

## YATIRIMCI İLGİSİNİN PAY SENEDİ GETİRİ VOLATİLİTESİNE ETKİSİ: BANKALAR ÜZERİNE EKONOMETRİK BİR UYGULAMA<sup>1</sup>

Tuğba NUR<sup>2</sup>, İlhan EGE<sup>3</sup>

### ÖZET

**Amaç:** Çalışmada BIST Banka endeksinde faaliyet gösteren bankaların 2010-2018 yılları arasında GAT (Google Arama Trendleri) verileri kullanılarak ölçülen yatırımcı ilgisi ile pay senedi volatilitesi arasındaki ilişkinin araştırılması amaçlanmıştır.

**Yöntem:** Çalışmada GAT verileri üzerinden ölçülen yatırımcı ilgisi ile koşullu varyans modelleri kullanılarak hesaplanan volatilité arasındaki ilişki, panel regresyon analizi ile incelenmiştir. Çalışmanın bağımlı değişkeni olan volatilité esas alınarak değişken bazında ve toplam GAT bazında olmak üzere iki model kurulmuştur.

**Bulgular:** Yapılan analiz sonucunda, “banka adı hisse” ve “bankaların BIST Kodu” aramalarının volatilitéye etkisi yokken “banka adı borsa” araması ve değişkenlerin toplamından oluşan “Toplam GAT” değişkenleri ile volatilité arasında pozitif yönlü ilişki tespit edilmiştir. Çalışmada elde edilen bulgular, yatırımcı ilgisinin pay senedi volatilitesi ile olan ilişkisini yorumlayabilen ve yatırım kararlarında kullanabilen yatırımcılar açısından önem arz etmektedir.

**Özgünlük:** Konuya ilişkin literatür incelendiğinde firmalar üzerine yapılmış çalışma sayısının sınırlı olduğu gözlemlenmektedir. Araştırma sonucunda elde edilecek bulguların etkin piyasa hipotezi ya da davranışsal finans teorilerinden hangisini destekler nitelikte olduğunun ortaya konması, çalışmanın literatüre temel katkısı ve özgünlüğü olarak değerlendirilmektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Yatırımcı İlgisi, Google Arama Trendleri, Volatilité, Panel Veri Analizi

## THE EFFECT of INVESTOR ATTENTION on STOCK RETURN VOLATILITY: AN ECONOMETRIC APPLICATION on BANKS

### ABSTRACT

**Purpose:** In the study, it is aimed to investigate the relationship between investor attention and stock volatility measured by using GST (Google Search Trends) data between 2010-2018 of the banks of the BIST Bank index.

**Methodology:** In the study, the relationship between investor attention measured on GST data and volatility measured using conditional heteroscedasticity models was analyzed using panel regression analysis. Based on volatility, which is the dependent variable of the study, two models were established on the basis of variable and total GST.

**Findings:** As a result of the analysis, while the effects of “bank name stock” and “banks’ BIST code” on volatility could not be determined, a positive relationship has been detected between the search for “bank name stock market” and “Total GAT” variables and volatility. The findings of this study are important for investors who can interpret the relationship between investor interest and volatility and use them in investment decisions.

**Originality:** When the literature on the subject is examined, it is observed that the number of studies on companies is limited. To reveal whether the findings to be obtained as a result of the research support the efficient market hypothesis or behavioral finance theories, it is considered as the main contribution and originality of the study to the literature.

**Keywords:** Investor Attention, Google Search Trends, Volatility, Panel Data Analysis

<sup>1</sup> Bu çalışma, Tuğba NUR tarafından Mersin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı’nda Prof. Dr. İlhan EGE danışmanlığında hazırlanan “Yatırımcı İlgisi ile Pay Senedi Getirisi, İşlem Hacmi ve Volatilitesi Arasındaki İlişki: Borsa İstanbul’da İşlem Gören Bankalar Üzerine Bir Uygulama” başlıklı Doktora tezinden türetilmiştir.

<sup>2</sup> Dr. Öğrt. Üyesi, Şırnak Üniversitesi, Sağlık Bilimleri Fakültesi, Sağlık Yönetimi Bölümü, tnurtopaloglu@sirnak.edu.tr, ORCID: 0000-0002-0974-4896 (Sorumlu Yazar-Corresponding Author)

<sup>3</sup> Prof. Dr., Mersin Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, ilhanege@mersin.edu.tr, ORCID: 0000-0002-5765-1926

DOI: 10.51551/verimlilik.701270

NUR, T. ve EGE, İ. (2021), Yatırımcı İlgisinin Pay Senedi Getiri Volatilitesine Etkisi: Bankalar Üzerine Ekonometrik Bir Uygulama, Verimlilik Dergisi, Sayı : 3, 223-246.

Araştırma Makalesi/ Research Article | Geliş Tarihi/ Received Date: 09.03.2020 | Kabul Tarihi/ Accepted Date: 28.07.2020

## 1. GİRİŞ

Menkul kıymetlerin fiyatlanması, yatırımcıları, finansal kararları ve genel ekonomiyi etkilemektedir. Bu nedenle finans teorilerinde genellikle bilgi üzerinde durulmuş ve bilginin piyasalara olan akışı ve bu akışın etkileri incelenmiştir. Bu doğrultuda Fama (1970) tarafından Etkin Piyasa Hipotezi (EPH) geliştirilmiştir. Bu hipoteze göre fiyatlar piyasada tesadüfi oluşur, piyasaya ulaşan bilgiler hızlı bir şekilde pay fiyatlarını etkiler ve etkin bir piyasada hiçbir yatırımcı normalin üzerinde getiri elde edemez (Fama, 1970). Ardından birçok teori EPH'ye dayanarak modeller oluşturmuştur. Bu modellerin temel varsayımı yatırımcıların piyasaya gelen tüm bilgilere aynı anda ve eşit olarak ulaştığıdır. Ancak gerçek hayatta bu durum geçerli olmamakla birlikte bazı yatırımcıların normalüstü getiri elde ettiği de ampirik olarak kanıtlanmış ve bu durum literatüre "anomali" olarak geçmiştir.

Anomalilerin keşfi ve arbitraj teorisine gelen kısıtlamalar ile rasyonellik kavramı sorgulanmaya başlamıştır. EPH'ye eleştirel bakış açısı doğmuş ve geleneksel modellerin açıklamakta yeterli olmadığı yatırımcı davranışlarını ve piyasa anomalilerini açıklamak amacıyla davranışsal finans teorisi geliştirilmiştir. Davranışsal finansın gerçek anlamda literatürde yer bulması, Kahneman ve Tversky (1979) tarafından geliştirilen beklenti teorisine olmuştur. Davranışsal finansın öncülü, geleneksel finans teorilerinin gerçek hayatta yatırım yapan yatırımcıların nasıl karar verdiklerini ve kararlarının bir fark yarattığını görmezden gelmesidir. Birçok araştırmacı literatürde anomalileri, karmaşık kararlar alan bireyleri karakterize eden rasyonel olmayan davranışlar olarak tanımlamışlardır. Rasyonel olmayan bu davranışlar iki kategoriye ayrılmaktadır. Birincisi, yatırımcıların her zaman bilgileri doğru bir şekilde işlememesi ve dolayısıyla gelecekteki getiri oranları hakkında yanlış olasılık dağılımları çıkarması, ikincisi ise bir olasılık dağılımı olsa dahi yatırımcıların genellikle tutarsız ve optimal olmayan kararlar vermesidir (Bodie ve diğerleri, 2003: 389). Buna ek olarak davranışsal finansla göre, yatırımcıların bilgiyi yorumlaması, risk toleransları, farkındalıkları, kişisel özellikleri, beklentileri ve duyguları gerçek hayatta yatırım yaparken rasyonellikten sapmalarına sebep olmaktadır. Yatırımcıların rasyonel davranış sergilediği varsayımı geleneksel finans ve davranışsal finans arasında net bir ayrım konusu olmuştur.

Davranışsal finans alanındaki çalışmalar ile birlikte piyasaya ulaşan bilgi olmasa dahi, yatırımcıların dikkatlerini (ilgilerini) çeken paylara yatırım yapmalarının pay fiyatlarını etkilediği gözlemlenmiştir (Korkmaz ve diğerleri, 2017: 204). Yatırımcı ilgisi, bilginin araştırılıp keşfedilmesine yol açmakta bu nedenle geçici bir fiyat baskısı yaratmaktadır. Bu doğrultuda Merton (1987) tarafından geliştirilen yatırımcı tanınırlık hipotezi, yatırımcıların yeterince bilgi sahibi olmadan sadece farkında oldukları pay senetlerine yatırım yaptıklarını varsaymaktadır. Barber ve Odean (2008) tarafından geliştirilen fiyat baskısı hipotezine göre ise bireysel yatırımcıların çok sayıda firmayı analiz edecek sınırlı zamanları vardır. Bu nedenle dikkatlerini çeken pay senedini aktif olarak araştırmakta ve satın almaktadırlar. Bu durum yatırımcının dikkatini çeken pay senedi için fiyat artışına sebep olmaktadır. Bunun sonucunda yatırımcı ilgisinin artmasının yüksek işlem hacmi ve getiri yarattığı belirtilmiştir.

