



## The Relationship of Return Volatility and Trading Volume in Equity Markets: An Empirical Analysis on MINT Countries

Fatih Güzel<sup>1,a,\*</sup>

<sup>1</sup>Department of Business, Faculty of Economics and Administrative Sciences, Kırşehir Ahi Evran University, Kırşehir, Türkiye

\*Corresponding author

### Research Article

#### History

Received: 24/07/2023

Accepted: 30/01/2024

#### Acknowledgment

This study was presented as a paper at the International Economy Finance and Business Congress (EFI) organized by Sivas Cumhuriyet University Faculty of Economics and Administrative Sciences on 26-27 May 2023.

JEL Codes: C22, C51, C58, G14

### ABSTRACT

The definition of "MINT Countries" refers to the economies of Mexico, Indonesia, Nigeria and Türkiye. The economy of MINT countries is characterized by a crowded population with a high density of young people, rapid economic growth and high entrepreneurship. This study examines the relationship between return volatility and trading volume for stock market indices of MINT countries. The data set of the study covers the period of June 2019 – March 2023 and consists of daily frequency data. The E-GARCH (1,1) model was estimated to determine the asymmetric effect on the index return series. The model results indicate that the effects of shocks on return volatility are asymmetrical for Mexico, Indonesia and Türkiye stock markets, excluding Nigeria. New models were created by including the contemporaneous trading volume and then the lagged value of the trading volume to the models, to determine the return volatility-trading volume relationship. The findings show that the Sequential Information Arrival Hypothesis is valid for the Mexican, Indonesian, and Turkish stock markets. Volume data and lagged values are important variables at the point of explaining the dynamics of return volatility in the relevant country stock market index. For the Nigerian stock market, it has been found that the Mixture of Distribution Hypothesis is valid. It has been determined that the trading volume data has a significant coefficient in explaining the Nigerian stock index return volatility, and it has been concluded that there is no similar relationship between the return volatility and the lagged values of the trading volume and that the relationship does not continue.

**Keywords:** MINT Countries, Equity Market, Trading Volume, E-GARCH

## Pay Senedi Piyasalarında Getiri Oynaklığı ve İşlem Hacmi İlişkisi: MINT Ülkeleri Üzerine Bir İnceleme

#### Süreç

Geliş: 24/07/2023

Kabul: 30/01/2024

#### Bilgi

Bu çalışma, Sivas Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi tarafından 26-27 Mayıs 2023 tarihinde düzenlenen olan Uluslararası Ekonomi Finans ve İşletme Kongresi (EFI-2023)'nde bildiri olarak sunulmuştur.

Jel Kodları: C22, C51, C58, G14

#### Copyright



This work is licensed under Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License

#### Öz

"MINT Ülkeleri" tanımlaması Meksika, Endonezya, Nijerya ve Türkiye ekonomilerini ifade etmektedir. MINT ülkelerinin ekonomisi, gençlerin yoğun olduğu kalabalık bir nüfus, hızlı ekonomik büyüme ve yüksek girişimcilik özellikleri göstermektedir. Bu çalışma MINT ülkelerinin borsa endeksleri için getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Çalışmanın veri seti Haziran 2019 – Mart 2023 dönemini kapsamakta ve günlük frekanslı verilerden oluşmaktadır. Endeks getiri serilerine ilişkin asimetrik etkinin tespiti için E-GARCH(1,1) modeli tahmin edilmiştir. Model sonuçları, Nijerya hariç olmak üzere, Meksika, Endonezya ve Türkiye pay senedi piyasaları için getiri oynaklığına etki eden şokların etkilerinin asimetrik olduğuna işaret etmektedir. Getiri oynaklığı-işlem hacmi ilişkisinin tespiti için oluşturulan modellere eş zamanlı işlem hacmi ve ardından işlem hacminin gecikmeli değeri dâhil edilerek yeni modeller oluşturulmuştur. Elde edilen bulgular Meksika, Endonezya ve Türkiye pay senedi piyasaları için Ardışık Bilgi Akışı Hipotezinin geçerli olduğunu göstermektedir. İlgili ülke borsa endeksi getiri oynaklığı dinamiklerini açıklama noktasında hacim verisi ve gecikmeli değerleri önemli bir değişkendir. Nijerya pay senedi piyasası için ise Karışık Dağılımlar Hipotezinin geçerli olduğu yönünde bulgulara ulaşılmıştır. Nijerya borsa endeksi getiri oynaklığını açıklamada işlem hacmi verisinin anlamlı bir katsayıya sahip olduğu tespit edilmiştir. Getiri oynaklığı ile işlem hacminin gecikmeli verisi arasında ise benzer ilişkinin mevcut olmadığı, ilişkinin devam etmediği sonucuna ulaşılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** MINT Ülkeleri, Pay Piyasası, İşlem Hacmi, E-GARCH

<sup>a</sup> fatih.guzel@ahievran.edu.tr

0000-0002-4153-3933

## Giriş

Eugene Fama (1970) tarafından tanımlanan Etkin Piyasalar Hipotezine göre, etkin bir piyasada mevcut tüm bilgiler fiyatlara tam olarak yansır ve menkul kıymet piyasalarının ulaşılabilir tam bilgileri sürekli yansıtması durumunda “etkin” bir piyasanın varlığından söz edilebilir. Etkin Piyasalar Hipotezi “rastsal yürüyüş” temeline dayanmaktadır: Pay senetlerinin fiyat değişimleri rastlantısaldır ve geçmiş dönem ile bağlantısı bulunmamaktadır ve mevcut fiyat bilgileri gelecek fiyat hareketlerinin değişiminde tahmin aracı olarak kullanılamaz (Özdemir ve ark., 2023). Bununla birlikte, her piyasanın kendine özgü mikro yapısı, likidite, hedging, gürültü ticareti, yatırımcıların risk algısı ve tecrübesi gibi çeşitli faktörler, aynı menkul kıymete ilişkin farklı değerlendirmelerin yapılmasına neden olmaktadır. Dolayısıyla, farklı fiyatlama davranışları ile farklı denge fiyatları ortaya çıkmaktadır (Gazel, 2017).

Finansal varlık fiyat ve işlem hacmi bilgileri piyasanın genel yapısı, yatırım stratejileri ve yatırımcı davranışları gibi konularda önemli bilgiler sunmaları nedeniyle, finansal piyasalar açısından, iki kritik değişken olarak nitelendirilmektedir. Yatırımcı beklentilerinde yeni bir bilginin meydana getirdiği etki her iki değişken tarafından yansıtılmaktadır (Büberkökü, 2017). Fiyat-hacim ilişkisine ilişkin kapsamlı bir çalışma Karpoff (1987) tarafından gerçekleştirilmiş ve Karpoff fiyat-hacim ilişkisi önemini en az dört başlıkta toplanabileceğini ifade etmiştir: İlk olarak, fiyat-hacim ilişkisi finansal piyasaların yapısı hakkında bilgi sunmaktadır. Diğer bir ifadeyle, bilginin piyasaya akış hızına, yayılışına ve fiyatlar tarafından iletilme derecesine, piyasanın büyüklüğüne ve açığa satışların varlığına bağlı olan çeşitli ilişkilerin tahmin edilmesi ve yorumlanmasında kullanılmaktadır. İkinci olarak, fiyat-hacim ilişkisi ilgili verileri kullanan çalışmaların analiz süreçlerinde kullanılmakta ve etkinliği artırmaktadır. Ayrıca fiyat değişimleri ve işlem hacmine birlikte yer verilmesi, fiyat-hacim ilişkisini araştıran testlerin gücünü artırmaktadır. Üçüncü olarak, fiyat-hacim ilişkisinin, spekülasyon fiyatlarının ampirik dağılımı tartışmaları çerçevesinde kritik öneme sahip olduğu kabul edilmektedir. Dördüncü başlık ise, fiyat-hacim ilişkilerinin vadeli işlem piyasalarına yönelik araştırmalar için önemine yöneliktir. Fiyat değişkenliği vadeli işlem sözleşmelerindeki işlem hacmini etkiler. Fiyat-hacim ilişkisi dikkate alınarak, bir vadeli işlem sözleşmesinin teslimine kadar olan süre, işlem hacmi ve buradan hareketle muhtemel fiyat değişkenliği konularında çıkarımlar yapılabilir (Karpoff, 1987: 109–110).

