği bütünleme derecesini (integration level) belirlemeyi, doğrusal olmama testi ise GARCH ile modellenecek doğrusal olmayan bir seriye sahip olup olmadığını sınamaya yaramaktadır. Bu analizlerin ardından tüm değişkenlerle çoklu DCC-GJR-GARCH (1,1) modeli tahmin edilmiştir. Modellerin ortalama denklemlerinde ARMA (1,1) modeli kullanılmıştır. Tüm grafiklerin çizilmesi, birim kök ve doğrusal olmama testleri için EViews 13 programı DCC-GARCH modelinin tahmini için ise OxMetrics 6 programı kullanılmıştır. Elde edilen DCC modelinde α ve β katsayıları anlamlı çıkmış ve iki katsayının toplamı 1'den küçük çıkmıştır (Tablo 6). Bu da DCC modelinin geçerlilik koşullarını sağlamaktadır. Ayrıca Hosking (1980) ve McLeod ve Li (1983) testleri sonucunda otokorelasyon yalnızca McLeod Li standart artıklarda %5 anlamlılık düzeyinde otokorelasyon olmadığı hipotezi reddedilmiş bunun dışında tüm testlerde yokluk hipotezi geçerli olmuştur. (Bkz Ek 1). Elde edilen DCC modeli sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur. ARMA ve GJR-GARCH modelleri sonuçları Ek 2'de sunulmuştur.

Tablo 6'da tüm değişkenlerin DCC katsayıları sunulmuş olup yorumlarda çalışmanın odaklandığı değişken EPU olduğundan sadece EPU ile olan dinamik korelasyon katsayıları yorumlanmıştır. EPU ve XTEKS değişkenlerinin getirileri arasındaki dinamik korelasyon katsayısının %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu diğer katsayıların anlamlı olmadığı görülmektedir. Borsa İstanbul gösterge endeksi ve seçilen sekiz sektör endeksinin birbirleri arasındaki dinamik korelasyon katsayısı ise %1 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 6. DCC Modeli Sonuçları

Değişken	Katsayı	t-olasılık	Değişken	Katsayı	t-olasılık
ρ_{RXELKT_RXBANK}	0.59581	0.0000	ρ_{RXU100_RXMESY}	0.81059	0.0000
ρ_{RXMESY_RXBANK}	0.61793	0.0000	ρ_{RUSEPU_RXMESY}	-0.15060	0.2235
ρ_{RXTEKS_RXBANK}	0.56239	0.0000	ρ_{RXUHIZ_RXTEKS}	0.62969	0.0000
ρ_{RXUHIZ_RXBANK}	0.72673	0.0000	ρ_{RXUSIN_RXTEKS}	0.73249	0.0000
ρ_{RXUSIN_RXBANK}	0.67638	0.0000	ρ_{RXUTEK_RXTEKS}	0.55011	0.0000
ρ_{RXUTEK_RXBANK}	0.44670	0.0000	ρ_{RXU100_RXTEKS}	0.68622	0.0000
ρ_{RXU100_RXBANK}	0.89846	0.0000	ρ_{RUSEPU_RXTEKS}	-0.18865	0.0812
ρ_{RUSEPU_RXBANK}	-0.0333	0.7922	ρ_{RXUSIN_RXUHIZ}	0.77807	0.0000
ρ_{RXMESY_RXELKT}	0.60971	0.0000	ρ_{RXUTEK_RXUHIZ}	0.59731	0.0000
ρ_{RXTEKS_RXELKT}	0.6463	0.0000	ρ_{RXU100_RXUHIZ}	0.88800	0.0000
ρ_{RXUHIZ_RXELKT}	0.73803	0.0000	ρ_{RUSEPU_RXUHIZ}	-0.06856	0.5414
ρ_{RXUSIN_RXELKT}	0.67231	0.0000	ρ_{RXUTEK_RXUSIN}	0.63064	0.0000
ρ_{RXUTEK_RXELKT}	0.50594	0.0000	ρ_{RXU100_RXUSIN}	0.89727	0.0000
ρ_{RXU100_RXELKT}	0.70953	0.0000	ρ_{RUSEPU_RXUSIN}	-0.08143	0.4188
ρ_{RUSEPU_RXELKT}	-0.03579	0.7055	ρ_{RXU100_RXUTEK}	0.60406	0.0000
ρ_{RXTEKS_RXMESY}	0.68263	0.0000	ρ_{RUSEPU_RXUTEK}	-0.07868	0.4841
ρ_{RXUHIZ_RXMESY}	0.73671	0.0000	ρ_{RUSEPU_RXU100}	-0.04847	0.6436
ρ_{RXUSIN_RXMESY}	0.85767	0.0000			
ρ_{RXUTEK_RXMESY}	0.62740	0.0000			
α	0.0277	0.0001			
β	0.9260	0.0000			
Gözlem Sayısı	182				
Tanımlama Sınamaları					
	İstatistik	p			
Hosking'in Standartlaştırılmış Artıklar Üzerine Çok Değişkenli Portmanteau İstatistiği					
Hosking (5)	457.396	0.03149			
Hosking (10)	885.407	0.02979			
Hosking (20)	1703.37	0.06853			
Hosking'in Standartlaştırılmış Artıklar Kareler Üzerine Çok Değişkenli Portmanteau İstatistiği					
Hosking (5)	362.353	0.92774			
Hosking (10)	730.556	0.97586			
Hosking (20)	1655.48	0.25287			
Li ve McLeod'in Standartlaştırılmış Artıklar Kareler Üzerine Çok Değişkenli Portmanteau İstatistiği					
Li- McLeod (5)	456.905	0.03264			
Li- McLeod (10)	883.915	0.03224			
Li- McLeod (20)	1700.78	0.07454			