Literatürde yatırımcı ilgisinin ölçülmesi ve pay piyasalarına olan etkisi üzerine yapılan çalışmalarda genellikle anket ve haber analizleri kullanılırken, son zamanlarda yapılan çalışmalarda aktif yatırımcı ilgisinin ölçümünde arama motoru ve sosyal medya verileri dâhil olmak üzere çok büyük ölçekli web verilerinden yararlanılmaya başlanmıştır. Çalışmada yatırımcı ilgisini ölçmek için kullanılan bir uygulama olan Google Trends, 2004 yılından itibaren faaliyete geçmiş olan Google'ın halka açık olan bir uygulamasıdır. Bu uygulama (<https://trends.google.com>) sayesinde seçilen anahtar kelimenin 2004 ve sonrası için istenilen tarih aralığında arama hacmi grafiğini ve verilerini elde etmek mümkün olmaktadır. Google Trends uygulamasında aramalar; finans, sağlık ve eğlence gibi farklı kategorilerle sınırlandırabilmektedir. Böylece aranan anahtar kelimeye ilişkin daha sağlıklı veri sağlanabilmektedir.

Google Arama Trendleri (GAT), Google tarafından sağlanan, belirli bir süre boyunca anahtar kelimeleri kullanarak arama sayısının normalize edildiği bir zaman serisi ölçümüdür. GAT arama motorunda aranan terimlerin sıklığını normalleştirme yaparak vermektedir. Normalleştirme işlemi, her serinin ortalama 1 olduğunu bu nedenle 1'den büyük olan girişler, o anahtar kelime için ortalamanın üzerinde bir arama

yoğunluğunu belirtirken, 1'den küçük olan girişler, o anahtar kelime için ortalamanın altında bir arama yoğunluğunu belirtmektedir. Veriler doğal zamansal değişimi hesaba katacak şekilde ölçeklendirilmektedir. Yatırımcı ilgisinin ölçümünde GAT kullanımı, yatırımcı ilgisini pasif ilgi ölçütleriyle karşılaştırdığı için daha zamanında kontrol edilmesini sağlar. Ayrıca bir yatırımcının Google üzerinden pay senedi araması belirli bir firmanın dikkatini çektiğini göstermektedir.

Çalışmada Google Trends uygulamasından elde edilen GAT verileri kullanılarak ölçülen yatırımcı ilgisi ile BIST Banka endeksinde yer alan bankaların pay senedi volatilitesi arasındaki ilişkiyi araştırmak amaçlanmıştır. Bu doğrultuda bireysel yatırımcıların piyasaya yeni bir bilgi gelmesi dahi firmalara ilişkin Google üzerinden araştırma yaparak bilgiyi ortaya çıkarmalarının volatilité üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Bu kapsamda elde edilecek bulguların etkin piyasa hipotezi ya da davranışsal finans teorisinden hangisini destekler nitelikte olduğu ortaya konmuştur. Elde edilen bulgulara göre yatırımcılar, piyasadan bilgi edinmenin normalüstü getiri sağlayıp sağlamama durumuna göre yatırım kararlarına yön verebileceklerdir. Yatırımcılar bu bilgileri kullanarak yeni yatırım kararları alabilecek ve finansal piyasalarda likidite artışı ve etkinlik sağlayarak ekonomik verimliliğe katkı sağlayabileceklerdir. Piyasaların etkin olması reel sektöre daha düşük maliyetler ile finansmana olanak sağlayacak ve tasarrufların etkin ve verimli alanlara yönlendirilmesini sağlayacaktır. Literatürde yatırımcı ilgisi ile pay piyasaları arasındaki ilişkiyi inceleyen, endeksler üzerine pek çok çalışma yapılmasına rağmen firma bazında çalışma sayısı sınırlı kalmıştır. Özellikle Türkiye'de ilgili dönemde firmalar açısından GAT verilerini kullanarak yatırımcı ilgisi ile volatilité arasındaki ilişkiyi ölçen bir çalışmaya rastlanılamamıştır. Bu açıdan çalışma literatüre katkı sağlamakta ve özgünlük sunmaktadır.

Çalışmanın izleyen bölümünde konuya ilişkin ulusal ve uluslararası çalışmalara değinilmiş olup metodoloji bölümünde araştırmanın amacı, kapsamı, veri seti, kısıtları ve çalışmada kullanılan yöntem açıklanmıştır. Dördüncü bölümde analiz yoluyla elde edilen sonuçlar sunulmuş ve beşinci bölümde sonuçların değerlendirmesine yer verilmiştir.

## 2. LİTERATÜR TARAMASI

Yatırımcı ilgisi ile pay senedi volatilitesi arasındaki ilişkiyi ortaya çıkarmaya yönelik uluslararası alan yazınında yapılan çalışmalar mevcut iken ulusal yazında ilgili dönemde yapılan çalışmaya rastlanılamamıştır. Ancak ulusal yazında yatırımcı ilgisi ile endeks getirisi ve işlem hacmine yönelik Korkmaz ve diğerleri (2017), Erten ve Korkmaz (2018) tarafından yapılan çalışmalar bulunmaktadır. Korkmaz ve diğerleri (2017) yaptıkları çalışmada, yatırımcı ilgisi ile pay senedi piyasası arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Yatırımcı ilgisini GAT verileri ile ölçmüşlerdir. Yatırımcı ilgisi ile BIST 100 getiri ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi ortaya çıkarmak için nedensellik testleri kullanılmıştır. Yapılan çalışmanın sonucunda yatırımcı ilgisinden endeks getirisine yönelik zayıf da olsa bir nedensellik ilişkisi olduğunu tespit etmişlerdir. Erten ve Korkmaz (2018), çalışmalarında 2012:01-2016:12 döneminde belirledikleri anahtar kelimelere ilişkin Google Trends'ten elde ettikleri verilerle, BIST 100 endeks getirisi ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi nedensellik testleri ve pay senedi ticareti simülasyonu yöntemiyle incelemişlerdir. Çalışmanın sonucunda, BIST 100 endeks değeri "AL-SAT" işlemlerine göre analiz edilen dönem sonunda %389,6'lık, "AL-BEKLET" stratejisi ile %155,2'lik bir getiri elde edildiği sonucuna ulaşılmıştır.

Uluslararası alan yazınında yatırımcı ilgisi ile pay piyasası arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmaların bir kısmı kronolojik sıralamaya göre aşağıda yer almaktadır.

GAT verilerini kullanarak yatırımcı ilgisini ölçen ilk çalışma Da ve diğerleri (2011) tarafından yapılmıştır. Çalışmada anahtar kelime olarak ABD sermaye piyasasında işlem gören firmaların pay senedi piyasası kodları kullanılmıştır. Çalışmalarında 2004-2008 döneminde yatırımcı ilgisi ile işlem hacmi, aşırı getiri ve reklam harcamaları arasında ilişki tespit edilmiştir. Joseph ve diğerleri (2011) S&P 500'de yer alan firmaların piyasa kodlarına (örneğin, Exxon Mobil için XOM) ilişkin Google Trends verileriyle aşırı getiri ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi 2005-2008 dönemi için araştırmışlardır. Yaptıkları analiz sonucunda internette aranma sıklığının pay senedi getirileri ve işlem hacmini tahmin ettiği ve aralarında pozitif ilişki olduğu

tespit edilmiştir. Loughlin ve Harnish (2013) çalışmalarında, Stocktwits.com Twit hacmi ve GAT ile ölçtükleri yatırımcı ilgisi ile Facebook, Microsoft, Apple, Google firmalarının pay senedi getirileri arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Yapılan analiz sonucunda GAT verileri ile pay senedi getirisi arasında ilişki olmadığını ancak sonucunda Stocktwits verilerinin pay senedi getirilerini etkilediğini tespit etmişlerdir.

Takeda ve Wakao (2014), Google Trends verileriyle ölçtükleri yatırımcı ilgisi ile pay senedi getirisi ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi Japonya borsasında işlem gören firmalar üzerinde incelemişlerdir. Çalışmalarının sonucunda firmalara olan yatırımcı ilgisi ile pay senedinin fiyatı ve işlem hacmi arasında pozitif yönlü bir ilişki tespit etmişler ve yatırımcı ilgisinin işlem hacmini fiyata göre daha fazla artırdığı sonucuna varmışlardır. Ahluwalia (2018), çevrim içi aramalarda oluşan artış veya azalışın, varlık fiyatları üzerindeki etkisinin araştırıldığı çalışmada, S&P 500'de bulunan 500 pay senedinin kodları yatırımcı ilgisinin temsili olarak kullanılmıştır. Yapılan panel veri analizi sonucunda Google üzerinden yapılan aramadaki artışlar ile getiri arasında anlamlı ilişki tespit edilirken aramadaki düşüşler ile anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

Uluslararası alan yazınında yatırımcı ilgisi ve pay senedi volatilitesi ilişkisi üzerine yapılan çalışmaların bir kısmı kronolojik sıralamaya göre aşağıda yer almaktadır.