Literatürde fiyat ve dolayısıyla getiri ile işlem hacmi arasındaki ilişkiye yönelik temel iki hipotez bulunmaktadır: Copeland (1976) tarafından ortaya atılan, Jennings, Starks ve Fellingham (1981) ve Smirlock ve Starks (1985) tarafından geliştirilen Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi (Sequential Information Arrival Hypothesis) ve Clark (1973) tarafından ortaya atılan ve Epps ve Epps (1976) Harris (1986) ve Andersen (1996) tarafından geliştirilen Karışık Dağılımlar Hipotezi (Mixture of Distribution Hypothesis). Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi, piyasa katılımcılarının yeni bilgileri sıralı, rastgele bir şekilde aldıklarını varsayar. Başlangıçta katılımcıların aynı bilgi setine sahip olduğu bir başlangıç denge konumundan, yeni bilgiler ile katılımcıların beklentilerini revize ettiği ve nihai denge seviyesine ulaşılacak bir geçiş dönemi gelmektedir. Geçiş dönemini ortaya çıkaran neden, katılımcıların tamamının bilgi

sinyallerini aynı anda al(a)maması ve farklı katılımcıların bilgiye verdikleri farklı tepkilerdir. Bütün katılımcıların bilgi sinyaline tepki vermesinden sonra nihai dengeye ulaşılır. Ardışık Bilgi Akışı Hipotezindeki bilgilere verilen sıralı tepki, gecikmeli fiyat (getiri) değerlerinin mevcut işlem hacmini tahmin etme yeteneğine sahip olabileceğini veya tersinin de geçerli olabileceğini ifade etmektedir. Öte yandan, Karışık Dağılımlar Hipotezi, ilişkinin kritik olarak piyasaya giren bilgi akış hızına bağlı olduğu alternatif bir fiyat değişkenliği - hacim ilişkisini ortaya koymaktadır. Karışık Dağılımlar Hipotezi, piyasa katılımcılarının tamamının yeni fiyat sinyallerini aynı anda aldığı ve bu nedenle, yeni bir dengeye geçişin hemen gerçekleşeceği ve ara bir kısmi dengenin oluşmayacağını ifade etmektedir. Bu durum, nihai dengeye giden yolda ara dengeler oluşacağını varsayan Ardışık Bilgi Akışı Hipotezine aykırıdır. Dolayısıyla, Karışık Dağılımlar Hipotezi, geçmiş fiyat değişkenliği (oyunluk) verilerinin işlem hacmini tahmin etmek için kullanılabilir (veya tersi) hiçbir bilgi içeriğinin olmadığını savunmaktadır, bu değişkenler yeni bilgilerin gelmesine yanıt olarak eş zamanlı olarak değişmektedir (Darrat ve ark., 2003: 2036). Ardışık Bilgi Akışı Hipotezinin özü Etkin Piyasalar Hipotezi ile çelişmektedir. Karışık Dağılımlar Hipotezi ise Etkin Piyasalar Hipotezinin varsayımlarıyla daha uyumludur (Büberkökü, 2017). Literatürde ise her iki hipotezi destekler nitelikte sonuçlar yer almaktadır. İlgili hipotezler hem ülke piyasaları içinde hem de ülkelerarası piyasalara yönelik olarak test edilmektedir.

Bu çalışma Meksika, Endonezya, Nijerya ve Türkiye ekonomilerini ifade eden MINT ülkeleri grubu borsalarında fiyat oynaklığı-işlem hacmi ilişkisini araştırmayı hedeflemektedir. MINT kısaltması 2011 yılında Fidelity Investments tarafından ortaya atılmış ve 2013 yılında ekonomist Jim O'Neill -benzer şekilde BRIC (Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin) tanımlamasını da yapmıştır- tarafından popüler hale getirilmiştir. MINT ülkelerinin özellikleri arasında; büyük nüfus (öncelikle 30 yaş altında), hızlı büyüme potansiyeli, gelişmekte olan orta sınıf ve yüksek girişimcilik düzeyi bulunmaktadır. BRIC ülkeleri ile karşılaştırıldığında, MINT ülkeleri daha küçük ekonomiye sahiptir. MINT ülkeleri gelişme potansiyeli yüksek sınır piyasaları (frontier markets) hükmündedir ve BRIC ülkelerinin büyümesi yavaşladıkça yatırımcıların dikkatini üzerine çekmektedir (Nagashybayeva, 2020). Dolayısıyla, MINT ülke piyasalarını anlamak hem alternatif yatırım destinasyonları hakkında bilgi, hem de piyasaların içsel yapısına ve işleyişine ilişkin veriler ile çeşitli risk ve getiri düzeylerinde portföy oluşturma imkanı anlamına gelmektedir.

Literatürde fiyat-işlem hacmi ilişkisini inceleyen çok sayıda çalışma yer almaktadır. Bununla birlikte, yapılan çalışmaların büyük kısmı gelişmiş ülke veya ülke gruplarına odaklanmaktadır. MINT ülkeleri nispeten yeni bir tanımlamadır ve ilgili örnekleme odaklanan çalışma sayısı yok denecek kadar azdır. Mevcut çalışma, verilerin mevcudiyeti çerçevesinde en kapsamlı dönem ve en güncel veriler ile MINT ülke borsalarına ilişkin literatüre katkı yapmayı amaçlamaktadır. Ek olarak, ulusal literatürde ilgili fiyat oynaklığı-işlem hacmi ilişkisine yönelik yapılmış bir çalışmaya rastlanmamıştır. Çalışmanın müteakip kısımları literatür taraması, metodoloji, bulgular ve sonuç başlıklarından oluşmaktadır.

## Literatür

Getiri-işlem hacmi ilişkisinin araştırılmasına yönelik çalışmalar Osborne (1959)'a kadar dayanmaktadır. Karpoff (1987) ise getiri-işlem hacmi ilişkisine yönelik daha önce yapılan çalışmaları değerlendirmiş ve bir sentez model önerisinde bulunmuştur. Müteakip süreçte getiri-işlem hacmi ilişkisine yönelik çalışmalar yoğun bir artış göstermiştir. İlgili alanda çok sayıda çalışma bulunmakla birlikte burada sadece literatüre farklı nitelikleri ile katkıları bulunan ve konuyla doğrudan ilişkili olan çalışmaların özetine, konuya bakış açısını genişletmek ve kompozisyonu yönetmek amacıyla, yer verilmiştir.

Hiemstra ve Jones (1994), doğrusal ve doğrusal olmayan nedensellik testleri aracılığıyla Dow Jones Endeks getirisi ile New York Borsası işlem hacmi arasındaki ilişkiyi 1915-1990 dönemi için günlük frekanslı gözlemler çerçevesinde araştırmışlardır. Ek olarak Üssel Genelleştirilmiş Otoresgresif Koşullu Değişen Varyans Modeli (E-GARCH – Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) yöntemi aracılığıyla veriler filtrelenmiş ve sonuç olarak iki değişken arasında doğrusal olmayan çift yönlü nedensellik bulgusu raporlanmıştır. Başcı ve ark. (1996), Ocak 1988 – Mart 1991 dönemi ve haftalık frekanslı gözlemler çerçevesinde İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) seçilmiş şirketleri için fiyat-işlem hacmi ilişkisini araştırmışlardır. Çalışma sonuçları, fiyat-işlem hacmi arasında eşbütünlüşme ilişkisinin mevcut olduğunu göstermektedir.

Huang ve Yang (2001), Tayvan pay senedi endeksi (TSI) getiri-işlem hacmi ilişkisini gün içi (5 dakikalık) verilerle, Eylül 1989 – Haziran 1993 dönemi için ARCH-GARCH modelleri ile araştırmıştır. Çalışma bulguları, işlem hacminin getiri oynaklığını açıklamada piyasa açılış ve kapanış periyotlarında güçlü, gün içinde zayıf olmak üzere “U” şeklinde bir özellik sergilediği yönündedir. Genel olarak, oynaklık kalıcılığı, koşullu varyans denkleminde eşanlı hacim gözlemleri dâhil edildiğinde de devam etmektedir. Darrat ve ark. (2003), gün içi (5 dakikalık) veriler ve E-GARCH modeli ile Dow Jones Endüstri Ortalaması Endeksi (DJIA) endeksi pay senetlerinde getiri-işlem hacmi ilişkisini araştırmışlardır. Elde edilen bulgular, Karışık Dağılımlar Hipotezinin aksine, DJIA pay senetlerinin büyük çoğunluğunun hacim ve getiri oynaklığı arasında eş zamanlı bir ilişkinin bulunmadığı ve Ardışık Bilgi Akışı Hipotezine uygun olarak çok sayıda DJIA pay senedinde iki değişken arasında önemli öncül-ardıl ilişkileri olduğu yönündedir.