Tablo 6'da EPU ve XTEKS değişkenlerin getirileri arasındaki dinamik korelasyon katsayısının %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu diğer katsayıların anlamlı olmadığı görülmektedir. Borsa İstanbul gösterge endeksi ve seçilen sekiz sektör endeksinin birbirleri ile aralarındaki dinamik korelasyon katsayısı ise %1 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Uygulamalı çalışmalarda DCC modellerinde alfa ve beta katsayılarının anlamlı ve 1'den küçük olması kuralına önem verilmekte değişkenler arasındaki ortalama korelasyonu gösteren ($\rho_{(i,j,t)}$) katsayı incelenmeden grafiğin seyrine odaklanılmaktadır. Fresoli ve Ruiz, 2016; Hou ve Li, 2020; Marín-Rodríguez vd. (2022) yalnızca alfa ve beta katsayılarını sunarken; Yıldırım vd. (2022) ve Hasan vd. (2023) doğrudan DCC grafiklerini sunmuştur. Ayrıca, Caporin ve McAleer (2013:122) çalışmalarında, iç içe geçmiş DCC temsillerini karşılaştırmada kullanılan istatistiksel anlamlılık ve olabilirlik oranı testlerinin güvenilirliğinin belirsiz olduğunu ve yalnızca uygun simülasyonlarla incelenmesi gerektiğini belirtmektedir. Çalışmada, bu uygulamalara paralel olarak ilgili değişkenlerin DCC katsayıları ele alınmaktadır.

Tüm değişkenler ile ABD Ekonomik Politika Belirsizliği (REPU) endeksi arasında elde edilen Dinamik Koşullu Korelasyon (DCC) katsayıları genel olarak negatif yönde seyretmiştir. Bankacılık endeksi (RXBANK) ile REPU arasındaki ilişkinin ortalama DCC değeri yaklaşık -0.03 düzeyindedir ve bu, en düşük ortalama korelasyona işaret etmektedir. Öte yandan, tekstil (RXTEKS) ve makine eşya sanayi (RXMESY) endeksleri ile REPU arasındaki ilişkiler sırasıyla -0,19 ve -0.15 düzeyinde negatif korelasyon göstermektedir. Bu bağlamda, en yüksek ortalama negatif korelasyon RXTEKS ile REPU arasında gözlenmiştir.

Şekil 2’de, BIST sektör endeksleri ile REPU getirileri arasındaki DCC grafiklerine yer verilmiştir. Görsel inceleme, korelasyonların zaman içinde negatif ağırlıklı bir seyir izlediğini; ancak bazı yıllarda, örneğin 2012–2014, 2018, 2019, 2022 ve 2025 yıllarında sınırlı da olsa pozitif değerlere ulaşıldığını göstermektedir. Bu durum, sektörel tepkilerin hem zamana hem de dönemin küresel risk algısına bağlı olarak farklılaştığını ortaya koymaktadır.

Tablo 7’de tüm sektör endeksleri ile REPU endeksi arasındaki en düşük ve en yüksek dinamik korelasyon değerleri ve bunların gerçekleştiği tarihler verilmiştir. Buna göre, gösterge endeks (RXU100) ile REPU arasındaki ilişki düşük düzeyde ve negatif yönlüdür. En düşük korelasyon değeri -0.2112 ile 2020 yılı Nisan ayında, COVID-19 pandemisinin finansal piyasalarda yüksek oynaklık yarattığı dönemde kaydedilmiştir. Bu dönemde, ABD’de alınan olağanüstü mali ve parasal tedbirlerin REPU’da sıçramaya neden olduğu, buna karşın Türkiye piyasalarının farklı bir yönelim gösterdiği görülmektedir. En yüksek korelasyon değeri ise +0.0930 ile 2014 yılı Şubat ayında ölçülmüştür. Bu bulgular, genel endeks ile REPU arasındaki ilişkinin kalıcı ya da yapısal olmadığını, dönemsel dalgalanmalara açık olduğunu göstermektedir.

Hizmetler endeksi (RXUHIZ) ile REPU arasındaki korelasyon da benzer şekilde zayıf, negatif ve dalgalı bir yapı sergilemektedir. Korelasyonlar çoğunlukla -0.18 ile +0.06 arasında seyretmiş; özellikle 2015–2017 arasında düşüş göstermiştir. Mart–Nisan 2020’de ani bir negatifleşme yaşanmış, 2022 ortasında kısa süreli pozitif değerlere ulaşılmış, ancak bu eğilim sürdürülememiştir. Bu dalgalı yapı, hizmetler sektörünün küresel belirsizliklere karşı zaman zaman sınırlı tepki verdiğini ortaya koymaktadır.

Tekstil endeksi (RXTEKS) ile REPU arasındaki korelasyon serisi, istikrarlı biçimde negatif kalmış ve pozitif değerlere hiç ulaşmamıştır. En düşük korelasyon -0.385 ile 2020 yılı Nisan ayında kaydedilmiş; bu dönem, pandeminin şok etkisinin zirveye ulaştığı zamana karşılık gelmektedir. En yüksek değer ise -0.0225 ile 2014 yılı Mart ayında ölçülmüştür. Özellikle kriz dönemlerinde korelasyonun mutlak değerinin arttığı, yani ayrışmanın derinleştiği görülmektedir. Bu durum, RXTEKS’in EPU şoklarına duyarlılığının güçlü ama istikrarsız olduğunu göstermektedir.

Bankacılık endeksi (RXBANK) ile REPU arasındaki korelasyonlar genelde negatif ve zayıf düzeyde olsa da, dönemsel olarak pozitif değerler de gözlenmiştir. Serideki değerler -0.1625 ile +0.1167 arasında değişmekte olup, en düşük değer 2020 Ağustos’ta; en yüksek değer ise 2014 Şubat’ta gerçekleşmiştir. 2020 sonrası korelasyon değerleri daha belirgin biçimde negatife dönmüş ve 2024’e kadar bu eğilim sürmüştür. Ancak 2024 sonundan itibaren pozitif değerlere yönelim başlamış, 2025 yılı boyunca sınırlı da olsa birlikte hareket eğilimi gözlenmiştir. Bu bulgu, bankacılık sektörünün EPU’ya karşı duyarlılığının düşük ancak dönemsel olarak değişken olduğunu göstermektedir.