Mao ve diğerleri (2011), 2010-2011 döneminde GAT verileri ve haberler ile ölçtükleri yatırımcı ilgisi ile pay senedi işlem hacmi, volatilitesi ve getirisi arasındaki ilişkiyi Dow Jones Endeksinde incelemişlerdir. Granger'in Nedensellik Testi kullanılarak yaptıkları analiz sonucunda yatırımcı ilgisi ile Dow Jones Endeksi işlem hacmi, volatilité ve getiri arasında nedensellik ilişkisi tespit etmişlerdir. Vlastakis ve Markellos (2012), NYSE ve NASDAQ'da en büyük otuz pay senedi üzerine yaptıkları araştırmada GAT aramaları ile volatilité ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Çalışmada gerçekleştirilen zaman serisi ve panel veri analizi sonucunda bilgi talebi ile volatilité ve işlem hacmi arasında pozitif yönlü ilişki tespit etmişlerdir. Ayrıca bilgi talebinin yüksek getiri dönemlerinde arttığı ve yatırımcıların riskten kaçınma düzeyi arttıkça bilgi talebinin de arttığını gözlemlemişlerdir. Latoeiro ve diğerleri (2013), çalışmalarında, GAT aramalarının borsa hareketlerini tahmin edip etmediğini Avrupa menkul kıymet piyasalarında test etmişlerdir. Yaptıkları panel veri analizi sonucunda GAT aramalarında meydana gelen artışın pay volatilitesi ve işlem hacmini artırdığı, piyasa endeksi için yapılan internet aramalarındaki artışın pay senedi endeks getirilerinde bir düşüşe sebep olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu bağlamda yatırımcıların, sınırlı karar teorisini teyit ederek yatırım kararlarında kesin bilgiye göre daha fazla piyasa bilgisini işleme eğiliminde olduklarını tespit etmişlerdir. Aouadi ve diğerleri (2013), yatırımcı ilgisini Google Trends'te firma adı aratarak ölçtükleri çalışmada, 2004-2010 dönemi için yatırımcı ilgisi ile piyasa volatilitesi ve piyasa faaliyetleri arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Yaptıkları panel veri analizi sonucunda yatırımcı ilgisi ile piyasa volatilitesi ve likiditesi arasında pozitif yönlü bir ilişki bulmuşlardır. Ayrıca bu ilişkinin küresel kriz sonrası dahi devam ettiğini tespit etmişlerdir. Vozlyublennaia (2014), Dow Jones, NASDAQ, S&P500, Altın Endeksi, Batı Teksas Petrol Endeksi üzerine yaptığı çalışmada 2004-2012 döneminde yatırımcı ilgisi ile volatilité ve getiri arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Yatırımcı ilgisini Google Trends'te firma adı aranma sıklığı ile ölçmüşlerdir. Yaptıkları nedensellik testleri sonucunda yatırımcı ilgisi endeks getirilerinin, öngörülebilirliğini azaltmakta ve piyasa verimliliğini artırmakta olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Fink ve Johann (2014) çalışmalarında yatırımcı ilgisi ile likidite, volatilité ve getiri arasındaki ilişkiyi DAX endeksi üzerine yaptıkları analiz ile araştırmışlardır. Yapılan panel veri analizi sonucunda yatırımcı ilgisi ile volatilité arasında pozitif yönlü ilişki tespit edilirken, yatırımcı ilgisi ile likidite ve getiri arasında ilişki tespit edilememiştir. Tantaopas ve diğerleri (2016), 2004-2014 döneminde Asya-Pasifik pay senedi piyasaları üzerine yatırımcı ilgisi ile volatilité ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. GAT ile ölçülen yatırımcı ilgisi için anahtar kelime olarak endekslere ilişkin kod aramaları dikkate alınmıştır. Yapılan Granger nedensellik analizi sonucunda yatırımcı ilgisi ile volatilité ve işlem hacmi arasında ilişki tespit edilmiştir.

Bu kapsamda literatür değerlendirildiğinde çalışma, Türkiye'de ilgili dönemde firmalar açısından GAT verilerini kullanarak yatırımcı ilgisi ile volatilité arasındaki ilişkiyi ölçen bir çalışma olmaması literatüre katkı sunmaktadır.

### 3. METODOLOJİ

#### 3.1. Araştırmanın Amacı, Kapsamı ve Önemi

Çalışmada GAT verileri kullanılarak ölçülen yatırımcı ilgisi ile BIST Banka endeksinde yer alan bankaların pay senedi volatilitesi arasındaki ilişkiyi araştırmak amaçlanmıştır. Bu kapsamda elde edilecek bulguların etkin piyasa hipotezi ya da davranışsal finans teorisinden hangisini destekler nitelikte olduğu ortaya konacaktır. Çalışma kapsamı ise Borsa İstanbul Banka Endeksi'nde 2010-2018 yılları arasında devamlı olarak işlem gören bankalar olarak belirlenmiştir. Çalışma kapsamında analize dâhil edilen bankalar aşağıda Çizelge 1'de gösterilmiştir.

**Çizelge 1. BIST Banka Endeksi'nde yer alan ve analize dâhil edilen bankalar**

Sıra No	Banka Adı	BIST Kodu
1	Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş.	ALBRK
2	Akbank T.A.Ş.	AKBNK
3	Denizbank A.Ş.	DENİZ
4	Türkiye Garanti Bankası A.Ş.	GARAN
5	Türkiye Halk Bankası A.Ş.	HALKB
6	Türkiye İş Bankası A.Ş.	ISCTR
7	Şekerbank T.A.Ş.	SKBNK
8	Türkiye Sınai Kalkınma Bankası A.Ş.	TSKB
9	Türkiye Vakıflar Bankası T.A.O	VAKBN
10	Yapı ve Kredi Bankası A.Ş.	YKBNK

Çalışmada kullanılan pay senedi volatilitesi değişkeninin hesaplanabilmesi için kullanılan haftalık kapanış fiyatlarına ilişkin ikincil veriler, Borsa İstanbul'a ait [www.borsaistanbul.com.tr](http://www.borsaistanbul.com.tr), [www.investing.com.tr](http://www.investing.com.tr) ve yahoo finance veri tabanlarından sağlanmıştır. Yatırımcı ilgisine ait veriler ise [www.trends.google.com.tr](http://www.trends.google.com.tr) internet sitesinin veri tabanından elde edilmiştir.

#### 3.2. Araştırmanın Kısıtları

Çalışmanın bağımsız değişkeni olan yatırımcı ilgisini ölçmek için kullanılan GAT verileri 2004 yılından itibaren kullanıcıların hizmetine sunulmuştur. Ancak ilk yıllarında verilerinin yetersizliği sebebiyle ve 2008 küresel krizinin etkilerinden çalışmayı arındırmak amacıyla araştırma dönemi 2010-2018 olarak belirlenmiştir. Çalışmanın kriz etkisinden arındırılmak istenilmesinin sebebi kriz dönemlerinde volatilitenin yüksek çıkmasıdır. Buna ek olarak BIST Banka Endeksi'nde yer alıp yeterince GAT verisine ulaşılamamış olmasından dolayı analize dâhil edilemeyen bankalar ICBC Turkey Bank A.Ş., QNB Finansbank A.Ş. ve Türkiye Kalkınma Bankası A.Ş. olmuştur.

#### 3.3. Araştırmanın Yöntemi ve Veri Seti

Çalışmada, yatırımcı ilgisi ile pay senedi volatilitesi arasındaki ilişkiyi ortaya çıkarmak amacıyla ilk olarak koşullu değişen varyans modelleri ile her bir banka için ayrı ayrı volatiliteler hesaplanmış ve koşullu değişen varyans hata terimleri elde edilmiştir. Bankalara ilişkin hesaplanan koşullu değişen varyans hata terimlerinin karekökü alınarak bir sonraki aşama olan panel regresyon modelinde bağımlı değişken olarak kullanılacak seriler elde edilmiştir (Smith, 2012). Çalışmada volatiliteler tahminlenmesi, simetrik ve asimetric koşullu varyans modelleri ile yapılmıştır. Çalışmanın ilgili döneminde bankaya ait kapanış fiyatları kullanılarak sürekli getiri hesaplanmıştır. Serilere ait volatiliteler yapılarının tahminlenmesinde; serilerin durağanlığı araştırılmış, en uygun başlangıç modeli, Schwarz bilgi kriteri esas alınarak tespit edilmiş, serilerin normal dağılıma uyup uymadıklarına bakılmış, hata terimine ilişkin değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarının olup olmadığı ve serinin doğrusal olmayan unsurlar içerip içermediği incelenmiştir. Zaman serisi için en uygun ARMA modeli belirlendikten sonra simetrik ve asimetric volatiliteler modelleri sınanmış ve katsayılar hesaplanmıştır. Sonrasında ise volatiliteler modellerinde elde edilen katsayı ve koşullar doğrultusunda model karşılaştırması

yapılarak en uygun volatilité modeli tespit edilmiştir. En uygun volatilité modeli kısıt ve anlamlılık koşulları doğrultusunda Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş. için ARCH (1,0), Şekerbank T.A.Ş için GARCH (1,1) diğer bankalar için ise ARCH (1,1) olarak tespit edilmiştir.

Çalışmanın bağımsız değişkeni GAT ile ölçülen yatırımcı ilgisi olarak belirlenmiş olup Borsa İstanbul Banka Endeksi'nde yer alan bankalar ile ilgili dünya genelinde finans kategorisinde yapılan haftalık aramalar dikkate alınmıştır. Bu doğrultuda "banka adı hisse", "banka adı borsa" ve "bankaların BIST kodu" kelimelerinin aranma sıklıkları ve bu kelimelerin toplamı olan "toplam GAT" bağımsız değişkenler olarak analize dâhil edilmiştir. Örneğin, Akbank T.A.Ş. için "akbank hisse", "akbank borsa" ve "akbnk" kelimeleri için arama yapılmıştır. Bağımsız değişkenler olarak seçilen anahtar kelimelerin Google arama motorundan elde edilen 0-100 arasında değişen normalize edilmiş endeks puanları analize dâhil edilmiştir (Da ve diğerleri, 2011; Takeda ve Wakao, 2014; Adachi ve diğerleri, 2017).