Bohl ve Henke (2003), Polonya borsası seçilmiş paylarının getiri-işlem hacmi ilişkisini günlük frekanslı veriler çerçevesinde, Ocak 1999 – Ekim 2000 dönemi ve GARCH modeli ile analiz etmişlerdir. Çalışma sonuçlarının büyük ölçüde Karışık Dağılımlar Hipotezini desteklediği; çoğu durumda, işlem hacminin koşullu varyans denkleminde açıklayıcı bir değişken olarak dâhil edilmesi ile günlük getirilerdeki oynaklık kalıcılığının önemli ölçüde azaldığı ifade edilmiştir. Ahmed ve ark. (2005), Ocak 1990 – Aralık 2000 dönemi için günlük veriler ile GARCH modelini kullanarak Kuala Lumpur Menkul Kıymetler Borsasında getiri oynaklığı-işlem hacmi ilişkisini araştırmışlardır. Modele işlem hacmi serisi dâhil edildiğinde oynaklık kalıcılığının devam ettiği raporlanmıştır. Girard ve Biswas (2007), 22 gelişmiş ve 27

gelişen ülke pay senedi endeksine ilişkin getiri-işlem hacmi ilişkisini Eşik GARCH (T-GARCH - Threshold GARCH) modeli ve Ocak 1980 – Haziran 2005 dönemini kapsayan günlük frekanslı veriler ile araştırmışlardır. Koşullu varyans denkleminde hacim dahil edildiğinde volatilité kalıcılığının hem gelişmiş hem de gelişmekte olan piyasalarda devam ettiği, ancak, hacim beklenen ve beklenmeyen bileşenlerine ayrıştırıldığında ve bu terimler koşullu varyans denkleminde dâhil edildiğinde GARCH etkilerinin azaldığı ifade edilmiştir. Elde edilen bulgular toplu olarak değerlendirildiğinde, Karışık Dağılımlar Hipotezi ile zayıf bir düzeyde tutarlıdır.

Kıran (2010), İMKB 100 endeksi için getiri-işlem hacmi ilişkisini 1990-2008 dönemi günlük frekanslı veriler ve GARCH, T-GARCH, E-GARCH modelleriyle araştırmıştır. Sonuç olarak, getiri serilerinde haftanın günleri etkisi ve kaldıraç unsurunun bulunduğu, ancak, getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasında negatif bir ilişki olduğu ve dolayısıyla İMKB’de Karışık Dağılımlar ve Ardışık Bilgi Akışı Hipotezlerinin geçerli olmadığı ifade edilmiştir. Kalu ve Chinwe (2014), Nijerya borsası için getiri-işlem hacmi ilişkisini GARCH modeli ile Ocak 2000 – Haziran 2011 günlük frekanslı veriler çerçevesinde incelemişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre, işlem hacmi-getiri oynaklığı arasındaki ilişki pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır, ancak, işlem hacminin koşullu varyans denkleminde dâhil edilmesiyle volatilitédeki kalıcılık azalmamaktadır.

Gazel (2017), Kırılgan Beşli (Brezilya, Endonezya, Hindistan, Güney Afrika, Türkiye) ülke borsalarının getiri-işlem hacmi ilişkisini araştırmıştır. Ağustos 2006 – Şubat 2016 dönemi haftalık frekanslı veriler ve E-GARCH modeli ile analiz edilmiştir. Çalışma sonucunda, getiri oynaklığını açıklamada işlem hacmi verisinin önemli bir parametre olduğu ve Kırılgan Beşli ülke borsaları için Karışık Dağılımlar Hipotezinin desteklediği tespit edilmiştir. Naik ve ark. (2018), Güney Afrika borsası (Johannesburg) endeksi getiri işlem hacmi ilişkisini E-GARCH ve Granger nedensellik testleri ile araştırmıştır. Ocak 2008 – Ağustos 2016 dönemini kapsayan çalışma günlük frekanslı verileri referans almıştır. Elde edilen bulgular, oynaklık kalıcılığının koşullu varyans denkleminde hacim gözlemleri dâhil edildiğinde de devam etmekte olduğu, bununla birlikte, işlem hacmi-getiri oynaklığı ilişkisinin, Karışık Dağılımlar Hipotezini destekleyen şekilde pozitif ve eş zamanlı olduğu bulunmuştur. Granger nedensellik analizi sonuçları ise incelenen dönemin tamamı dikkate alındığında işlem hacminden getiri oynaklığına doğru tek yönlü bir nedenselliğin mevcut olduğu yönündedir.

Huang ve ark. (2022) Çin’in pay senetlerinin (A-Share) işlem gördüğü farklı piyasalar için getiri-işlem hacmi ilişkisini, aylık frekanslı veriler çerçevesinde, VAR ve Granger nedensellik analizleri ile Ocak 2000 – Aralık 2020 dönemi için incelemiştir. Çalışma bulguları, değişkenler arasında çift yönlü bir nedenselliğin mevcudiyeti yönündedir.

Özdemir ve ark. (2023), fiyat-işlem hacmi ilişkisini sektörler bazında ve farklı zaman (frekans) boyutlarında olmak üzere Borsa İstanbul (BİST) için Ocak 2015 – Aralık 2021 dönemini kapsayacak şekilde analiz etmişlerdir. BİST Banka ve Ticaret endeksleri arasında nedensellik ilişkisi tespit edilmezken, diğer endeksler için fiyat değişkeninden işlem hacmi değişkenine doğru tek yönlü bir nedensellik raporlanmıştır.

## Veri ve Metodoloji

### Veri Seti

Bu çalışmada MINT ülkelerinin borsa endekslerini temsilen ilgili borsaların ana piyasa endeksleri seçilmiştir. Borsa endeks verilerine investing.com aracılığıyla erişilmiştir. Meksika için S&P/BMV IPC, Endonezya için JKSE, Nijerya için NGSE20 ve Türkiye için BIST100 endeksleri çalışmanın örneklemini teşkil etmektedir. Veriler Haziran 2019 – Mart 2023 aralığını kapsamakta ve günlük frekanslı gözlemlerden oluşmaktadır. Veri dönemi seçiminde, verilerin mevcudiyeti ve güncelliği göz önüne alınmıştır. Diğer ülke borsalarına ilişkin daha eski veriler mevcut iken, Nijerya borsası için işlem hacmi verisi Haziran 2019 dönemi itibarıyla veri kaynağında yer aldığı için kullanılan serilerin başlangıcı bu tarihtir. Günlük kapanış verileri  $r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$  formülü aracılığıyla getiri (değişim) serisine dönüştürülmüştür. Burada;  $P_t$   $t$  zamandaki endeks kapanış değerini,  $P_{t-1}$  ise  $t - 1$  zamandaki endeks kapanış değerini ifade etmektedir. Benzer şekilde, işlem hacmi verileri de  $c_t = \ln\left(\frac{V_t}{V_{t-1}}\right)$  değişim serisine dönüştürülmüştür. Burada;  $V_t$   $t$  zamandaki endeks işlem hacmi değerini,  $V_{t-1}$  ise  $t - 1$  zamandaki endeks işlem hacmi değerini ifade etmektedir.

### Metodoloji

Finansal varlıkların getiri serileri leptokurtik olma eğilimi göstermektedir. İlgili serilerin dağılımları normal dağılıma göre daha basıktır ve daha geniş kuyruklara sahiptir. Dolayısıyla, normal dağılıma göre, bu serilerde daha büyük değişimlerin gözlenmesi ihtimali daha yüksektir. Finansal varlıkların getiri serilerinde sıklıkla gözlemlenen bir diğer olgu ise oynaklık kümelenmesidir; pozitif ve negatif yönde geçerli olmak üzere, büyük değişimleri büyük, küçük değişimleri küçük değişimler takip etmektedir (Mandelbrot, 1963). Kalın kuyruk ve oynaklık kümelenmesi olguları birbirleriyle ilişkilidir ve değişen varyanslılığın ön işareti olarak kabul edilmektedirler (Songül, 2010). Zaman serisi analizlerinde kullanılan yöntemlerin çoğunda sabit varyans koşulu bulunmakta ve bu koşulun sağlanması halinde sonuçlar güvenilir olarak kabul edilmektedir (Aysoy ve Küçükkoçoğlu, 2016). Ancak, zaman serilerinde sıklıkla varyansın zaman içinde değişmesi durumuyla karşılaşmaktadır. Dolayısıyla bu olguyu dikkate alan yöntemler geliştirilmiştir. Bu yöntemlerin başında Engle (1982) tarafından literatüre tanıtılan Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modeli gelmektedir. Engle (1982), koşullu varyansı geçmiş dönem hata değerlerinin bir fonksiyonu olarak ifade etmiştir. İlgili denklem (Denklem 1) aşağıdadır (Engle, 1982: 989):

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (1)$$

Burada,  $\sigma_t^2$  koşullu varyansı,  $\omega$  sabit terimi,  $a_i$  hata terimlerinin karelerinin katsayısını,  $\varepsilon$  hata terimini ifade etmektedir. Modelin tanımlı olması ve koşullu varyansın pozitif değer alabilmesi için,  $\omega > 0$ ,  $i = 1, 2, \dots, q - 1$  için  $a_i \geq 0$  ve aynı zamanda  $a_q > 0$  koşulu sağlanmalıdır (Kirchgässner ve Wolters, 2007: 246). Katsayılar toplamının ARCH, oynaklık modellerinin analizi ve geliştirilmesi için bir çerçeve sağlamakla birlikte çeşitli kısıtlara sahiptir: i) hata terimlerinin gecikme sayısının ( $q$ ) belirlenmesine ilişkin kesin bir ölçüte yer verilmemiştir, ii) koşullu varyanstaki tüm bağımlılığı yakalamak için gereken gecikme sayısı olan  $q$

değeri çok büyük olabilir, yüksek  $q$  değerinde tahmin edilmesi gereken parametre sayısı artar, tahmin zorlaşır ve modelin verimliliği azalır, iii) katsayıların ( $a$ ) negatif olmaması koşulunun koşullu varyans denkleminde ne kadar çok parametre varsa, bir veya daha fazlasının negatif tahmini değerlere sahip olma olasılığı o kadar yüksektir. iv) hata terimlerinin karelerinin kullanılması nedeniyle bilgi asimetrisi dikkate alınmamakta, pozitif ve negatif şokların etkisi eşit kabul edilmektedir (Brooks, 2014: 428).