Elektrik sektörü (RXELKT) ile REPU arasındaki korelasyonlar genel olarak düşük, zayıf ve istikrarsız yapıdadır. Korelasyonlar -0.180 ile +0.144 arasında değişmiş; özellikle 2013–2015 döneminde pozitif ilişki gözlenmiştir. 2020 sonrası ise korelasyon değerleri tekrar negatife yönelmiş ve daha istikrarlı biçimde negatif kalmıştır. Bu durum, elektrik sektörünün küresel belirsizlik karşısında zaman içinde farklı yönlü tepkiler verebildiğini göstermektedir.

Sanayi endeksi (RXUSIN) ile REPU arasındaki korelasyon genellikle negatif ve nispeten istikrarlıdır. En düşük korelasyon değeri -0.299 ile 2020 Nisan’da, en yüksek değer ise +0.052 ile 2014 Şubat’ta gözlenmiştir. Bu sonuç, sanayi sektörünün genel olarak küresel belirsizlikten ters yönde etkilendiğini, ancak bazı kısa dönemlerde eş yönlü hareketlerin de olabildiğini göstermektedir.

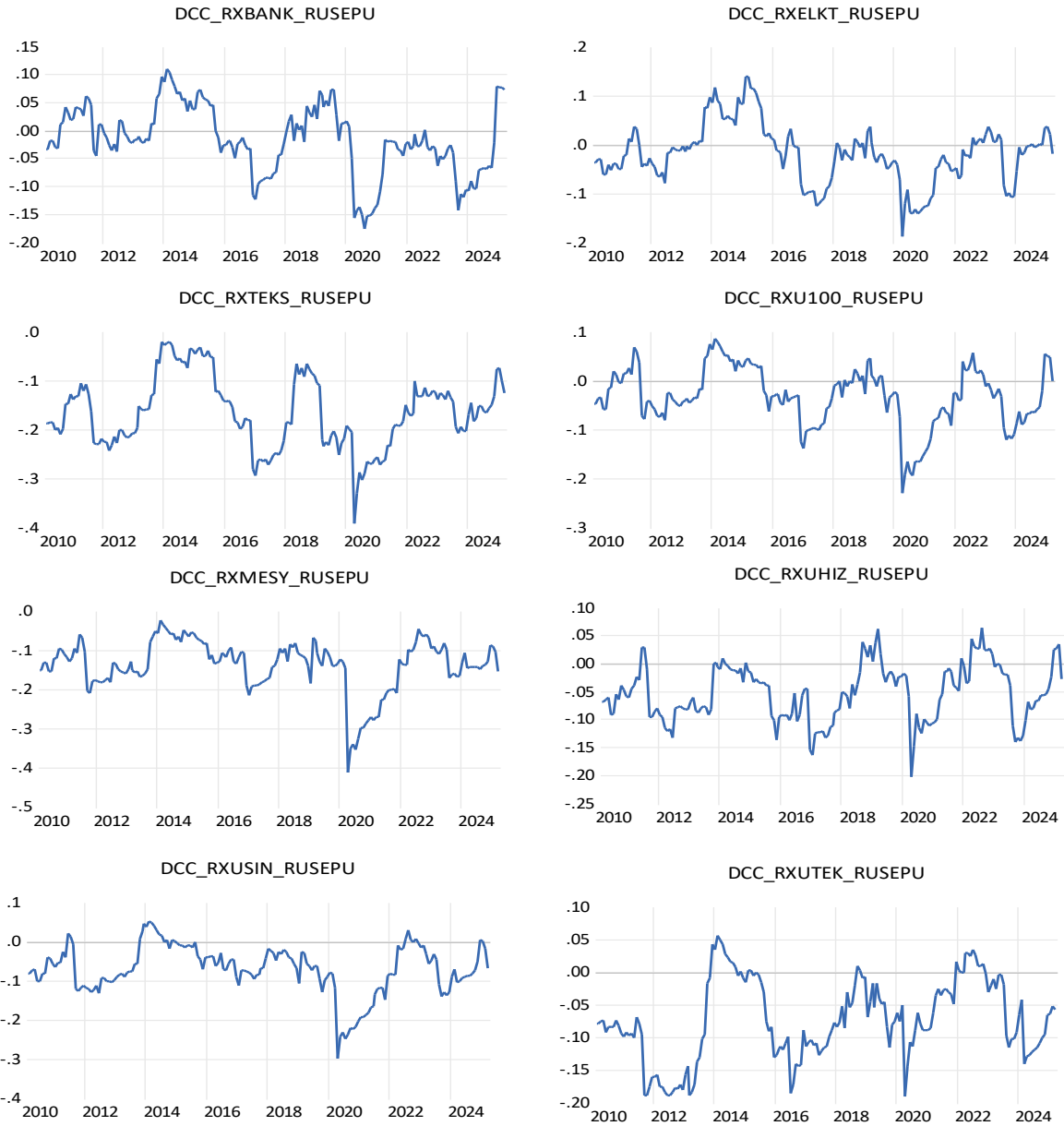
Teknoloji endeksi (RXUTEK) ile REPU arasındaki ilişki de genelde negatif seyretmiştir. En düşük korelasyon değeri -0.190 ile 2020 Nisan’da, en yüksek değer ise +0.055 ile 2014 Şubat’ta gözlenmiştir.

Sonuçlar genel olarak değerlendirildiğinde, BIST sektör endeksleri ile EPU arasındaki koşullu korelasyonlar çoğunlukla negatif ve zayıf düzeydedir. Her endeks için ilişki farklı yoğunlukta ve dönemsel dalgalanmalara açık olmakla birlikte, pozitif korelasyonlar nadir, kısa süreli ve istisnaidir. Dolayısıyla genel eğilim, ters yönlü ve kararsız bir ilişki yapısına işaret etmektedir. Tüm endekslerde COVID-19 gibi kriz dönemlerinde bu negatif ilişkinin belirgin biçimde derinleştiği de görülmektedir.