Son yıllarda panel veri analizi ve çalışmada yer alan benzer değişkenleri kullanan çalışmalara ilişkin, yöntem, kapsam, değişkenler ve bulguların yer aldığı literatür taraması Çizelge 2'de yer almaktadır.

**Çizelge 2. Yöntem ve değişkenlere ilişkin literatür özeti**

Çalışma	Kapsam	Yöntem	Değişkenler	Bulgu
Da ve diğerleri (2011)	ABD Sermaye Piyasası Firmaları	Panel veri analizi	GAT (Pay piyasası kodu) İşlem hacmi, getiri, reklam harcamaları	Pay piyasaları kodlarının aranma sıklığı ile işlem hacmi, getiri, reklam harcamaları arasında pozitif yönlü ilişkisi tespit edilmiştir.
Bank ve diğerleri(2011)	Almanya Menkul Kıymet Piyasası	Panel veri analizi	GAT İşlem Hacmi, likidite	GAT ile işlem arasında negatif ilişki tespit edilmiştir.
Drake ve diğerleri(2012)	S&P 500	Panel veri analizi	Haberler, kazanç duyurusu, medya ilgisi GAT	Medya ilgisi, haberler ve kazanç duyurusu ile GAT arasında pozitif ilişki tespit edilmiştir.
Latoeiro ve Ramos (2013)	Avrupa Menkul Kıymet Piyasaları	Panel veri analizi	GAT İşlem hacmi, volatilité ve getiri	GAT ile işlem hacmi ve volatilité arasında geçici pozitif, getiri arasında negatif ilişki tespit edilmiştir.
Aouadi ve diğerleri (2013)	Fransa Menkul Kıymet Piyasaları	Panel veri analizi	GAT Volatilité, likidite	GAT ile volatilité ve piyasa likiditesi arasında pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.
Takeda ve Wakao (2014)	Japonya Borsası	Panel veri analizi	GAT İşlem hacmi, Getiri	GAT ile pay senedinin fiyatı ve işlem hacmi arasında pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.
Fink ve Johann(2014)	Dax	Panel veri analizi	GAT Likidite, volatilité, getiri	Yatırımcı ilgisinin yüksek olduğu günlerde volatilité ile GAT arasında ilişki tespit edilirken likidite ve getiri arasında ilişki tespit edilememiştir.
Nurazi ve diğerleri (2015)	Endonezya Menkul Kıymetler Borsası	Panel veri analizi	GAT Likidite	GAT ile likidite arasında pozitif ilişki tespit edilmiştir.
Bijl ve diğerleri (2016)	S&P 500	Panel veri analizi	GAT Getiri	GAT ile getiri arasında negatif yönlü ilişki tespit edilmiştir.
Adachi ve diğerleri (2017)	JASDAQ ve Mothers	Panel veri analizi	GAT Pay senedi fiyat hareketleri, likidite	GAT ile pay senedinin fiyatı ve likidite arasında pozitif yönlü ilişkisi tespit edilmiştir.
Ahluwalia (2018)	S&P 500	Panel veri analizi	GAT Getiri	Google üzerinden yapılan aramadaki artışlar ile getiri arasında anlamlı ilişki tespit edilirken aramadaki düşüşler ile anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir
Nguyen ve diğerleri (2019)	Endonezya, Malezya, Filipinler, Taylan ve Vietnam	Dinamik panel veri GMM modeli	GAT Getiri	Google arama trendlerindeki artışların Filipinler, Tayland ve Vietnam'da pay senedi getirileri üzerinde önemli olumsuz etkileri olduğunu tespit etmişlerdir.

### 3.4. Araştırmada Test Edilen Modeller ve Hipotezler

Çalışmada kullanılan değişkenler doğrultusunda, yatırımcı ilgisinin pay senedi volatilitesine olan etkisini ortaya çıkarabilmek amacıyla, araştırma kapsamında oluşturulan regresyon modelleri Eşitlik 1 ve Eşitlik 2'deki gibi kurgulanmıştır.

Model 1 (Değişken Bazında Yatırımcı İlgisi ile Volatilite İlişkisi)

$$Vol_{it} = \alpha_1 + \beta_1 BORSA_{it} + \beta_2 HİSSE_{it} + \beta_3 KOD_{it} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Model 2 (Toplam GAT Bazında Yatırımcı İlgisi ile Volatilite İlişkisi)

$$Vol_{it} = \alpha_1 + \beta_1 GAT_{it} + \varepsilon_i \quad (2)$$

Çalışmada yatırımcı ilgisi ile pay senedi volatilitesi arasındaki ilişki 2 model ile incelenmiştir. Bu kapsamda bağımsız değişkenler öncelikle değişken bazında analize dâhil edilmiş olup, sonra toplam olarak analize dâhil edilmiştir. Bu doğrultuda çalışmada 4 hipotez kurgulanmıştır. İlgili hipotezler aşağıdaki gibidir.

H<sub>1</sub>: “Banka adı borsa” arama sonuçları ile pay senedi volatilitesi arasında ilişki vardır.

H<sub>2</sub>: “Banka adı hisse” arama sonuçları ile pay senedi volatilitesi arasında ilişki vardır.

H<sub>3</sub>: “Bankalara ait BIST kodu” arama sonuçları ile pay senedi volatilitesi arasında ilişki vardır.

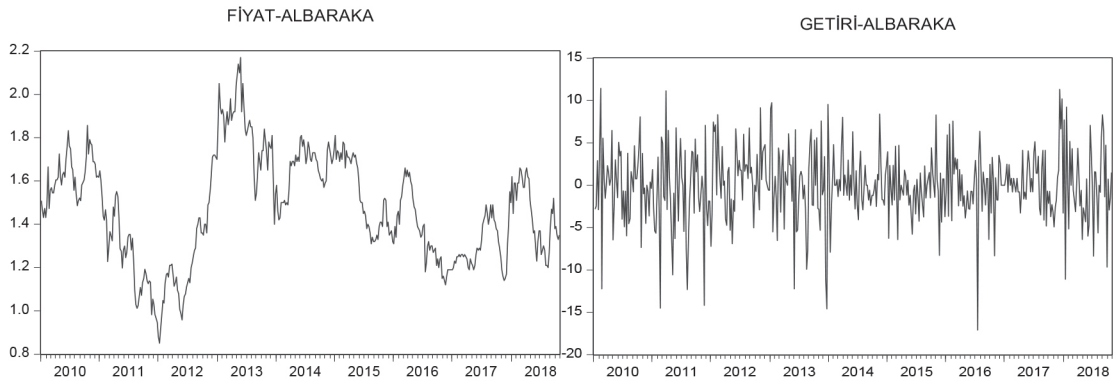
H<sub>4</sub>: Toplam GAT arama sonuçları ile pay senedi volatilitesi arasında ilişki vardır.

## 4. BULGULAR

### 4.1. Volatilite Analiz Sonuçları

Bu süreç, çalışmanın bağımlı değişkenini oluşturmak adına gerçekleştirilmiştir. Bu bağlamda, veri setini oluşturan ilk banka olan Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş. için volatilitte metodolojisi işletilmiş ve ilgili analiz sonuçları ilerleyen kısımda sunulmuştur. Çalışmada tekrara düşmemek ve anlatım bütünlüğünü bozmamak adına diğer bankalar için yapılan volatilitte modellemelerine ilişkin sürece yer verilmemiş olup yalnızca modelleme sonrasında elde edilen koşullu varyans grafikleri Şekil 3'te gösterilmiştir.

Çalışmada, Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş. bankasına ait volatilitte tahminlemesi, simetrik koşullu varyans modeli ile yapılmıştır. Çalışmanın ilgili döneminde bankaya ait kapanış fiyatları kullanılarak sürekli getiri hesaplanmıştır. İlgili dönemde Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş. bankasına ait volatilitte tahminini gerçekleştirebilmek için ilk varsayım olan serinin durağan olması durumu analiz edilmiştir. Bu kapsamda Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş. bankasına ait zaman serisinin fiyat ve getiri grafikleri Şekil 1'de gösterilmiştir.



**Şekil 1. Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş.'ye ilişkin fiyat ve getiri grafikleri**

Şekil 1 incelendiğinde, Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş.'ye ait fiyat serisinin durağan bir yapıda olmadığı ve birim kök içerdiği söylenebilir. Albaraka serisine ilişkin getiri grafiği incelendiğinde ise seride durağanlığın sağlanmış olduğu görülmektedir. Albaraka getiri serisinin ortalama değer aralığında artış

veya azalış gösterdiği ve serinin birim kök içermediği grafikten gözlemlenmektedir. Bu durum, birim kök testleri ile desteklenebilmektedir. Bu doğrultuda, Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş. serisine ilişkin birim kök test sonuçları Çizelge 3'te gösterilmiştir.