ARCH modelinin ampirik uygulamalarında, koşullu varyans denkleminin tahmininde genellikle uzun gecikmelere gereksinim duyulduğu ve dolayısıyla tahmin edilecek parametre sayısının çok fazla olduğu gözlemlenmiştir. Bollerslev (1986), ARCH modelini hem daha uzun bir belleğe hem de daha esnek bir gecikme yapısına izin verecek şekilde genişleterek GARCH modelini oluşturmuştur. GARCH modelinde koşullu varyans hem hata terimlerinin karelerinin hem de koşullu varyansın kendi gecikmeli değerlerinin fonksiyonudur. Bollerslev GARCH sürecini (GARCH(p,q)) Denklem 2'de görüldüğü gibi ifade etmektedir (Bollerslev, 1986: 308–309):

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2)$$

Burada,  $\beta_j$  önceki dönemlerdeki koşullu varyansların katsayısıdır.  $q$  hata terimlerinin,  $p$  ise koşullu varyansın gecikme sayısıdır. Modelde varyansın pozitif olabilmesi için  $p > 0$ ,  $q \geq 0$ ,  $w > 0$ ,  $i = 1, 2, \dots, q$  için  $a_i \geq 0$  ve  $j = 1, 2, \dots, p$  için  $\beta_j \geq 0$  koşulları sağlanmalıdır. GARCH(p,q) sürecinin varyansının tanımlı olabilmesi için  $\sum_{i=1}^q a_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1$  olması gerekmektedir (Kirchgässner ve Wolters, 2007: 252–254).  $p = 0$  için süreç ARCH(p) sürecine indirgenmektedir.

GARCH modeli koşullu varyansın pozitif olduğu ve şokların oynaklık üzerindeki etkisinin simetrik olduğunu varsaymaktadır. Nelson (1991) tarafından tanıtılan Üstel GARCH (E-GARCH) modelinde koşullu varyansın logaritması alınmakta ve model koşullu varyansın hem kendi gecikmeli değerleri hem de standartlaştırılmış hata terimlerine koşullu olarak kurulmaktadır. Koşullu varyansın logaritmasının alınması ve standartlaştırılmış hata terimlerinin hem büyüklüğü hem de işaretlerinin dikkate alınması neticesinde, koşullu varyansın pozitif olma kısıtı aşılmakta ve şokların asimetri etkisi gözlemlenebilmektedir (Nelson, 1991: 350–351). E-GARCH modeli Denklem 3 aracılığıyla ifade edilebilir (Brooks, 2014: 441):

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + a \left[ \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (3)$$

Burada  $\gamma$  asimetrik etkiyi ifade etmektedir. İstatistiki anlamlılık ve  $\gamma \neq 0$  durumunda şokların koşullu varyans üzerindeki etkisi asimetrik,  $\gamma < 0$  durumunda ise aynı büyüklükteki negatif şoklar pozitif şoklara göre oynaklık üzerinde daha büyük etkiye sahiptir (Özden, 2008: 344).

Mevcut çalışmada ele alındığı şekilde, işlem hacminin varyans denkleminde dışsal bir değişken olarak eklenmesi ile koşullu varyans üzerindeki etkisi gözlemlenebilmektedir (Naik ve ark., 2018: 103-104). Eşanlı ve gecikmeli işlem hacmi verisi ile genişletilen E-GARCH modelleri sırasıyla 4. ve 5. Denklemler aracılığıyla görülebilir.

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + a \left[ \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + \theta_t \quad (4)$$

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta \ln(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + a \left[ \frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] + \theta_{t-1} \quad (5)$$

4 ve 5 numaralı denklemlerde yer alan  $\theta_t$  ifadesi eşanlı işlem hacmi değişkenini,  $\theta_{t-1}$  ise geçilmiş işlem hacmi değişkenini ifade etmektedir.  $\theta_t > 0$  ve istatistiki olarak anlamlı ise Karışık Dağılımlar Hipotezinin,  $\theta_{t-1} >$  ve istatistiki olarak anlamlı ise Ardışık Bilgi Akışı Hipotezinin geçerliliği desteklenmektedir. İşlem hacminin koşullu varyans üzerindeki etkisinin gücü ise  $\theta_t$  ve  $\theta_{t-1}$  katsayılarının büyüklüğü ile ölçülmektedir.

### Analiz ve Bulgular

Analiz sürecinde öncelikle serilerin tanımlayıcı istatistikleri ve ön testleri değerlendirilmiştir. Müteakip testlerin ve analiz yöntemlerinin uygulama prosedürü veri karakteristiği, durağanlık seviyeleri ve hata terimlerinin niteliği gibi faktörlerden etkilenmektedir. Çizelge 1 sırasıyla, serilerin tanımlayıcı istatistiklerini, birim kök, otokorelasyon ve değişen varyans testlerinin sonuçlarını birlikte göstermektedir.

Çizelge 1 Panel A kısmında tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır. Serilerin ortalama ve standart sapma değerleri birbirine oldukça yakındır. Seriler negatif çarpıklık değerine, Nijerya hariç, sahiptir. Başka bir ifade ile, serilerin sola çarpık ve negatif değer alma ihtimali pozitif değer alma ihtimalinden

daha yüksektir. Basıklık değerleri dikkate alındığında serilerin leptokurtik dağılım (basıklık momenti için sınır değeri 3'tür (Kallner, 2018)) sergilediği görülmektedir. Serilerin standart normal dağılıma uymadığı Jarque-Bera test istatistikleri ile doğrulanmıştır.

Zaman serisi analizinde, serilerin durağan olmaması durumunda hatalı bir şekilde yüksek düzeyde anlamlı ilişki durumunu ifade eden "sahte regresyon" sorunu ortaya çıkmaktadır (Granger ve Newbold, 1974). Serilerin durağanlığını test etmek için farklı yöntemler bulunmakla birlikte birim kök testleri sıklıkla tercih edilmektedir. Çizelge 1 Panel B kısmında birim kök testi sonuçları yer almaktadır. Serilere ilişkin ADF ve PP birim kök testi sonuçları, test istatistiğinin kritik değerlerden büyük olması ve anlamlı katsayılar nedeniyle, birim kök varlığını ifade eden sıfır hipotezinin reddedildiği ve serilerin durağan özellik gösterdiğini ifade etmektedir. KPSS birim kök testi, sıfır ve alternatif hipotez ayırım gücünü artırmak için ters olarak kurgulanmakta ve dolayısıyla sonuçları ise, serilerde birim kök bulunmadığı ve durağanlığın mevcudiyetini ifade eden sıfır hipotezinin reddedilemediği göstermektedir.

Çizelge 1 Panel C kısmında serilerin hata terimlerine ilişkin testler yer almaktadır. Otokorelasyon testlerine ilişkin anlamlı katsayılar, otokorelasyon yokluğunu ifade eden sıfır hipotezinin reddi ve dolayısıyla serilerin hata terimleri arasında otokorelasyonun mevcudiyetini göstermektedir. Değişen varyans sınaması için kullanılan LM testi sonuçları serilerin hata terimlerinin değişen varyansa sahip olduğunu raporlamaktadır.

Aşağıda yer alan Çizelge 2'de ise MINT ülke borsaları işlem hacmi serilerine ilişkin tanımlayıcı bilgiler yer almakta ve ilgili veriler, borsa getiri serilerine paralel özellikler göstermektedir. Bununla birlikte, çarpıklık değerinin, Meksika hariç, pozitif olduğu ve gözlem birimlerinin pozitif değer alma ihtimalinin negatif değer alma ihtimalinden daha yüksek olduğu görülmektedir. Birim kök testi sonuçlarına göre seriler durağandır.