Tablo 7. İki Seri Arasındaki En Düşük ve En Yüksek Dinamik Korelasyon Değerleri ve Gerçekleştiği Tarihler

	EPU_XBANK	EPU_XELKT	EPU_XMESY	EPU_XTEKS
En Düşük Değer	-0,1625	-0,1799	-0,3985	-0,3850
Gerçekleştiği Tarih	2020 Ağustos	2020 Nisan	2020 Nisan	2020 Nisan
En Yüksek Değer	0,1168	0,1443	-0,0291	-0,0225
Gerçekleştiği Tarih	2014 Şubat	2015 Mart	2014 Şubat	2014 Mart
	EPU_XUHIZ	EPU_XUSIN	EPU_XUTEK	EPU_XU100
En Düşük Değer	-0,1856	-0,2994	-0,1902	-0,2112
Gerçekleştiği Tarih	2020 Nisan	2020 Nisan	2020 Nisan	2020 Nisan
En Yüksek Değer	0,0654	0,0524	0,0554	0,0930
Gerçekleştiği Tarih	2022 Ağustos	2014 Şubat	2014 Şubat	2014 Şubat

Bankacılık sektörü endeksi (RXBANK) ile diğer sektör endeksleri arasında elde edilen dinamik koşullu korelasyonlar, Türkiye finansal piyasalarında sektörler arası güçlü bir eş hareketliliğe işaret etmektedir. RXBANK ile genel piyasa göstergesi olan BIST 100 endeksi (RXU100) arasındaki korelasyon katsayısı 0.89 olup, bu değer bankacılık sektörünün Borsa İstanbul'daki genel fiyatlama dinamikleriyle neredeyse birebir uyumlu hareket ettiğini göstermektedir. Benzer şekilde, sanayi (RXUSIN), hizmet (RXUHIZ), makine-eşya (RXMESY), tekstil (RXTEKS) ve elektrik (RXELKT) endeksleri ile olan korelasyonların tamamı 0.55 ile 0.86 aralığında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu sonuçlar, banka sektörünün reel sektördeki gelişmelerle yüksek düzeyde eş güdüm içinde olduğunu ve ekonomik faaliyet döngülerine karşı duyarlı biçimde tepki verdiğini göstermektedir. Özellikle hizmetler (0.72) ve sanayi (0.67) endeksleri ile olan güçlü korelasyon, bankacılık sisteminin ekonominin temel üretim ve tüketim kollarıyla doğrudan ilişki içinde olduğunu vurgulamaktadır. Teknoloji sektörü (RXUTEK) ile olan korelasyon nispeten daha düşük düzeyde (0.44) kalmakla birlikte, yine de pozitif ve anlamlıdır. Bu bulgular, bankacılık sektörünün Türkiye'de sistemik önem taşıdığını ve sektörel düzeydeki gelişmelere yüksek frekanslı tepkiler verdiğini göstermesi bakımından önemlidir.



Şekil 2. BIST Sektör Endeksi Getirileri ve REPU arasındaki DCC Katsayıları

5. Sonuç ve Tartışma

Bu çalışmada, Borsa İstanbul'daki sektör endeksleri ile ABD Ekonomik Politika Belirsizliği (EPU) arasındaki zamana bağlı eş hareketlilik DCC-GARCH modeli aracılığıyla incelenmiştir. Elde edilen bulgular, genel olarak küresel belirsizliğin Türk hisse senedi piyasaları üzerindeki etkisinin hem sektörel düzeyde farklılaştığını hem de zaman içinde önemli ölçüde dalgalandığını göstermektedir. Özellikle COVID-19 pandemisi gibi küresel şok dönemlerinde, sektörel tepkiler daha belirgin hale gelmiş ve negatif korelasyon değerleri derinleşmiştir.

DCC-GARCH model tahminlerine göre, EPU ile BIST sektör endeksleri arasındaki dinamik korelasyonlar çoğunlukla negatif yönlü ve düşük düzeyde olup, bu ilişki genel olarak istikrarsız bir yapı sergilemiştir. En düşük ortalama korelasyon banka sektörü (RXBANK) ile gözlenirken, en yüksek negatif korelasyonun tekstil (RXTEKS) ve makine-eşya (RXMESY) sektörlerinde ortaya çıkması dikkat çekicidir. Bu bulgu, dışa açıklığı daha yüksek olan sektörlerin, küresel belirsizliklere daha duyarlı olabileceği yönündeki varsayımlarla örtüşmektedir. Öte yandan, hizmet (RXUHIH) ve elektrik (RXELKT) gibi daha iç pazar odaklı sektörlerde korelasyonlar hem yön hem de büyüklük bakımından daha dalgalı ve düzensiz bir seyir izlemiştir.

BIST 100 endeksi ile EPU arasındaki korelasyonların da düşük ve genellikle negatif yönlü olması, Türkiye piyasalarının küresel belirsizliklerden etkilenmekle birlikte bu etkinin istikrarlı bir yapı arz etmediğini ortaya koymaktadır. Korelasyonlar 2020 Nisan ayında en düşük düzeyine ulaşmış; bu durum, küresel ölçekte

uygulanan parasal ve mali genişleme politikalarının, Türkiye piyasalarında benzer bir yansıma üretmemesiyle açıklanabilir.

Elde edilen bulgular, literatürde sektörel duyarlılıkların farklılaştığını savunan çalışmalarla paralellik göstermektedir. Örneğin Rehman vd. (2019), Hu vd. (2018) ve Pala (2024), EPU'nun sektörler üzerindeki etkisinin homojen olmadığını ve bu etkinin ekonomik yapıya, dışa açıklığa ve sermaye yoğunluğuna bağlı olarak değiştiğini vurgulamıştır. Benzer şekilde, Xiong vd. (2018) de EPU'nun etkisinin zamanla evrildiğini ileri sürmüş ve zamana bağlı modellerin bu değişken yapıyı yakalamada daha etkili olduğunu göstermiştir. Bu bağlamda, çalışmanın DCC-GARCH yaklaşımıyla elde ettiği bulgular, söz konusu dinamik yapının Türkiye özelinde ampirik karşılığını da sunmaktadır.