**Çizelge 3. Birim kök test sonuçları (Albaraka)**

	Test	Fark	Yüzde	Kritik Değer	t-İstatistiği	Olasılık D.	Karar
<b>Sabit</b>	ADF	Düzye	% 1	-3,444373	-21,85720	0,0000	I(0)
			% 5	-2,867617			
			%10	-2,570070			
	PP	Düzye	% 1	-3,444373	-21,85741	0,0000	I(0)
			% 5	-2,867617			
			%10	-2,570070			
<b>Sabit ve Trend</b>	ADF	Düzye	% 1	-3,978177	-21,83391	0,0000	I(0)
			% 5	-3,419642			
			%10	-3,132432			
	PP	Düzye	% 1	-3,978177	-21,83412	0,0000	I(0)
			% 5	-3,419642			
			%10	-3,132432			

$H_0$ =Birim Kök Vardır.  $H_1$ =Birim Kök Yoktur.

Çalışmada, “Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF)» ve “Philips Peron (PP)” testleri kullanılmıştır. ADF ve PP test sonuçlarına göre elde edilen test istatistikleri ve olasılık değerleri incelendiğinde yokluk hipotezi reddedilmektedir. Bu doğrultuda serinin ADF ve PP testlerine göre düzeyde durağan oldukları, birim kök içermedikleri ortaya çıkarılmıştır. Durağanlık varsayımı sonrasında bir diğer varsayım olan normal dağılım test edilmiştir. Normal dağılım ve tanımlayıcı istatistik sonuçları, Çizelge 4'te sunulmuştur.

**Çizelge 4. Tanımlayıcı istatistikler (Albaraka Getiri)**

Örneklem: 01.03.2010-10.28.2018	
Ortalama	-0,02422
Medyan	0,000000
Maksimum	11,41909
Minimum	-17,09578
Std. Sap.	4,17859
Çarpıklık	4,39910
Basıklık	-0,35209
Jarque-Bera	47,02267
J-B Olasılık	0,000000
Gözlem	460

Tanımlayıcı istatistik sonuçlarına göre, Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş.'ye ait getiri ortalamasının negatif olduğu görülmektedir. Endekste maksimum getiri %11,41, minimum getiri ise -%17,09 olarak belirlenirken; çarpıklık katsayı 4,39, basıklık katsayısı ise -0,35 olarak belirlenmiştir. Jarque-Bera olasılık değeri kritik değer olan 0,05'in altındadır ve serinin normal dağıldığını ifade eden yokluk hipotezi reddedilmektedir. Genellikle finansal verilerin normal dağılımı sağlanamamaktadır. Bu nedenle seriye ilişkin ARMA Modeli Schwarz Bayesyan Bilgi Kriteri (SBIC) esas alınarak belirlenmiştir. Bu kapsamda 5. gecikmeye kadar olan AR (p) ve MA (q) değerleri için kombinasyonlar oluşturulmuştur. Schwarz Bilgi Kriteri sonuçları Çizelge 5'te gösterilmiştir.



**Çizelge 5. Schwarz Bayesyan bilgi kriterine göre ARMA(p/q) (Albaraka)**

p/q	0	1	2	3	4	5
0	<b>5,699999</b>	5,735160	5,748488	5,759352	5,771307	5,782126
1	5,735161	5,748489	5,761416	5,772315	5,783159	5,789048
2	5,748486	5,761533	5,760738	5,773966	5,787345	5,801486
3	5,759590	5,772593	5,773961	5,788470	5,799955	5,813926
4	5,771681	5,783237	5,792922	5,800175	5,806970	5,812411
5	5,781048	5,787702	5,800900	5,813528	5,812534	5,825695

Schwarz Bilgi Kriteri değerleri incelendiğinde, Albaraka Katılım Bankası Türk A.Ş. için ARMA (0,0) modelinin katsayısı 5,699999 olduğu gözlemlenmekte ve bu katsayının diğer modellerde sağlanan katsayılarından daha düşük olduğu görülmektedir. Bu nedenle de en uygun model olarak ARMA (0,0) seçilmiştir. Başlangıç modeli belirlendikten sonra, Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş. serisine ilişkin değişen varyans probleminin olup olmadığı 1, 5, 10, 20 ve 30. gecikme değerleri için ARCH-LM Testi ile araştırılmıştır. Analiz sonuçları Çizelge 6'da sunulmuştur.

**Çizelge 6. ARCH LM değişen varyans test sonuçları (Albaraka)**

ARMA (0,0)	F İst.	F İst. Anlamlılık	Göz. R <sup>2</sup>	R <sup>2</sup> Anlamlılık
1	13,72420	0,0002	13,38237	0,0003
5	2,900794	0,0137	14,23786	0,0142
10	1,440335	0,1597	14,29524	0,1599
20	0,934423	0,5431	18,78717	0,5357
30	0,902202	0,6183	27,31597	0,6066

ARCH-LM test sonuçlarına göre 1. ve 5. gecikme değerleri için hesaplanan olasılık değerlerinin kritik değer olan 0,05'in altında olduğu gözlemlenmekte ve seriye ait hata teriminin sabit varyanslı olduğunu savunan sıfır hipotezi reddedilmiş olup getirilerin değişen varyansa sahip olduğunu gösteren alternatif hipotez kabul edilmiştir. Bu doğrultuda seride değişen varyans sorunu olduğu tespit edilmiştir. Volatilité tahmini yapılabilmesi için varsayımlardan biri olan otokorelasyon ise hata terimleri korelogramları ile test edilmiştir.

**Çizelge 7. Hata terimleri korelogramları (Albaraka)**

ARMA (0,0)	1	5	10	20	30
AC	0,171	0,045	0,066	-0,011	-0,001
PAC	0,171	0,046	0,060	-0,025	-0,013
Q-İst.	13,493	14,530	18,047	24,401	34,098
Olas.	0,000	0,013	0,054	0,225	0,277

Çizelge 7'de yer alan analiz sonuçları değerlendirildiğinde, Q istatistiği olasılık değerlerinin 1. ve 5. gecikmeli değerler için kritik değer olan 0,05'in altında olduğu ve seride otokorelasyon sorununun da bulunduğu görülmektedir. 10., 20. ve 30. gecikmede ise Q istatistiği olasılık değerlerinin kritik değer üstünde olduğu ve otokorelasyon sorununun bulunmadığı gözlemlenmektedir. Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş. serisinde varlığı belirlenen değişen varyans ve otokorelasyon sonrasında volatilité tahmini için bir diğer varsayım olan seride doğrusal olmayan unsurların yer alıp almadığının test edilmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda seride doğrusal unsurların varlığı Brock, Dechert ve Schienkman (1987) BDS Doğrusallık Testi ile incelenmiştir. BDS Test sonuçları Çizelge 8'de sunulmuştur. İncelenen seride doğrusal olmayan unsurlar tespit edilmesi durumunda volatilité tahminlemesi yapabilmek için sadece serideki doğrusal unsurları dikkate alan ARMA modeli yerine ARCH/GARCH türev modellerinin kullanılması gerekmektedir.

**Çizelge 8. BDS doğrusallık test sonuçları (Albaraka)**

Boyut	BDS İst.	Std. Hata	z-ist.	Olas. Değ.
2	0,017758	0,003886	4,569369	0,0000
3	0,028761	0,006179	4,654499	0,0000
4	0,034185	0,007362	4,643486	0,0000
5	0,036055	0,007677	4,696668	0,0000
6	0,035227	0,007407	4,756108	0,0000

BDS Test sonuçlarına göre, Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş. için de BDS testi olasılık değerlerinin 0,05 kritik değerinin altında olduğu belirlenmiştir. Bu doğrultuda serilerin doğrusal unsurlar içermediğini ifade eden yokluk hipotezi reddedilmiş olup serinin doğrusal olmayan unsurlar içerdiğini ifade eden alternatif hipotez kabul edilmiştir. Bu nedenle volatilité tahmini için ARMA modelinin yeterli olmadığı görülmüş ve yerine ARCH/GARCH türevi modellerin kullanılması gerektiği tespit edilmiştir.