Çizelge 1. MINT Ülke Borsaları Endeks Getiri Serilerine İlişkin Tanımlayıcı Bilgiler

Table 1. Descriptive Information on MINT Countries Stock Exchange Index Return Series

Panel A: Tanımlayıcı İstatistikler				
	Meksika	Endonezya	Nijerya	Türkiye
Ortalama	0,0002	0,0001	0,0005	0,0019
Medyan	0,0002	0,0003	0,0000	0,0032
Maksimum	0,0474	0,0970	0,0667	0,0942
Minimum	-0,0700	-0,0964	-0,057	-0,1037
Standart Sapma	0,0123	0,0115	0,0102	0,0189
Çarpıklık	-0,5030	-0,5417	0,9741	-0,9686
Basıklık	6,4742	17,5296	12,3323	9,2455
Jarque-Bera	468,7928 <sup>a</sup>	7606,753 <sup>a</sup>	3256,796 <sup>a</sup>	1532,177 <sup>a</sup>
Panel B: Birim Kök Testleri ve Durağanlık				
ADF	-30,0622 <sup>a</sup>	-14,8413 <sup>a</sup>	-16,3962 <sup>a</sup>	-29,9648 <sup>a</sup>
PP	-30,053 <sup>a</sup>	-28,6907 <sup>a</sup>	-24,996 <sup>a</sup>	-30,0898 <sup>a</sup>
KPSS	0,0911	0,1116	0,1015	0,2825
Panel C: Otokorelasyon ve Değişen Varyans Testleri				
Q <sup>2</sup> (36)	451,01 <sup>a</sup>	707,08 <sup>a</sup>	128,72 <sup>a</sup>	137,86 <sup>a</sup>
LM(12)	141,1717 <sup>a</sup>	287,3429 <sup>a</sup>	55,6777 <sup>a</sup>	56,3401 <sup>a</sup>

Not: <sup>a</sup>, <sup>b</sup> ve <sup>c</sup> sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde istatistiksel anlamlılığı temsil etmektedir. ADF ve PP birim kök testleri için kritik değerler MacKinnon (1996)'dan alınmıştır. KPSS testi için kritik değerler Kwiatkowski ve ark. (1992)'den alınmıştır.

Çizelge 2. MINT Ülke Borsaları İşlem Hacmi Serilerine İlişkin Tanımlayıcı Bilgiler

Table 2. Descriptive Information on MINT Countries Stock Exchanges Trading Volume Series

	Meksika	Endonezya	Nijerya	Türkiye
Ortalama	0,0003	0,0004	0,0012	0,0007
Medyan	-0,0019	0,0007	-0,0139	-0,0070
Maksimum	2,7877	1,1367	2,0872	1,1477
Minimum	-3,1528	-1,1419	-2,4722	-1,0997
Standart Sapma	0,6183	0,187	0,5122	0,2342
Çarpıklık	-0,163	0,0696	0,0933	0,271
Basıklık	7,7626	8,7632	4,6701	6,1095
Jarque-Bera	816,5884 <sup>a</sup>	1190,874 <sup>a</sup>	101,1928 <sup>a</sup>	357,0086 <sup>a</sup>
ADF	-15,5213 <sup>a</sup>	-23,4913 <sup>a</sup>	-21,327 <sup>a</sup>	-26,3932 <sup>a</sup>
PP	-201,1453 <sup>a</sup>	-62,3423 <sup>a</sup>	-106,9951 <sup>a</sup>	-76,3675 <sup>a</sup>
KPSS	0,1054	0,0718	0,1467	0,1859

Not: <sup>a</sup>, <sup>b</sup> ve <sup>c</sup> sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde istatistiksel anlamlılığı temsil etmektedir. ADF ve PP birim kök testleri için kritik değerler MacKinnon (1996)'dan alınmıştır. KPSS testi için kritik değerler Kwiatkowski ve ark. (1992)'den alınmıştır.

Çizelge 3. MINT Ülke Borsaları Endeks Getiri Serilerine Dayanan E-GARCH (1, 1) Modeli Sonuçları

Table 3. E-GARCH (1, 1) Model Results Based on MINT Countries Stock Market Index Return Series

	Meksika	Endonezya	Nijerya	Türkiye
$\omega$	-0,4154 <sup>a</sup> [0,1377]	-0,7299 <sup>a</sup> [0,2048]	-1,4158 <sup>a</sup> [0,3830]	-1,5494 <sup>a</sup> [0,4592]
$\alpha$	0,1233 <sup>a</sup> [0,0356]	0,2530 <sup>a</sup> [0,0557]	0,4558 <sup>a</sup> [0,0867]	0,3148 <sup>a</sup> [0,0646]
$\gamma$	-0,0925 <sup>a</sup> [0,0243]	-0,1090 <sup>a</sup> [0,0269]	-0,0169 [0,0478]	-0,1332 <sup>a</sup> [0,0398]
$\beta$	0,9639 <sup>a</sup> [0,0141]	0,9425 <sup>a</sup> [0,0189]	0,8804 <sup>a</sup> [0,0372]	0,8356 <sup>a</sup> [0,0538]
Log Likelihood	2648,997	2827,972	2990,7350	2323,0510
AIC	-6,1488	-6,5651	-6,9436	-5,3908
SBC	-6,1212	-6,5374	-6,9159	-5,3632
Q2(36)	15,465	19,823	11,857	36,969
LM(12)	6,2923	5,5505	2,4801	3,2555

Not: <sup>a</sup>, <sup>b</sup> ve <sup>c</sup> sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde istatistiksel anlamlılığı temsil etmektedir. [] içerisindeki değerler standart hataları göstermektedir.

Değişen varyans testleri GARCH modellerinin uygulanabilirliğine ilişkin bir referans noktasıdır. Dolayısıyla serilerin analiz sürecinde GARCH modellerinden asimetriyi de dikkate alması nedeniyle öne çıkan Üstel GARCH (E-GARCH) modeli kullanılacaktır. Çizelge 3'te getiri serilerine ilişkin E-GARCH model sonuçları yer almaktadır.

Serilerde oynaklık asimetrisini içeren standart E-GARCH (1, 1) modeli tahmin edilmiştir. Modeller, MINT ülkelerinin pay senedi endeks getiri serileri için geliştirilmiş hata dağılımı (GED) çerçevesiyle log olasılık (Log Likelihood) fonksiyonu maksimize edilerek verilere uyarlanmıştır. GED dağılımının seçilmesi, Nelson (1991)'un orijinal makalesi ve ayrıca endeks getiri serilerindeki aşırı basıklığın varlığından kaynaklanmaktadır. Çizelge 3 için model sonuçları değerlendirildiğinde, öncelikle kurulan modellerin tamamının anlamlı olduğu, mevcut otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının ortadan kalktığı görülmektedir. Q2 ve LM testi sonuçları sırasıyla "otokorelasyon ve değişen varyans etkisi yoktur" sıfır hipotezinin kabul edildiğini göstermektedir. Her biri seri için ARCH parametresi " $\alpha$ " ve GARCH parametresi " $\beta$ "

anlamlıdır. Asimetri etkisini ifade eden " $\gamma$ " ise, Nijerya borsa endeksi hariç, anlamlıdır ve oynaklık ile getiri arasında ters yönlü bir ilişki olması nedeniyle beklediği şekilde negatiftir. " $\gamma$ " parametresinin anlamlı olması kaldıraç etkisinin varlığını, negatif olması ise negatif şokların etkisinin pozitif şokların etkisine göre daha fazla olduğunu ifade etmektedir. Çizelge 3'teki sonuçlar toplu olarak değerlendirildiğinde Nijerya için asimetri etkisinin bulunmadığı, diğer ülke borsa endeksi getiri serileri için ise kaldıraç etkisinin bulunduğu ve negatif şok (veya haberlerin) pozitif haberlere göre koşullu oynaklığı daha fazla etkilediği söylenebilir. Oynaklık kalıcılığı ( $\beta$ ) ise bütün serilerde 1'e yakın, başka bir ifadeyle mevcut oynaklığın geçmiş veya gecikmeli oynaklık değerlerine bağlı olduğunu ifade etmektedir. Oynaklık kalıcılığı 1 değerine ne kadar yakınsa şokların etkisinin devamlılığı o kadar uzun ve sönümlenme (etkinin ortadan kalkması) o kadar yavaştır.

İşlem hacminin oynaklık üzerindeki etkisinin incelenmesi için koşullu varyans denkleminde dışsal değişken olarak işlem hacmi verisi eklenmiştir. İşlem hacmi verisi ile genişletilmiş model sonuçları Çizelge 4'te yer almaktadır.