Ayrıca, bankacılık sektörü ile diğer sektör endeksleri arasındaki pozitif ve anlamlı korelasyonlar, bankacılığın Türkiye'deki sektörler arası finansal aktarım mekanizmalarında oynadığı merkezi rolü gözler önüne sermektedir. Bankacılık sektörü, BIST 100 başta olmak üzere hizmet, sanayi ve elektrik sektörleriyle yüksek düzeyde eş yönlü hareket etmekte; bu durum sektörün sistemik önemine işaret etmektedir. Ancak bankacılık sektörü ile EPU arasındaki korelasyonun zayıf olması, bu sektörün EPU şoklarına karşı daha yalıtılmış veya içsel dinamiklerle şekillenen bir yapıda olduğunu düşündürmektedir.

Sonuç olarak, elde edilen bulgular, ABD kaynaklı ekonomik politika belirsizliğinin Borsa İstanbul sektörleri üzerindeki etkisinin zamanla değişen, istikrarsız ve sektör bazında heterojen olduğunu ortaya koymaktadır. Bu yapı, belirsizlik şoklarının politika yapıcılar ve yatırımcılar açısından homojen ve öngörülebilir tepkiler üretmediğini göstermektedir. Bu nedenle, sektör bazlı analizler ve dinamik modelleme yaklaşımları, piyasaların belirsizliklere karşı verdiği tepkilerin daha doğru anlaşılması açısından kritik önem taşımaktadır.

Bu bulgular doğrultusunda, politika yapıcılar için bazı öneriler geliştirilebilir. Öncelikle, sektörel düzeyde küresel belirsizliklere karşı duyarlılığın farklılık göstermesi, tek tip makroekonomik müdahalelerin etkisiz kalabileceğine işaret etmektedir. Bu nedenle, ekonomik belirsizlik dönemlerinde sektör odaklı, esnek ve hedefe yönelik politika araçlarının geliştirilmesi önem arz etmektedir. Dışa açık sektörler (örneğin tekstil ve makine) için döviz kuru oynaklığına karşı koruyucu önlemler, teşvik mekanizmaları ve risk azaltıcı sigorta araçları hayata geçirilebilir. Bankacılık sektörünün iç piyasa dinamikleriyle daha yakından ilişkili olması ise, bu sektör için daha çok iç talep ve kredi kanalları üzerinden şekillenen politika stratejilerinin etkili olabileceğini göstermektedir.

Finansal düzenleyici kurumlar açısından da bulgular dikkat çekicidir. Sektörler arası korelasyon dinamiklerinin zaman içinde anlamlı biçimde değiştiği göz önünde bulundurulduğunda, sistemik risklerin erken tespiti için gerçek zamanlı ve sektör bazlı izleme sistemlerinin oluşturulması büyük önem taşımaktadır. Özellikle kriz dönemlerinde sektörlerin EPU'ya verdikleri tepkilerin yön ve büyüklüğündeki dalgalanmalar, mevcut denetim ve risk ölçüm çerçevelerinin daha esnek ve uyarlanabilir yapılarla güncellenmesi gerektiğini ortaya koymaktadır.

Bu çalışma, sektörel düzeydeki eş hareketlilikleri DCC-GARCH modeliyle analiz etmesi açısından literatüre önemli bir katkı sunmakla birlikte, bazı sınırlılıklar da barındırmaktadır. Gelecek araştırmalar, küresel belirsizliği yalnızca ABD kaynaklı EPU ile sınırlı tutmak yerine, Avrupa ve Türkiye merkezli EPU göstergelerini de kapsayarak çok yönlü bir analiz gerçekleştirebilir. Ayrıca, sektörel düzeydeki duyarlılığı daha derinlemesine incelemek için firma bazlı mikro veriler veya beklenti anketleri kullanılabilir. Korelasyon analizinin ötesine geçilerek, nedensellik ilişkilerini test eden yapısal modellerin tercih edilmesi, politika etkilerinin yönü ve büyüklüğü hakkında daha net çıkarımlar yapılmasına imkan tanıyacaktır.