**Çizelge 9. ARMA (0,0) volatilité tahmin modeli sonucu (Albaraka)**

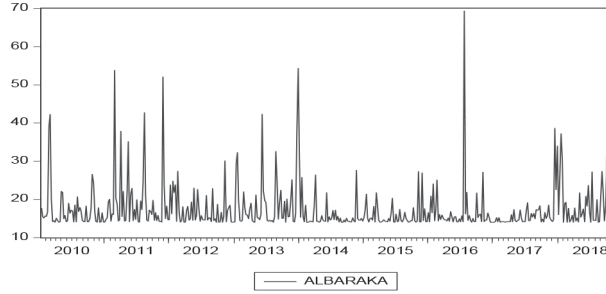
Modeller	Katsayılar							
	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\beta_3$	$\gamma_1$
ARCH (p=1, q=0)	0,411	0,190	-	-	-	-	-	-

Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş. serisi için simetrik ve asimetrik modeller ile oynaklık tahminlemesi gerçekleştirilmiştir. ARCH, GARCH, IGARCH, TGARCH, APGARCH ve EGARCH modellerine ilişkin katsayılar hesaplanmış ve bu katsayıların modellere ait kısıtları aşip aşamadıkları incelenmiştir. İnceleme sonucunda Albaraka serisi için sadece ARCH (1) volatilité modelinin ilgili kısıtları taşıdığı belirlenirken, diğer modeller negatif katsayı taşıyamama ya da olasılık değerlerinin anlamsız olmama kısıtlarından dolayı analiz kapsamına dâhil edilememiştir. Serilerin normal dağılmaması doğrultusunda Student-t dağılımı kullanılarak volatilité model tahminlemesi gerçekleştirilmiştir. ARCH modelinde,  $\alpha_0$  sabit katsayısının 0'dan büyük çıkması ve olasılık değerinin de anlamlı olması gerekirken, modeldeki ARCH etkisini ifade eden  $\alpha_1$  katsayısının da 1'den küçük çıkması ve anlamlı olması gerekmektedir. Buna ek olarak bu katsayıların pozitif olması da ARCH volatilité modelinin geçerliliği için ön koşullardan biridir. Dolayısıyla Çizelge 10'da Albaraka serisi için yukarıda belirtilen kısıtların tamamını sağlayan ARCH (1) volatilité tahmin modeline ilişkin sonuçlara yer verilmiştir. Seriyeye ilişkin volatilité tahmin sonuçları incelendiğinde, Albaraka getiri serisinde geçmiş dönem şoklarının cari dönemdeki volatilitéyi etkilediği belirlenmiştir. Geçerli olan modellerin, serilerde varlığı tespit edilen değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarını çözüp çözmediğine ilişkin sonuçlar, Çizelge 10'da gösterilmiştir.

**Çizelge 10. ARCH LM değişen varyans test sonuçları ve hata terimleri korelogramları (Albaraka)**

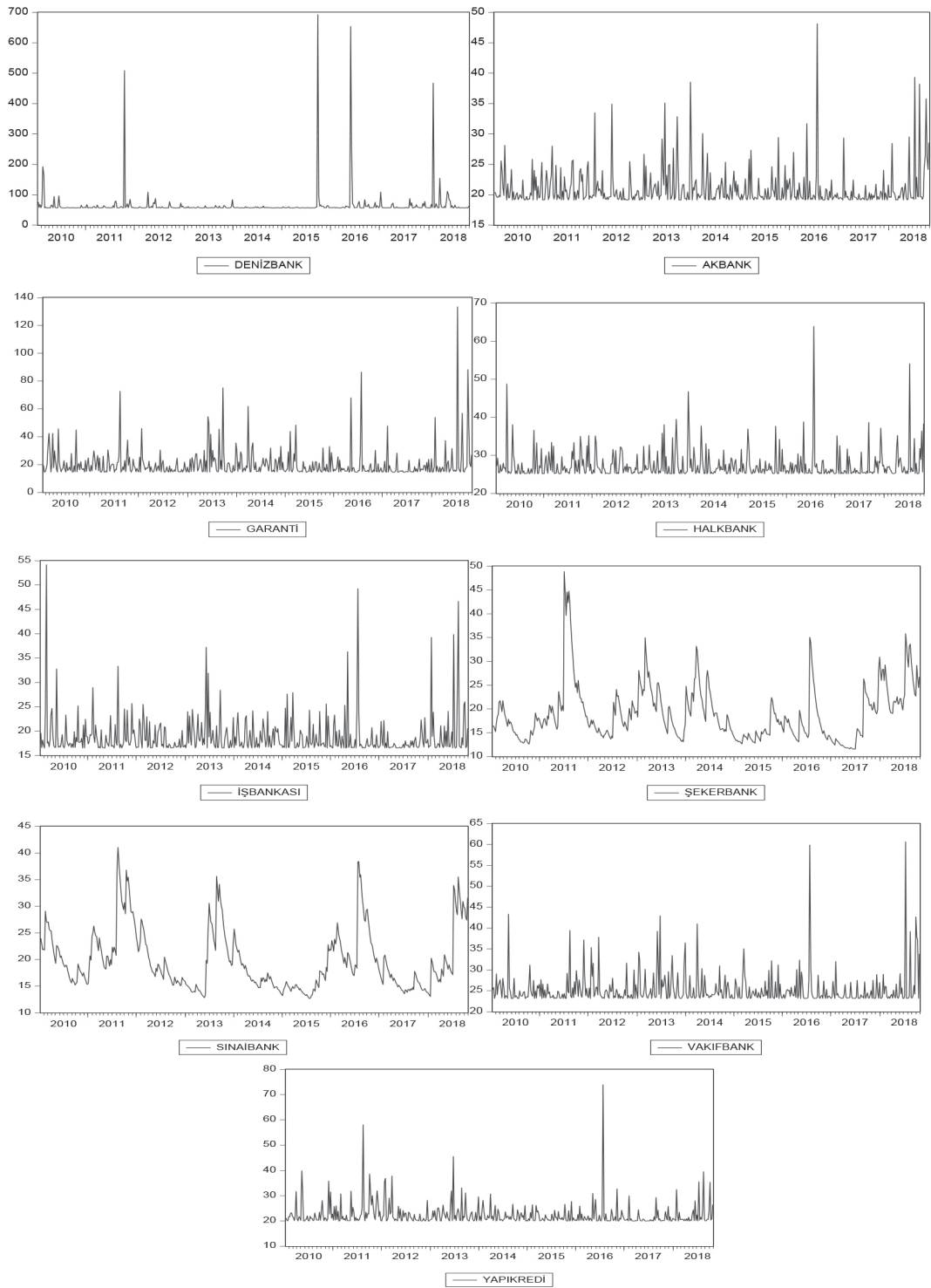
ARCH LM Test Sonuçları						
Seri	ARCH (1)	1	5	10	20	30
ARMA (0,0)	F İst.	0,008920	0,572723	0,540653	0,563392	0,584212
	F İst. Olasılık	0,9248	0,7209	0,8612	0,9365	0,9625
	Gözlenen R <sup>2</sup>	0,008959	2,883490	5,474579	11,52271	18,09328
	R <sup>2</sup> Olasılık	0,9246	0,7179	0,8573	0,9315	0,9570
Hata Terimleri Korelogramları						
Seri	ARCH (1)	1	5	10	20	30
ARMA (0,0)	AC	0,004	0,074	0,062	-0,022	0,001
	PAC	0,004	0,075	0,057	-0,041	-0,015
	Q-İstatistik	0,0090	2,8895	5,3146	11,703	18,505
	Olasılık	0,924	0,717	0,869	0,926	0,950

Çizelge 10'da ARCH (1) modelinin farklı gecikme dönemlerinde hata terimine ilişkin otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarını giderdiği de tespit edilmiştir. Volatilite tahmin sonuçlarına göre Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş. için anlamlılık ve parametre kısıt koşullarını sağlayan ARCH (1) modelinin geçerli olduğu belirlenmiştir. ARCH (1) volatilite analizi sonrasında elde edilen Albaraka getiri serisine ait koşullu varyans grafiği Şekil 2'de gösterilmiştir.



**Şekil 2. Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş. serisinin koşullu varyansı**

ARCH (1) volatilite analizi sonrasında elde edilen Albaraka getiri serisine ait koşullu varyans grafiği değerlendirildiğinde, incelenen dönemde getiri serisine ilişkin varyans en yüksek değere 2016 yılında ulaşmıştır. Zaman serisi içerisinde varyansın, 2011 ve 2013 yıllarında da diğer yıllara göre daha yüksek olduğu da ifade edilebilmektedir. Çalışmada incelenen diğer bankalara ait volatilite modelleri sonucunda elde edilen koşullu varyans grafiklerine Şekil 3'te yer verilmiştir.



**Şekil 3. BIST Banka Endeksi'nde yer alan bankalara ilişkin serilerin koşullu varyans grafikleri**

#### 4.2. Panel Veri Analiz Sonuçları

Yatırımcı ilgisi ile pay volatilitesi arasındaki ilişkiyi belirlemeye yönelik gerçekleştirilen panel regresyon veri analizi sonucunda elde edilen bulgular ve bu bulgular doğrultusunda yapılan değerlendirmeler aşağıdaki çizelgelerde gösterilmiştir. Panel veri analizi kapsamında öncelikle, analizde kullanılan değişkenlere dair tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir. Sonrasında panel veri analizi için sınanması gerekli varsayımlar doğrultusunda, çoklu doğrusal bağlantı, yatay kesit bağımlılığı, homojenlik ve durağanlığa ilişkin gerçekleştirilen analizler sunulmuştur. Çizelge 11’de analizlerde kullanılan bağımlı ve bağımsız değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler yer almaktadır.

**Çizelge 11. Tanımlayıcı istatistikler**

	VOL	BORSA	HİSSE	KOD	GAT
Ortalama	4,906617	40,11587	42,95152	37,41326	120,4807
Medyan	4,564293	40,00000	43,00000	35,00000	120,0000
Maksimum	26,31221	100,0000	100,0000	100,0000	300,0000
Minimum	3,399616	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
Std. Sap.	1,288762	26,20088	25,64190	25,75580	54,84623
Çarpıklık	4,331342	0,167342	0,156702	0,360363	0,052830
Basıklık	50,06346	2,455269	2,445506	2,575220	2,663259
Jarque-Bera	438918,9	78,34290	77,75636	134,1445	23,87372
J-B Olasılık	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000007
Gözlem	4600	4600	4600	4600	4600

Çizelge 11’de; Pay senedi volatilitesi (VOL), Banka adı borsa (BORSA), Banka adı hisse (HİSSE), Bankaların BIST kodu (KOD), Borsa, hisse, kod toplamı (GAT) ile gösterilmektedir.