Çizelge 4. MINT Ülke Borsaları Endeks Getiri ve Eşanlı İşlem Hacmi Verilerine Dayanan E-GARCH (1, 1) Modeli Sonuçları  
Table 4. E-GARCH (1, 1) Model Results Based on MINT Countries Stock Market Index Returns and Contemporaneous Trading Volume Data

	Meksika	Endonezya	Nijerya	Türkiye
$\omega$	-0,3315 <sup>a</sup> [0,1031]	-0,7690 <sup>a</sup> [0,1991]	-0,8327 <sup>a</sup> [0,2740]	-2,0505 <sup>a</sup> [0,4616]
$\alpha$	0,0970 <sup>a</sup> [0,0308]	0,2307 <sup>a</sup> [0,0572]	0,3270 <sup>a</sup> [0,0706]	0,3611 <sup>a</sup> [0,0709]
$\gamma$	-0,0898 <sup>a</sup> [0,0222]	-0,1488 <sup>a</sup> [0,0290]	-0,0224 [0,0358]	-0,2051 <sup>a</sup> [0,0443]
$\beta$	0,9712 <sup>a</sup> [0,0104]	0,9371 <sup>a</sup> [0,0181]	0,9340 <sup>a</sup> [0,0261]	0,7783 <sup>a</sup> [0,0534]
$\theta$	0,6383 <sup>a</sup> [0,1033]	1,3214 <sup>a</sup> [0,3326]	0,8019 <sup>a</sup> [0,1742]	1,1735 <sup>a</sup> [0,2480]
Log Likelihood	2663,972	2837,794	3000,463	2330,751
AIC	-6,1813	-6,5856	-6,9639	-5,4064
SBC	-6,1481	-6,5524	-6,9307	-5,3732
Q2(36)	13,133	22,684	6,4927	23,636
LM(12)	4,5756	3,2786	1,4905	1,164257

Not: <sup>a</sup>, <sup>b</sup> ve <sup>c</sup> sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde istatistiksel anlamlılığı temsil etmektedir. [] içerisindeki değerler standart hataları göstermektedir.

Çizelge 5. MINT Ülke Borsaları Endeks Getiri ve Eşanlı İşlem Hacmi Verilerine Dayanan E-GARCH (1, 1) Modeli Sonuçları  
Table 5. E-GARCH (1, 1) Model Results Based on MINT Countries Stock Market Index Returns and Contemporaneous Trading Volume Data

	Meksika	Endonezya	Nijerya	Türkiye
$\omega$	-0,4042 <sup>a</sup> [0,1371]	-0,7719 <sup>a</sup> [0,2053]	-1,3823 <sup>a</sup> [0,3757]	-1,9463 <sup>a</sup> [0,4761]
$\alpha$	0,1273 <sup>a</sup> [0,0353]	0,2702 <sup>a</sup> [0,0566]	0,4474 <sup>a</sup> [0,0860]	0,3657 <sup>a</sup> [0,0698]
$\gamma$	-0,0917 <sup>a</sup> [0,0246]	-0,1045 <sup>a</sup> [0,0278]	-0,0196 [0,0483]	-0,1586 <sup>a</sup> [0,0421]
$\beta$	0,9655 <sup>a</sup> [0,0141]	0,9398 <sup>a</sup> [0,0190]	0,8833 <sup>a</sup> [0,0366]	0,7924 <sup>a</sup> [0,0549]
$\theta_{t-1}$	0,2665 <sup>a</sup> [0,0966]	0,9293 <sup>a</sup> [0,2673]	0,1406 [0,1085]	1,1627 <sup>a</sup> [0,2066]
Log Likelihood	2649,440	2830,108	2988,884	2332,726
AIC	-6,1547	-6,5753	-6,9450	-5,4173
SBC	-6,1215	-6,5421	-6,9118	-5,3841
Q2(36)	13,279	24,317	8,296	20,647
LM(12)	5,7827	4,0934	1,7318	1,0691

Not: <sup>a</sup>, <sup>b</sup> ve <sup>c</sup> sırasıyla %1, %5 ve %10 seviyelerinde istatistiksel anlamlılığı temsil etmektedir. [] içerisindeki değerler standart hataları göstermektedir.

Çizelge 4 genel olarak incelendiğinde, işlem hacmi verileri ( $\theta$ ) ile genişletilmiş modele ilişkin varsayımsal test sonuçları önceki model sonuçları ile paralellik göstermektedir. Modellerde otokorelasyon ve değişen varyans gözlenmemiştir. Dolayısıyla, modeller bir spesifikasyon hatası barındırmamaktadır. MINT ülke borsa endeks getiri serileri için asimetri etkisi işlem hacmi verisinin modele dâhil edilmesiyle herhangi bir değişiklik göstermemiştir. Nijerya için asimetri etkisi bulunmamakta, diğer ülke borsaları için benzer şekilde asimetri etkisi devam etmektedir. Oynaklık kalıcılığı Meksika ve Nijerya için artarken Endonezya ve Türkiye için azalmıştır. Karışık Dağılımlar Hipotezi çerçevesinde sonuçlar değerlendirildiğinde ise modele dâhil edilen eşanlı işlem hacmi verisi her bir MINT ülke borsaları için pozitif ve anlamlıdır. Eşanlı işlem hacmi verisi MINT ülke borsalarında oynaklığı açıklamada önemli faktörlerden biridir. Eşanlı işlem hacmi verisinin MINT ülke borsaları içerisinde oynaklığa en büyük etkisi Endonezya, en az etkisi ise Meksika'da gözlemlenmektedir. MINT ülke borsaları için

Karışık Dağılımlar Hipotezinin geçerli olduğu söylenebilir. Bununla birlikte, bulguları doğru nitelendirmek için Ardışık Bilgi Akışı Hipotezinin de test edilmesi gereklidir.

Ardışık Bilgi Akışı Hipotezinin testi için borsa endeks getiri serileri ile kurulan model, işlem hacmi verisinin gecikmeli değerleri ile genişletilebilir. Dolayısıyla, borsa endeks getiri serisi koşullu varyans denklemine gecikmeli işlem hacmi verisi dâhil edilerek süreç tekrar gözlemlenmiştir. Gecikmeli işlem hacmi verisi ile genişletilmiş model sonuçları Çizelge 5'te yer almaktadır.

Çizelge 5 incelendiğinde, gecikmeli işlem hacmi verileri ( $\theta_{t-1}$ ) ile genişletilmiş modele ilişkin varsayımsal test sonuçları modellerde otokorelasyon ve değişen varyans gözlenmediğini ifade etmektedir. Dolayısıyla, modellerin bir spesifikasyon hatası barındırmadığı söylenebilir. Asimetri etkisi gecikmeli işlem hacmi verilerinin modele dâhil edilmesi sonucu bir değişim göstermemiştir. Nijerya borsası için asimetri etkisi bulunmamakta, diğer ülke borsa endeksi getiri serileri için ise negatif şok (veya haberlerin) pozitif şoklara

göre koşullu oynaklığı daha fazla etkilemektedir. Oynaklık kalıcılığı Meksika ve Nijerya için artmış, Endonezya ve Türkiye için azalmıştır. Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi çerçevesinde sonuçlar değerlendirildiğinde ise modele dâhil edilen gecikmeli işlem hacmi verisi Meksika, Endonezya ve Türkiye için pozitif ve anlamlıdır. Nijerya için katsayı pozitif olmasına rağmen istatistiki olarak anlamlı değildir. Dolayısıyla, gecikmeli işlem hacmi verisi Meksika, Endonezya ve Türkiye ülke borsalarında oynaklığı açıklamada önemli faktörlerden biridir ve Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi ilgili ülkeler için geçerlidir. Gecikmeli işlem hacmi verisinin MINT ülke borsaları içerisinde oynaklığa en büyük etkisi Türkiye, en az etkisi ise Meksika'da gözlemlenmektedir.

Sonuçlar toplu olarak değerlendirildiğinde, Meksika, Endonezya ve Türkiye için Ardışık Bilgi Akışı Hipotezi geçerlidir. Nijerya için ise Karışık Dağılımlar Hipotezi geçerlidir. Başka bir ifade ile Nijerya için Fama (1970)'nin işaret ettiği bir bilgilendirme etkinliği söz konusu iken aynı durum Meksika, Endonezya ve Türkiye için geçerli değildir. MINT ülke grubu borsalarının farklı sonuçlar sergilediği, bununla birlikte genel anlamda Ardışık Bilgi Akışı Hipotezinin geçerli olduğu ifade edilebilir.

## Sonuç

Bu çalışmada MINT ülkeleri olarak gruplandırılan Meksika, Endonezya, Nijerya ve Türkiye borsası pay senedi endeksleri için getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkiyi incelenmiştir. Günlük frekanslı verilerden oluşan ve Haziran 2019 – Mart 2023 dönemini kapsayan veri seti asimetrik etkilerin tespit ve incelenmesi için E-GARCH(1,1) modelinden faydalanılmıştır.