Kaynaklar

- Antonakakis N., Chatziantoniou I. & Filis G. (2013). Dynamic co-movements of stock market returns, implied volatility and policy uncertainty. *Econ. Lett.*, 120 (1): 87-92. <https://doi.org/10.1080/10835547.2015.12089971>
- Arouri, M., Estay, C., Rault, C. & Roubaud, D. (2016) Economic policy uncertainty and stock markets: Long-run evidence from the US. *Finance Research Letters*, 18: 136–141. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2016.04.011>
- Aytaç Emin, A. (2025). Türkiye Bankacılık Sektörü Kırılganlığı: ABD Ekonomi Politikası Belirsizliğinin Rolü. *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 27(1), 267-290. <https://doi.org/10.26745/ahbvuibfd.1604518>
- Baker, S.R., Bloom, N. & Davis, S. J. (2016) Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1593-1636. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw024>
- Bollerslev, T., 1986. Modelling the Persistence of Conditional Variances, *Econometric Reviews*, 5, 1-50.
- Bossmann, A., Gubareva, M. & Teplova, T. (2023a). Economic policy uncertainty, geopolitical risk, market sentiment, and regional stocks: asymmetric analyses of the EU sectors. *Eurasian Economic Review* (2023). <https://link.springer.com/article/10.1007/s40822-023-00234-y>
- Bossmann, A., Gubareva, M. & Teplova, T. (2023b). EU sectoral stocks amid geopolitical risk, market sentiment, and crude oil implied volatility: An asymmetric analysis of the Russia–Ukraine tensions. *Resources Policy*, 82, 103515. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103515>
- Boutchkova M., Doshi H., Durnev A. & Molchanov A. (2012). Precarious politics and return volatility. *The Review of Financial Studies*, 25 (4): 1111-1154. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhr100>
- Broock, W.A., Scheinkman, J.A., Dechert, W.D. & LeBaron, B. (1996) A test for independence based on the correlation dimension. *Economet Rev*, 15(3): 197–235. <https://doi.org/10.1080/07474939608800353>
- Chang, T., Chen, W.Y., Gupta, R. & Nguyen, D.K. (2015). Are stock prices related to the political uncertainty index in OECD countries? Evidence from the bootstrap panel causality test. *Econ. Syst.*, 39: 288-300. <https://doi.org/10.1016/j.ecosys.2014.10.005>
- Christou C., Cunado J., Gupta R., Hassapis C. (2017). Economic policy uncertainty and stock market returns in PacificRim countries: Evidence based on a Bayesian panel VAR model. *J. Multinational Financ. Manage.*, 40: 92-102. <https://doi.org/10.1016/j.mulfin.2017.03.001>
- Das D., Kannadhasan M. & Bhattacharyya M. (2019). Do the emerging stock markets react to international economic policy uncertainty, geopolitical risk and financial stress alike?. *North Am. J. Econ. Financ.*, 48: 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2019.01.008>
- Engle, R. (2002). Dynamic conditional correlation – a simple class of multivariate GARCH, *Journal of Business and Economics Statistics*, 20, 339-350. <https://doi.org/10.1198/073500102288618487>
- Engle, R. F. & Kroner, K. F. (1995). Multivariate Simultaneous Generalized ARCH. *Econometric Theory*, 11, 122-150. <https://doi.org/10.1017/S0266466600009063>
- Engle, R.F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, 50, 987-1007.
- Engle, R. & T. Bollerslev, 1986, Modeling the persistence of conditional variances, *Econometric Review* 5, 1–50. <https://doi.org/10.1080/07474938608800095>
- Glosten, L., R. Jagannathan & D. Runkle (1993), On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks, *The Journal of Finance*, 48(5), 1779-1801. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1993.tb05128.x>
- Caporin, M., & McAleer, M. (2013). Ten Things You Should Know about the Dynamic Conditional Correlation Representation. *Econometrics*, 1(1). <https://doi.org/10.3390/econometrics1010115>

- Fresoli, D. E., & Ruiz, E. (2016). The uncertainty of conditional returns, volatilities and correlations in DCC models. *Computational Statistics & Data Analysis*, 100, 170-185. <https://doi.org/10.1016/j.csda.2015.03.017>
- Hasan, Md. B., Hassan, M. K., & Alhomaidi, A. (2023). How do sectoral Islamic equity markets react to geopolitical risk, economic policy uncertainty, and oil price shocks? *The Journal of Economic Asymmetries*, 28, e00333. <https://doi.org/10.1016/j.jeca.2023.e00333>
- Hong, Y., Zhang, R. & Zhang, F. (2024) Time-varying causality impact of economic policy uncertainty on stock market returns: global evidence from developed and emerging countries. *Int Rev Financ Anal*, 91:102991. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102991>
- Hoque, M.E. & Zaidi, M.A.S. (2019) the impacts of global economic policy uncertainty on stock market returns in regime switching environment: Evidence from sectoral perspectives. *International Journal of Finance and Economics*, 24 (2): 991-1016, <https://doi.org/10.1002/ijfe.1702>
- Hosking, J. (1980). The multivariate portmanteau statistic. *Journal of the American Statistical Association*, 75, 602–608. <https://doi.org/10.1080/01621459.1980.10477520>
- Hou, Y. (Greg), & Li, S. (2020). Volatility and skewness spillover between stock index and stock index futures markets during a crash period: New evidence from China. *International Review of Economics & Finance*, 66, 166-188. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2019.11.003>
- Hu Z., Kutan, A.M. & Sun, P.W. (2018) Is U.S. economic policy uncertainty priced in China's A-shares market? Evidence from market, industry, and individual stocks. *Int Rev Financ Anal* 57:207–220. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2018.03.015>
- Guo, P., Zhu, H. & You, W. (2018). Asymmetric dependence between economic policy uncertainty and stock market returns in G7 and BRIC: A quantile regression approach. *Finance Research Letters*, 25: 251-258. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2017.11.001>
- Kido, Y. (2018). The transmission of US economic policy uncertainty shocks to Asian and global financial markets. *The North American Journal of Economics and Finance*, 46: 222-23. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.04.008>
- Ko, J. H. & Lee, C. M. (2015). International economic policy uncertainty and stock prices: Wavelet approach. *Economics Letters*, 134, 118122. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2015.07.012>
- Kocaarslan, B. (2020). ABD Ekonomi Politikalarındaki Belirsizlik ve BIST (Borsaİstanbul) Ana Sektör Endeksleri Arasındaki Volatilite Geçişkenliği. *Business & Management Studies: An International Journal*, 8(3), 3221-3238. <https://doi.org/10.15295/bmij.v8i3.1572>
- Korkmaz, Ö., & Güngör, S. (2018). Küresel Ekonomi Politika Belirsizliğinin Borsa İstanbul'da İşlem Gören Seçilmiş Endeks Getirileri Üzerindeki Etkisi. *Anemon Muş Alparslan Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 6(ICEESS' 18), 211-219. <https://doi.org/10.18506/anemon.452749>
- Kundu, S. & Paul, A. (2022). Effect of economic policy uncertainty on stock market return and volatility under heterogeneous market characteristics. *Int. Rev. Econ. Financ.*, 80: 597-612. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2022.02.047>
- Liu, L. & Zhang, T. (2015), Economic policy uncertainty and stock market volatility, *Finance. Research Letters*, 15: 99-105. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2015.08.009>
- Marín-Rodríguez, N. J., González-Ruiz, J. D., & Botero, S. (2022). Dynamic relationships among green bonds, CO2 emissions, and oil prices. *Frontiers in Environmental Science*, 10. <https://doi.org/10.3389/fenvs.2022.992726>
- McLeod, A. I. & Li, W. K. (1983). Diagnostic checking ARMA time series models using squared residual autocorrelations. *Journal of Time Series Analysis*, 4, 269–273. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9892.1983.tb00373.x>