Çalışmanın bağımlı değişkeni olan pay senedi volatilitesi (VOL) için tanımlayıcı istatistik sonuçları incelendiğinde VOL değerleri ortalama 4,90, standart sapması ise 1,28 olarak gerçekleşmiştir. Çalışmanın yatırımcı ilgisini temsil eden bağımsız değişkenlerine bakıldığında, GAT değerleri 0-100 arasında değer aldığı için en yüksek ve en düşük değerleri 100 ve 0 olmuştur. Toplamı temsil eden (GAT) ise üç bağımsız değişken toplandığı için en yüksek 300 değerini en düşük 0 değerini almıştır. Standart sapmaları açısından değerlendirildiğinde haftalar itibarıyla önemli değişkenlikler göstermediği söylenebilir.

Jarque-Bera olasılık değeri incelendiğinde, JB olasılık değerinin kritik değer olarak kabul edilen 0,05’ten küçüktür. Dolayısıyla serilerin normal dağıldığını ifade eden temel hipotez reddedilmiştir ve seriler normal dağılıma uymamaktadır. Bu nedenle panel veri analizi kapsamında öncelikle bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı sorununun olup olmadığı normal dağılımın olmadığı durumunda kullanılan Spearman korelasyon analizi ile araştırılmıştır. Spearman Korelasyon Analizi ile elde edilen bulgular Çizelge 12’de sunulmuştur.

**Çizelge 12. Spearman Korelasyon test sonuçları**

	BORSA	HİSSE	KOD	GAT
BORSA	1,0000			
	-----			
	-----			
HİSSE	0,4194	1,0000		
	31,3657	-----		
	0,0000	-----		
KOD	0,1276	0,2402	1,0000	
	8,7298	16,7989	-----	
	0,0000	0,0000	-----	
GAT	0,7205	<b>0,7686</b>	0,6184	1,0000
	70,5221	81,5446	53,4179	-----
	0,0000	0,0000	0,0000	-----

Çizelge 12’de açıklayıcı değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı varsayımını test etmek için değişkenler arasındaki korelasyon katsayısı incelenmiştir. Değişkenler arasındaki korelasyon katsayısının 0,75’in üzerinde olması sorun yaratmaktadır (Albayrak, 2005). Çalışmada açıklayıcı değişkenler arasındaki en yüksek korelasyon katsayısı 0,76 olarak HİSSE ve GAT arasında hesaplanmıştır. Çalışmada açıklayıcı değişken olarak kullanılan GAT verisi, diğer açıklayıcı değişkenler olan BORSA, HİSSE ve KOD toplamından oluşmaktadır. Dolayısıyla, GAT ile HİSSE arasında yüksek düzeyde ilişki çıkması olağandır. Ancak her iki değişkenin açıklayıcı değişken olarak aynı modelde yer alması sonuçların sapmalı ve tutarsız olmasına neden olabilmektedir. Bu bağlamda çalışmada GAT açıklayıcı değişkeni için bağımlı değişkenler doğrultusunda ayrı modeller oluşturulmuştur.

Seriler arasında yatay kesit bağımlılığının olması durumunda bu durumun dikkate alınarak analiz yapılması gerekmektedir. Dikkate alınmadığı durumda analiz bulgularında sapmalar ve tutarsız sonuçlar elde edilebilmektedir (Breusch- Pagan, 1980; Pesaran, 2004). Bu kapsamda panel veri analizi öncesi yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı test edilmiştir. Analizde, Ullah ve Yagamata (2008) LMadj Testi, LM Testindeki sapmaları ve Pesaran CD Testindeki korelasyon toplamının sıfır olma ihtimalini ortadan kaldırmakta ve T boyutunun N boyutundan büyük olduğu durumlarda kullanıldığı için hem panel bazında hem de değişken bazında yatay kesit bağımlılığını test etmek için kullanılmıştır. Analize ilişkin sonuçlar Çizelge 13’te sunulmuştur.

**Çizelge 13. Yatay kesit bağımlılığı test sonuçları**

Gösterge	Test	İstatistik	Olasılık
PANEL (Model 1 Vol)	LMadj PUY, 2008	238.145	0,000
PANEL (Model 2 G-Vol)	LMadj PUY, 2008	245.958	0,000
VOL	LMadj PUY, 2008	159.622	0,000
BORSA	LMadj PUY, 2008	26.351	0,000
HİSSE	LMadj PUY, 2008	19.050	0,000
KOD	LMadj PUY, 2008	14.927	0,000
GAT	LMadj PUY, 2008	16.658	0,000

H<sub>0</sub>: Yatay Kesit Bağımlılığı yoktur, H<sub>1</sub>: Yatay Kesit Bağımlılığı vardır.

Çizelge 13 incelendiğinde, hem tüm panel modelleri için hem de kullanılan tüm değişkenler için hesaplanan olasılık değerleri 0,05’ten küçük çıkmıştır. Bu nedenle sıfır hipotezi reddedilmektedir. Serilerde hem panel bazında hem de değişken bazında yatay kesit bağımlılığı sorunu söz konusudur. Bu nedenle durağanlık sınaması yapılırken yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil testler kullanılmıştır. Panel veri

analizinde seriler arasında yatay kesit bağımlılığı sonrasında durağanlık için uygulanması gereken birim kök testlerinin belirlenmesinde homojenlik testlerinin yapılması da gerekmektedir. Homojenlik, panel bazında ve her bir değişken için ayrı ayrı yapılabilmektedir. Pesaran ve Yamagata (2008) delta testleri ile sabit terimin ve eğim katsayılarının her bir firma açısından homojen ya da heterojen olduğuna karar verilebilmektedir. Çizelge 14'te modeller için gerçekleştirilen homojenite analiz sonuçları gösterilmiştir.

**Çizelge 14. Panel bazında Pesaran ve Yamagata (2008) delta test sonuçları**

Değişken	$\tilde{\Delta}$	Olas. Değ.	$\tilde{\Delta}_{adj}$	Olas. Değ.
<i>Model 1 Vol</i>				
$\alpha$ (Sabit Terim)	1,051	0,147	1,057	0,145
$\beta$ BORSA	0,127	0,449	0,127	0,449
$\beta$ HİSSE	0,956	0,170	0,959	0,169
$\beta$ KOD	1,236	0,108	1,241	0,107
<i>Model 2 G-Vol</i>				
$\alpha$ (Sabit Terim)	2,791	0,003	2,800	0,003

$H_0$ : Homojenlik vardır,  $H_1$ : Homojenlik yoktur.

Sabit terim ve her bir değişkenin eğim katsayılarının homojenliğine ilişkin yapılan delta testi sonuçlarına göre, model 1 için delta ve düzeltilmiş delta olasılık değerlerinin 0,05 anlamlılık düzeyinden büyük olduğu belirlenmiştir. Dolayısıyla sabit terimin ve her bir değişkenin eğim katsayılarının homojen olduğu belirlenmiştir. Model 2 için delta ve düzeltilmiş delta olasılık değerlerinin 0,05 anlamlılık düzeyinden küçük olduğu belirlenmiştir. Bu doğrultuda sabit terimin ve her bir değişkenin eğim katsayılarının heterojen olduğu tespit edilmiştir. Panel bazında homojenlik sınaması sonrasında değişken bazında da homojenite test edilmiştir. Değişken bazında homojenite test sonuçları, Çizelge 15'te yer almıştır.

**Çizelge 15. Değişken bazında Pesaran ve Yamagata (2008) delta test sonuçları**

Değişken	$\tilde{\Delta}$	Olas. Değ.	$\tilde{\Delta}_{adj}$	Olas. Değ.
VOL	165,829	0,000	166,373	0,000
GAT	15,491	0,000	15,542	0,000
BORSA	18,314	0,000	18,374	0,000
HİSSE	38,107	0,000	38,232	0,000
KOD	23,173	0,000	23,248	0,000

$H_0$ : Homojenlik vardır,  $H_1$ : Homojenlik yoktur.

Değişken bazında homojenite test sonuçları incelendiğinde, bütün değişkenler için delta olasılık değerlerinin kritik değer olan 0,05'ten küçük olduğu belirlenmiştir. Bu doğrultuda sıfır hipotezi reddedilmekte ve bu değişkenlerin, heterojen oldukları sonucuna ulaşılmaktadır. Yatay Kesit Bağımlılığı (YKB) ve homojenlik test sonuçları sonrasında değişkenlere ait serilerin durağanlıkları için YKB'yi dikkate alan, heterojen ve homojen serilerde kullanılabilen ikinci nesil birim kök testleri kullanılmıştır. Bu doğrultuda panel bazında değişkenlerin durağanlıkları PANIC Birim Kök Testi ile incelenmiştir. Analiz sonuçları Çizelge 16'da gösterilmiştir.