Analiz sonucunda elde edilen bulgular birkaç madde altında sıralanabilir. Öncelikle, oynaklık serilerindeki asimetri E-GARCH modeli çerçevesinde dikkate alındığında, MINT ülke borsaları pay senedi endeks getiri serilerinin, Nijerya hariç, oynaklık asimetrisi sergilediği tespit edilmiştir. Getiri serileri oynaklığı iyi haberlere veya olumlu şoklara nazaran kötü haberlere veya olumsuz şoklara daha fazla tepki vermektedir. Ardından, getiri-işlem hacmi ilişkisini araştırmak üzere getiri serileri için oluşturulan E-GARCH modeline, eşanlı işlem hacmi verisi dışsal değişken olarak varyans denklemine dâhil edilerek model genişletilmiştir. İşlem hacmi verisinin her bir ülke borsası endeks getirisi oynaklığını açıklamada anlamlı bir parametre olduğu ve oynaklığı pozitif etkilediği bulgusuna ulaşılmıştır. Getiri serileri için oluşturulan E-GARCH modeline işlem hacmi verisinin gecikmeli değerleri dâhil edilerek borsa endekslerinin Karışık Dağılımlar ve Ardışık Bilgi Akışı Hipotezleri çerçevesinde değerlendirilmesi hedeflenmiştir. Gecikmeli işlem hacmi verisi ise bütün MINT ülke borsaları pay senedi endeks getirisi serilerinin oynaklığını pozitif etkilemektedir. Ancak, Nijerya için gecikmeli işlem hacmi verisinin katsayısı istatistiki olarak anlamlı değildir.

Sonuçlar, Nijerya için eşanlı ilişkinin mevcudiyetini savunan Karışık Dağılımlar Hipotezinin geçerliliğini; diğer MINT grubu ülkeler (Meksika, Endonezya, Türkiye) için ise ilişkinin geçmiş ve gecikmeli değerler arasında devamını savunan Ardışık Bilgi Akışı Hipotezinin geçerliliğini desteklemektedir. Son olarak, işlem hacmi koşullu varyans modeline dâhil ettikten sonra bile oynaklık kalıcılık seviyesinin yüksek kaldığı, meydana gelen değişikliğin ise bazı seriler için artış ve bazı seriler için azalış olmakla birlikte genel

anlamda sınırlı bir etki söz konusu olduğu görülmüştür. Bu durum, işlem hacminin oynaklık dinamikleri için önemli bilgiler sağlayabileceği ancak oynaklığı tam olarak açıklayamayabileceği şeklinde yorumlanabilir.

Elde edilen ampirik sonuçlar pratik açıdan değerlendirildiğinde; Nijerya hariç, MINT ülkeleri için işlem hacmi-getiri arasında dinamik bir ilişkinin bulunduğu ve hem eşanlı hem de gecikmeli işlem hacmi verilerinin fiyat hakkında bilgi sağlama gücüne sahip olduğu tespit edilmiştir. Özellikle Meksika, Endonezya ve Türkiye borsası endekslerinde işlem yapacak yatırımcılar ve araştırma çalışmaları gecikmeli işlem hacmi verilerini de dikkate almalıdır. Nijerya için ise piyasaya giren yeni bir bilgiye göre fiyat ve işlem hacminin eşanlı olarak değişmektedir. Gecikmeli değerler arasında bu ilişki anlamını kaybetmekte, dolayısıyla Fama (1970)'nin da işaret ettiği üzere bilgilendirme etkinliği ulaşılmaktadır.

Çalışmanın analizi günlük frekanslı veriler çerçevesinde gerçekleştirilmiştir. Böylelikle, piyasa işleyişindeki, alım satım sürecindeki dinamiklerin ve motivasyonların etkisini görmek amaçlanmıştır. Bununla birlikte günlük frekanslı verilerde söylenti/gürültü (noise) ticareti ve sürü davranışının etkileri de söz konusu olabilmektedir. Veri frekansı genişlediğinde, özellikle haftalık ve daha uzun frekanslı verilerde ise işlem güdüsü ve piyasa dinamizmine ilişkin önemli bilgi kayıpları söz konusu olmaktadır. Çalışmanın gün içi, gün sonu ve haftalık frekanslı veriler gibi farklı veri yoğunluklarında yenilenmesi mevcut bulguların detaylı şekilde analiz edilmesine ve geliştirilmesine imkân sağlayacaktır.

## Extended Abstract

### Introduction

Financial markets rely heavily on two key variables, namely financial asset prices and transaction volume information. These variables provide crucial insights into the market's overall structure, investment strategies, and investor behavior. The effect of a new information on investor expectations is reflected by both variables. In the literature there are two main hypotheses regarding the relationship between price and therefore return and trading volume: The sequential Information Arrival Hypothesis and the Mixture of Distribution Hypothesis.

The Sequential Information Arrival Hypothesis assumes that market participants receive new information in a sequential, random manner. From an initial equilibrium position, where the participants initially have the same set of information, comes a transition period, in which the participants revise their expectations with new information, and the final equilibrium level will be reached. The reason for the transition period is that not all of the participants receive information signals at the same time and different participants' responses to information. The final equilibrium is reached after all participants have reacted to the information signal. The sequential response to the information in the Sequential Information Arrival Hypothesis states that lagged price (return) values may have the ability to predict the current trading volume and vice versa. On the other hand, the Mixed Distributions Hypothesis proposes an alternative price volatility-volume relationship in which the



relationship is critically dependent on the rate of information entering the market. The Mixture of Distributions Hypothesis states that all market participants receive new price signals at the same time, and therefore, a transition to a new equilibrium will occur immediately and an intermediate partial equilibrium will not occur. This is contrary to the Sequential Information Arrival Hypothesis, which assumes that intermediate equilibria will occur on the way to the final equilibrium. Thus, the Mixture of Distributions Hypothesis argues that historical price volatility data has no information content that can be used to predict volume (or vice versa), these variables change simultaneously in response to the arrival of new information.

This study aims to investigate the relationship between price volatility and trading volume in the stock markets of MINT countries, which represent the economies of Mexico, Indonesia, Nigeria, and Türkiye. Among the features of MINT countries are; a large population (primarily under 30), rapid growth potential, an emerging middle class, and a high level of entrepreneurship. There are many studies in the literature examining the price-transaction volume relationship. However, most of the studies focus on developed countries or groups. MINT countries is a relatively new definition and the number of studies focusing on the relevant sample is negligible. The present study aims to contribute to the literature with the most comprehensive period and the most current data within the framework of the availability of data.

## Methodology

In this study, the main market indices of the relevant stock exchanges were selected to represent the stock market indices of MINT countries. Stock market index data were accessed via investing.com. S&P/BMV IPC for Mexico, JKSE for Indonesia, NGSE20 for Nigeria, and BIST100 for Türkiye constitute the study sample. The data covers the period of June 2019 – December 2022 and consists of daily frequency observations. Availability and currentness of data were taken into account in the selection of the data period. While longer data periods on other countries' stock exchanges are available, transaction volume data for the Nigerian stock market is included in the data source as of June 2019. Analysis was carried out by converting daily closing data and trading volume data into return series.

Most of the methods used in time series analysis have a constant variance condition, and if this condition is met, the results are considered reliable. However, in time series, it is often encountered that the variance changes over time. Therefore, methods that take this phenomenon into account have been developed. At the beginning of these methods is the Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (ARCH) model introduced to the literature by Engle (1982). Bollerslev (1986) created the GARCH model by extending the ARCH model to allow both a longer memory and a more flexible delay structure. The GARCH model assumes that the conditional variance is positive and that the effect of shocks on volatility is symmetrical. In the Exponential GARCH (E-GARCH) model introduced by Nelson (1991), the logarithm of the conditional variance is taken and the model is

conditionally established on both its own lagged values and standardized error terms of the conditional variance. As a result of taking the logarithm of the conditional variance and considering both the size and the signs of the standardized error terms, the conditional variance being positive constraint is overcome and the asymmetry effect of the shocks can be observed. E-GARCH model was used in the study. The model was expanded by adding the contemporaneous and the lagged values of the transaction volume to the established E-GARCH model, respectively.

## Findings

Results obtained as a result of the analysis can be listed under several items. First of all, considering the asymmetry in the volatility series within the framework of the E-GARCH model, it has been determined that the MINT stock index return series, excluding Nigeria, exhibits volatility asymmetry. Return series volatility responds more to bad news or negative shocks than to good news or positive shocks. Then, to investigate the return-trading volume relationship, the E-GARCH model created for the return series was expanded by including the contemporaneous trading volume data as an exogenous variable in the variance equation. It has been found that the trading volume data is a significant parameter in explaining the volatility of each country's stock market index return and positively affects the volatility. It is aimed to evaluate the stock market indices within the framework of Mixture of Distributions and Sequential Information Arrival Hypotheses by including the lagged values of the trading volume data in the E-GARCH model created for the return series. The lagged trading volume data, on the other hand, positively affects the volatility of the stock index return series of all MINT country stock markets. However, the coefficient of lagged transaction volume data for Nigeria is not statistically significant. The results show the validity of the Mixed Distributions Hypothesis, which argues for the existence of a simultaneous relationship for Nigeria, and the validity of the Sequential Information Flow Hypothesis, which advocates the continuation of the relationship between past and lagged values for other MINT group countries (Mexico, Indonesia, Türkiye).

## Conclusion

Based on empirical results, it has been determined that there is a dynamic relationship between trading volume-return for MINT countries, except Nigeria. Both contemporaneous and lagged trading volume data have the power to provide price information. Investors and research studies that will trade especially in Mexican, Indonesian, and Turkish stock market indexes should also take into account the delayed trading volume data. However, for Nigeria, price and trading volume change simultaneously, according to new information entering the market. This relationship between lagged values loses its meaning and an informational efficiency is reached.