- Meriç, E., & Kamışlı, M., Ekonomik politika belirsizlikleri ile pay senedi piyasası oynaklığı arasında asimetrik ilişkiler: Borsa İstanbul sektörlerine ilişkin uygulama, *BMİJ*, 12 (4): 1067-1082. <https://doi.org/10.15295/bmij.v12i1.2222>
- Pala, F. (2024). Seçili Risk ve Belirsizlik Endeksleri ile Sektörel Hisse Senedi Getirileri Arasındaki Asimetrik İlişkinin İncelenmesi: OECD Ülkeleri İçin Ampirik Bir Analiz. *Journal of Emerging Economies and Policy*, 9(2), 236-261. <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/4105787>
- Pastor L. & Veronesi P. (2012). Uncertainty about government policy and stock prices. *J. Finance*, 67 (4): 1219-1264. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2012.01746.x>
- Raza, S.A., Zaighum, I. & Shah, N. (2018). Economic policy uncertainty, equity premium and dependence between their quantiles: Evidence from quantile-on-quantile approach. *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 429: 2079-2091. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2017.11.125>
- Rehman, M.U., Ghardallou, W., Ahmad, N., Vo, X.V. & Kang, S.H. (2024). Does effect of risk and uncertainties on US sectoral returns differ across different investment horizons and market conditions. *Risk Management*, 26. <https://link.springer.com/article/10.1057/s41283-023-00134-0>
- Rehman, M.U., Sensoy, A., Eraslan, V., Shahzad, S.J.H. & Vo, X.V. (2021). Sensitivity of US equity returns to economic policy uncertainty and investor sentiments. *The North American Journal of Economics and Finance*, 57: 101392, <https://doi.org/10.1016/j.najef.2021.101392>
- Rehman, M.U., Asghar, N. & Hussain, J. (2019). Are disaggregate industrial returns sensitive to economic policy uncertainty?. *Phys. Stat. Mech. Appl.*, 527. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2019.121301>
- Seçme, S. O. (2024) Global belirsizlik faktörleri ile BİST sektör endeksleri arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkisi. *Business & Management Studies: An International Journal*, 12(1), 93-115. <https://doi.org/10.15295/bmij.v12i1.2349>
- Su, Z., Fang, T. & Yin, L. (2019). Understanding stock market volatility: What is the role of U.S. uncertainty?. *The North American Journal of Economics and Finance*. 48: 582-590. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2018.07.014>
- TÜİK (2024) Dış Ticaret İstatistikleri. <https://data.tuik.gov.tr>
- Uğurlu, E. (2019). Research Data Analysis Using EViews: An Empirical Example of Modeling Volatility. In *Research Data Access and Management in Modern Libraries* (pp. 292-324). IGI Global.
- Xiong, X., Bian, Y. & Shen, D. (2018). The time-varying correlation between policy uncertainty and stock returns: Evidence from China. *Physica a: Statistical Mechanics and Its Applications*, 499, 413-419. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2018.02.034>
- Xu, Y., Wang, J., Chen, Z. & Liang, C. (2021). Economic policy uncertainty and stock market returns: New evidence. *The North American Journal of Economics and Finance*, 58. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2021.101525>
- Yang, M. & Jiang, Z.Q. (2016). The dynamic correlation between policy uncertainty and stock market returns in China. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 461: 92-100. <https://doi.org/10.1016/j.physa.2016.05.019>
- Yıldırım, D. Ç., Esen, Ö., & Ertuğrul, H. M. (2022). Impact of the COVID-19 pandemic on return and risk transmission between oil and precious metals: Evidence from DCC-GARCH model. *Resources Policy*, 79, 102939. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2022.102939>
- Yu H., Fang L., Zhang S. & Du D. (2018). The role of the political cycle in the relationship between economic policy uncertainty and the long-run volatility of industry-level stock returns in the United States. *Appl. Econ.*, 50 (26): 2932-2937. <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1412079>
- Zhao, W. & Wang, Y.D. (2022). On the time-varying correlations between oil-, gold-, and stock markets: The heterogeneous roles of policy uncertainty in the US and China. *Petroleum Science*, 19 (3): 1420-1432. <https://doi.org/10.1016/j.petsci.2021.11.015>

Ekler**GJR-GARCH Modelleri**

Dependent variable : RXMESY

Mean Equation : ARMA (1, 1) model.

No regressor in the conditional mean

Variance Equation : GJR (1, 1) model.

No regressor in the conditional variance

Normal distribution.

Strong convergence using numerical derivatives

Log-likelihood = -635.759

Please wait : Computing the Std Errors ...

Robust Standard Errors (Sandwich formula)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Cst(M)	1.570628	0.63703	2.466	0.0146
AR(1)	-0.186515	0.35221	-0.5296	0.5971
MA(1)	0.298441	0.28610	1.043	0.2983
Cst(V)	2.582973	2.9018	0.8901	0.3746
ARCH(Alpha1)	0.078121	0.056767	1.376	0.1705
GARCH(Beta1)	0.888654	0.042291	21.01	0.0000
GJR(Gamma1)	-0.001661	0.069851	-0.02378	0.9811

No. Observations : 182 No. Parameters : 7

Mean (Y) : 2.20621 Variance (Y) : 66.87113

Skewness (Y) : -0.13778 Kurtosis (Y) : 6.20083

Log Likelihood : -635.759

Dependent variable : RXUHIZ

Mean Equation : ARMA (1, 1) model.

No regressor in the conditional mean

Variance Equation : GJR (1, 1) model.

No regressor in the conditional variance

Normal distribution.

Strong convergence using numerical derivatives

Log-likelihood = -599.804

Please wait : Computing the Std Errors ...