**Contribution Rates and Conflicts of Interest**

<b>Etik Beyan</b>	Bu çalışmanın hazırlanma sürecinde bilimsel ve etik ilkelere uyulduğu ve yararlanılan tüm çalışmaların kaynakçada belirtildiği beyan olunur.	<b>Ethical Statement</b>	It is declared that scientific and ethical principles have been followed while carrying out and writing this study and that all the sources used have been properly cited
<b>Yazar Katkıları</b>	Çalışmanın Tasarlanması: FG (%100) Veri Toplanması: FG (%100) Veri Analizi: FG (%100) Makalenin Yazımı: FG (%100)	<b>Author Contributions</b>	Research Design: FG (%100) Data Collection: FG (%100) Data Analysis: FG (%100) Writing the Article: FG (%100)
<b>Etik Bildirim</b>	Makale Gönderimi ve Revizyonu: FG (%100) <a href="mailto:iibfdergi@cumhuriyet.edu.tr">iibfdergi@cumhuriyet.edu.tr</a>	<b>Complaints</b>	Article Submission and Revision: FG (%100) <a href="mailto:iibfdergi@cumhuriyet.edu.tr">iibfdergi@cumhuriyet.edu.tr</a>
<b>Çıkar Çatışması</b>	Çıkar çatışması beyan edilmemiştir.	<b>Conflicts of Interest</b>	The author(s) has no conflict of interest to declare.
<b>Finansman</b>	Bu araştırmayı desteklemek için dış fon kullanılmamıştır.	<b>Grant Support</b>	The author(s) acknowledge that they received no external funding in support of this research.
<b>Telif Hakkı &amp; Lisans</b>	Yazarlar dergide yayınlanan çalışmalarının telif hakkına sahiptirler ve çalışmaları <b>CC BY-NC 4.0</b> lisansı altında yayımlanmaktadır.	<b>Copyright &amp; License</b>	Authors publishing with the journal retain the copyright to their work licensed under the <b>CC BY-NC 4.0</b>

## References

- Ahmed, H. J. A., Hassan, A. ve Nasir, A. M. D. (2005). The relationship between trading volume, volatility and stock market returns: A test of Mixed Distribution Hypothesis for a pre- and post crisis on Kuala Lumpur Stock Exchange. *Investment Management and Financial Innovations*, 3, 146–158.
- Andersen, T. G. (1996). Return volatility and trading volume: An information flow interpretation of stochastic volatility. *The Journal of Finance*, 51(1), 169–204. <https://doi.org/10.2307/2329306>
- Aysoy, D. ve Küçükkocaoğlu, G. (2016). Döviz müdahalelerinin kur üzerindeki etkisi. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 10(1), 65–94.
- Başçı, E., Özyıldırım, S. ve Aydoğan, K. (1996). A note on price-volume dynamics in an emerging stock market. *Journal of Banking & Finance*, 20, 389–400.
- Bohl, M. T. ve Henke, H. (2003). Trading volume and stock market volatility: The Polish case. *International Review of Financial Analysis*, 12(5), 513–525. [https://doi.org/10.1016/S1057-5219\(03\)00066-8](https://doi.org/10.1016/S1057-5219(03)00066-8)
- Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307–327.
- Brooks, C. (2014). *Introductory econometrics for finance* (3rd ed.). Cambridge University Press.
- Büberkökü, Ö. (2017). İşlem Hacmi ile hisse senedi getirileri arasındaki ilişkinin incelenmesi: Banka hisselerine dayalı bir analiz. Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 9(19), 457–457. <https://doi.org/10.20875/makusobed.324146>
- Clark, P. K. (1973). A subordinated stochastic process model with finite variance for speculative prices. *Econometrica*, 41(1), 135–155. <https://doi.org/10.2307/1913889>
- Copeland, T. E. (1976). A model of Asset trading under the assumption of sequential information arrival. *The Journal of Finance*, 31(4), 1149–1168. <https://doi.org/10.2307/2326280>
- Darrat, A. F., Rahman, S. ve Zhong, M. (2003). Intraday trading volume and return volatility of the DJIA stocks: A note. *Journal of Banking & Finance*, 27(10), 2035–2043. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(02\)00321-7](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(02)00321-7)
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 50(4), 987–1007.
- Epps, T. W. ve Epps, M. L. (1976). The stochastic dependence of security price changes and transaction volumes: Implications for the Mixture-of-Distributions Hypothesis. *Econometrica*, 44(2), 305–321. <https://doi.org/10.2307/1912726>
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383–417. <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Gazel, S. (2017). Hisse senedi piyasalarında işlem hacmi ve volatilité ilişkisi: Kırılgan Beşli ekonomiler üzerine bir inceleme. *International Journal of Management Economics and Business*, 13(2), 347–363. <https://doi.org/10.17130/ijmeh.2017228688>
- Girard, E. ve Biswas, R. (2007). Trading volume and market volatility: Developed versus emerging stock markets. *Financial Review*, 42(3), 429–459. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6288.2007.00178.x>
- Granger, C. W. ve Newbold, P. (1974). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120.
- Harris, L. (1986). A transaction data study of weekly and intradaily patterns in stock returns. *Journal of Financial Economics*, 16(1), 99–117. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90044-9](https://doi.org/10.1016/0304-405X(86)90044-9)
- Hiemstra, C. ve Jones, J. D. (1994). Testing for linear and nonlinear Granger causality in the stock price-volume relation. *The Journal of Finance*, 49(5), 1639–1664. <https://doi.org/10.2307/2329266>
- Huang, B. N. ve Yang, C.-W. (2001). An empirical investigation of trading volume and return volatility of the Taiwan Stock Market. *Global Finance Journal*, 12(1), 55–77. [https://doi.org/10.1016/S1044-0283\(01\)00023-0](https://doi.org/10.1016/S1044-0283(01)00023-0)
- Huang, J., Wang, Y., Fan, Y. ve Li, H. (2022). Gauging the effect of investor overconfidence on trading volume from the perspective of the relationship between lagged stock returns and current trading volume. *International Finance*, 25(1), 103–123. <https://doi.org/10.1111/inf.12405>
- Jennings, R. H., Starks, L. T. ve Fellingham, J. C. (1981). An equilibrium model of asset trading with Sequential Information Arrival. *The Journal of Finance*, 36(1), 143–161. <https://doi.org/10.2307/2327469>
- Kallner, A. (2018). *Laboratory statistics: Methods in chemistry and health sciences* (2nd ed.). Elsevier.
- Kalu O., E. ve Chinwe, O. C. (2014). The relationship between stock returns volatility and trading volume in Nigeria. *Business Systems & Economics*, 4(2), 115–125. <https://doi.org/10.13165/VSE-14-4-2-01>
- Karpoff, J. M. (1987). The relation between price changes and trading volume: A survey. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22(1), 109–126. <https://doi.org/10.2307/2330874>
- Kirchgässner, G. ve Wolters, J. (2007). *Introduction to modern time series analysis*. Springer Berlin Heidelberg. <https://books.google.com.tr/books?id=-f1qsH9wpSoC>
- Kıran, B. (2010). İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem hacmi ve getiri volatilitesi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 11(1), 98–108.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54(1–3), 159–178.
- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601–618. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T)
- Mandelbrot, B. (1963). The variation of certain speculative prices. *The Journal of Business*, 36(4), 394–419.
- Nagashybayeva, G. (2020, September 21). *Research guides: MINT: Sources of economic information*. Library of Congress. <https://guides.loc.gov/mexico-indonesia-nigeria-turkey/introduction>
- Naik, P. K., Gupta, R. ve Padhi, P. (2018). The Relationship Between Stock Market Volatility and Trading Volume: Evidence from South Africa. *The Journal of Developing Areas*, 52(1), 99–114.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59(2), 347–370. <https://doi.org/10.2307/2938260>
- Osborne, M. F. M. (1959). Brownian motion in the stock market. *Operations Research*, 7(2), 145–173.
- Özdemir, K., İltaş, Y. ve Kaderli, Y. (2023). BİST sektör endekslerinde fiyat ve işlem hacmi arasındaki ilişki: Frekans alanı nedensellik testinden bulgular. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 64, Article 64. <https://doi.org/10.18070/erciyesiib.1260516>
- Özden, Ü. H. (2008). İMKB Bileşik 100 Endeksi getirisi volatilitésinin analizi. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 13, 339–350.
- Smirlock, M. ve Starks, L. (1985). A further examination of stock price changes and transaction volume. *Journal of Financial Research*, 8(3), 217–226.
- Songül, H. (2010). Otoregresif koşullu değişen varyans modelleri: Döviz kurları üzerine uygulama [Uzmanlık Yeterlilik Tezi]. TCMB Araştırma ve Para Politikası Genel Müdürlüğü.