Robust Standard Errors (Sandwich formula)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Cst(M)	1.329253	0.47186	2.817	0.0054
AR(1)	-0.196437	0.14294	-1.374	0.1711
MA(1)	0.187509	0.10282	1.824	0.0699
Cst(V)	5.700806	2.8420	2.006	0.0464
ARCH(Alpha1)	0.187750	0.091043	2.062	0.0407
GARCH(Beta1)	0.742613	0.11464	6.478	0.0000
GJR(Gamma1)	-0.122964	0.088465	-1.390	0.1663

No. Observations : 182 No. Parameters : 7

Mean (Y) : 1.77661 Variance (Y) : 49.09874

Skewness (Y) : 0.49741 Kurtosis (Y) : 3.86603

Log Likelihood : -599.804

Dependent variable : RXUSIN

Mean Equation : ARMA (1, 1) model.

No regressor in the conditional mean

Variance Equation : GJR (1, 1) model.

No regressor in the conditional variance

Normal distribution.

Strong convergence using numerical derivatives

Log-likelihood = -603.48

Please wait : Computing the Std Errors ...

Robust Standard Errors (Sandwich formula)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Cst(M)	1.425395	0.54691	2.606	0.0099
AR(1)	-0.273557	0.56217	-0.4866	0.6271
MA(1)	0.381824	0.60376	0.6324	0.5279
Cst(V)	4.914114	3.2576	1.509	0.1332
ARCH(Alpha1)	0.178073	0.094713	1.880	0.0618
GARCH(Beta1)	0.740577	0.11986	6.179	0.0000
GJR(Gamma1)	-0.038338	0.14914	-0.2571	0.7974

No. Observations : 182 No. Parameters : 7

Mean (Y) : 1.89142 Variance (Y) : 49.24488

Skewness (Y) : 0.10629 Kurtosis (Y) : 3.85401

Log Likelihood : -603.480

Dependent variable : RXUTEK

Mean Equation : ARMA (1, 1) model.

No regressor in the conditional mean

Variance Equation : GJR (1, 1) model.

No regressor in the conditional variance

Normal distribution.

Strong convergence using numerical derivatives

Log-likelihood = -652.436

Please wait : Computing the Std Errors ...

Robust Standard Errors (Sandwich formula)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Cst(M)	2.639974	0.72619	3.635	0.0004
AR(1)	-0.457943	0.29413	-1.557	0.1213
MA(1)	0.437461	0.22507	1.944	0.0535
Cst(V)	4.477676	15.711	0.2850	0.7760
ARCH(Alpha1)	0.078007	0.18510	0.4214	0.6740
GARCH(Beta1)	0.906052	0.34314	2.641	0.0090
GJR(Gamma1)	-0.078816	0.090955	-0.8665	0.3874

No. Observations : 182 No. Parameters : 7

Mean (Y) : 2.62503 Variance (Y) : 80.67618

Skewness (Y) : 0.45871 Kurtosis (Y) : 3.84346

Log Likelihood : -652.436

Dependent variable : RXU100

Mean Equation : ARMA (1, 1) model.

No regressor in the conditional mean

Variance Equation : GJR (1, 1) model.

No regressor in the conditional variance

Normal distribution.

Strong convergence using numerical derivatives

Log-likelihood = -614.254

Please wait : Computing the Std Errors ...

Robust Standard Errors (Sandwich formula)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Cst(M)	1.249224	0.52498	2.380	0.0184
AR(1)	-0.375498	0.25929	-1.448	0.1494
MA(1)	0.412157	0.24226	1.701	0.0907
Cst(V)	4.791375	3.0539	1.569	0.1185

ARCH(Alpha1) 0.112204 0.056536 1.985 0.0487
 GARCH(Beta1) 0.811356 0.091626 8.855 0.0000
 GJR(Gamma1) -0.033790 0.075488 -0.4476 0.6550

No. Observations : 182 No. Parameters : 7

Mean (Y) : 1.57810 Variance (Y) : 53.66339

Skewness (Y) : 0.27213 Kurtosis (Y) : 3.07381

Log Likelihood : -614.254

Dependent variable : RUSEPU

Mean Equation : ARMA (1, 1) model.

No regressor in the conditional mean

Variance Equation : GJR (1, 1) model.

No regressor in the conditional variance

Normal distribution.

No convergence (no improvement in line search) using numerical derivatives

Log-likelihood = -792.181

No. Observations : 182 No. Parameters : 7

Mean (Y) : 0.37753 Variance (Y) : 403.37065

Skewness (Y) : 0.09528 Kurtosis (Y) : 4.07338

Log Likelihood : -792.181

Estimated Parameters Vector :

0.360133; 0.288415; -0.623308; 0.451161; -0.002920; 1.015727; -0.036084

Parameters Names

Cst(M) ; AR(1) ; MA(1) ; Cst(V) ; ARCH(Alpha1) ; GARCH(Beta1) ;

GJR(Gamma1) ;

Dependent variable : RXTEKS

Mean Equation : ARMA (1, 1) model.

No regressor in the conditional mean

Variance Equation : GJR (1, 1) model.

No regressor in the conditional variance

Normal distribution.

Strong convergence using numerical derivatives

Log-likelihood = -638.007

Please wait : Computing the Std Errors ...

Robust Standard Errors (Sandwich formula)

	Coefficient	Std.Error	t-value	t-prob
Cst(M)	1.890141	0.54053	3.497	0.0006
AR(1)	0.229185	0.15189	1.509	0.1331
MA(1)	-0.240702	0.19989	-1.204	0.2301
Cst(V)	8.465308	2.9415	2.878	0.0045
ARCH(Alpha1)	0.342265	0.12977	2.637	0.0091
GARCH(Beta1)	0.714937	0.062720	11.40	0.0000
GJR(Gamma1)	-0.326111	0.13756	-2.371	0.0188

No. Observations : 182 No. Parameters : 7

Mean (Y) : 1.99737 Variance (Y) : 74.06960

Skewness (Y) : -0.27889 Kurtosis (Y) : 4.53067

Log Likelihood : -638.007