**Çizelge 16. PANIC panel birim kök testi sonuçları**

Seviye	Sabit		Sabit ve Trend	
	İstatistik	p-değeri	İstatistik	p-değeri
VOL				
$Z_{\hat{\epsilon}}^c$	8,8544	0,0000	8,6141	0,0000***
$P_{\hat{\epsilon}}^c$	76,0000	0,0000	74,4807	0,0000***
GAT				
$Z_{\hat{\epsilon}}^c$	9,4868	0,0000	9,4868	0,0000***
$P_{\hat{\epsilon}}^c$	80,0000	0,0000	80,0000	0,0000***
BORSA				
$Z_{\hat{\epsilon}}^c$	9,4868	0,0000	9,4868	0,0000***
$P_{\hat{\epsilon}}^c$	80,0000	0,0000	80,0000	0,0000***
HİSSE				
$Z_{\hat{\epsilon}}^c$	8,3144	0,0000	8,3059	0,0000***
$P_{\hat{\epsilon}}^c$	72,5849	0,0000	72,5312	0,0000***
KOD				
$Z_{\hat{\epsilon}}^c$	9,4868	0,0000	9,4868	0,0000***
$P_{\hat{\epsilon}}^c$	80,0000	0,0000	80,0000	0,0000***

$H_0$ : Birim kök vardır,  $H_1$ : Birim kök yoktur.

\*\*\*, \*\* ve \* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Çizelge 16'da yer alan PANIC testi için Maksimum ortak faktör sayısı 2 olarak alınmıştır. Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir.

Çizelge 16'daki PANIC Test sonuçları incelendiğinde, tüm değişkenlere ilişkin hesaplanan olasılık değerlerinin kritik değer olarak kabul edilen 0,05'ten küçük olduğu tespit edilmiştir. Bu doğrultuda birim kökün varlığına işaret eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla tüm değişkenlerin düzeyde durağan oldukları belirlenmiştir. Çalışmada değişkenlere ait serilerin durağanlıklarına ilişkin gerçekleştirilen bir diğer test ise Smith ve diğerlerinin (2004) İkincil Nesil Birim Kök Testidir. Smith ve diğerlerinin (2004) Panel Birim Kök Testi sonuçları Çizelge 17'de sunulmuştur.



**Çizelge 17. Smith ve diğerlerinin (2004) ikincil nesil birim kök testi sonuçları**

	Sabit		Sabit ve Trend	
	İstatistik	Olasılık D.	İstatistik	Olasılık D.
VOL				
<i>t-bar</i>	-6,644	0,000***	-6,662	0,000***
WS	-6,448	0,000***	-6,483	0,000***
GAT				
<i>t-bar</i>	-4,349	0,000***	-4,602	0,000***
WS	4,376	0,000***	-4,626	0,000***
HİSSE				
<i>t-bar</i>	-4,201	0,000***	-4,678	0,000***
WS	-4,178	0,000***	-4,635	0,000***
BORSA				
<i>t-bar</i>	-5,410	0,000***	-5,805	0,000***
WS	-5,411	0,000***	-5,824	0,000***
KOD				
<i>t-bar</i>	-5,177	0,000***	-5,664	0,000***
WS	-5,187	0,000***	-5,661	0,000***

H<sub>0</sub>: Birim kök vardır, H<sub>1</sub>: Birim kök yoktur.

Çizelge 17'de Birim Kök Testi için Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak alınmış ve optimal gecikme uzunlukları genelden özele (general-to-specific) yaklaşımı ile belirlenmiştir. Olasılık değerleri 500 yineleme dağılımından elde edilmiştir.

Çizelge 17'deki test sonuçları incelendiğinde, tüm değişkenlere ilişkin hesaplanan olasılık değerlerinin kritik değer olarak kabul edilen 0,05'ten küçük olduğu tespit edilmiştir. Bu doğrultuda birim kökün varlığına işaret eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Dolayısıyla tüm değişkenlerin düzeyde durağan oldukları belirlenmiştir. Smith ve diğerlerinin (2004) İkincil Nesil Birim Kök Test sonuçları, PANIC Test sonuçlarını destekler niteliktedir. Çalışmada, birim kök için gerçekleştirilen bir diğer test de yatay kesit ve panel bazında durağanlığı test edebilen CADF ve CIPS Birim Kök Testidir. CADF ve CIPS Test sonuçları Çizelge 18'de sunulmuştur.

Çizelge 18'deki CADF ve CIPS testleri için Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak alınmış ve optimal gecikme uzunlukları, Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir. CADF istatistiği kritik değerleri, sabitli modelde -3,81 (%1), -3,22 (%5) ve -2,91 (%10) (Pesaran 2007, tablo I(b), s: 275) ; sabit ve trendli modelde -4,28 (%1), -3,69 (%5) ve -3,39 (%10) (Pesaran 2007, tablo I (c), s: 276). Panel istatistiği kritik değerleri, sabitli modelde -2.53 (%1), -2,32 (%5) ve -2,21 (%10) (Pesaran 2007, tablo II (b), s: 280) ; sabit ve trendli modelde -3.03 (%1), -2,83 (%5) ve -2,73 (%10) (Pesaran 2007, tablo II (c), s: 281). Panel istatistiği, CADF istatistiklerinin ortalamasıdır.

Çizelge 18'deki CADF ve CIPS Birim Kök Test sonuçları incelendiğinde, tüm değişkenlere ilişkin hesaplanan CIPS test istatistik değerlerinin mutlak değerleri kritik değerlerden büyüktür. Dolayısıyla birim kök vardır şeklinde kurulan sıfır hipotezi reddedilmektedir ve serilerin düzeyde durağan oldukları belirlenmiştir. Model 1'de değişken bazında yatırımcı ilgisi ile volatilité arasındaki ilişki incelenmiştir. Bu ilişkinin belirlenebilmesi için sabit etkiler modeli, rassal etkiler modeli ve havuzlanmış modelden hangisinin tahminleme için kullanılacağına F testi, Breusch-Pagan LM (1980) ve Honda (1985) Testleri ile karar verilmiştir. Bu testlere ilişkin analiz sonuçları Çizelge 19'da gösterilmiştir.

Çizelge 18. CADF ve CIPS Birim Kök Testi sonuçları

	GAT				HİSSE				BORSA				KOD				VOL			
	Sabit		Sabit ve Trend		Sabit		Sabit ve Trend		Sabit		Sabit ve Trend		Sabit		Sabit ve Trend		Sabit		Sabit ve Trend	
	Gec.	CADF	Gec.	CADF	Gec.	CADF	Gec.	CADF	Gec.	CADF	Gec.	CADF	Gec.	CADF	Gec.	CADF	Gec.	CADF	Gec.	CADF
Albaraka	1	-10,3***	1	-11,2***	1	-11,9***	1	-13,1***	1	-12,6***	1	-13,8***	1	-12,6***	1	-12,9***	1	-12,9***	1	-12,9***
Akbank	2	-6,7***	2	-8,5***	2	-6,7***	2	-8,5***	2	-6,2***	2	-7,9***	1	-11,6***	1	-12,1***	1	-14,2***	1	-14,4***
Denizbank	3	-7,1***	3	-8,1***	3	-4,0***	3	-5,1***	1	-12,9***	1	-13,1***	1	-12,6***	1	-14,8***	1	-12,5***	1	-12,5***
Garanti	4	-5,0***	4	-5,1***	1	-8,1***	1	-8,5***	4	-4,8***	4	-4,8***	1	-12,2***	1	-12,5***	1	-12,4***	1	-12,4***
Halkbank	1	-9,3***	1	-9,4***	5	-6,3***	5	-6,3***	1	-11,9***	1	-12,0***	1	-12,0***	1	-12,1***	1	-13,6***	1	-13,7***
İş bankası	1	-8,6***	1	-9,9***	6	-3,5***	1	-9,6***	1	-8,7***	1	-9,7***	1	-12,8***	1	-12,9***	1	-12,8***	1	-12,8***
Şekerbank	1	-11,3***	1	-11,3***	1	-11,6***	1	-11,6***	1	-13,6***	1	-13,7***	1	-11,0***	1	-11,5***	1	-5,7***	1	-5,8***
Sinai	1	-10,3***	1	-10,3***	1	-12,1***	1	-12,7***	1	-12,1***	1	-13,2***	1	-3,2***	8	-8,3***	1	-8,1***	1	-8,0***
Vakıfbank	1	-11,8***	1	-11,9***	1	-12,1***	1	-12,1***	1	-11,4***	1	-12,3***	1	-11,8***	1	-12,3***	1	-12,5***	1	-12,6***
Yapı Kredi	1	-11,8***	1	-11,8***	1	-12,9***	1	-13,0***	1	-12,6***	1	-13,1***	1	-13,8***	1	-14,0***	1	-12,4***	1	-12,6***
CIPS		-9,2***		-9,8***		-8,9***		-10,0***		-10,7***		-11,4***		-11,4***		-12,3***		-11,7***		-11,8***

$H_0$ : Birim kök vardır.  $H_1$ : Birim kök yoktur.

\*\*\*, \*\* ve \* sıfır hipotezinin sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde reddedildiğini göstermektedir.

**Çizelge 19. Model 1 için tahmin modeli belirleme analiz sonuçları**

Test	İstatistik	p-değeri	Hipotez	Karar
F-grup_ sabit	1212,100	0,000000	$H_0$ : Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	Ret
F-zaman_ sabit	3,001269	0,000000	$H_0$ : Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	Ret
F-iki yönlü_ sabit	26,27566	0,000000	$H_0$ : Kesit ve zaman etkisi yoktur	Ret
LM-grup_rassal	452876,0	0,000000	$H_0$ : Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	Ret
LM-zaman_rassal	6,228918	0,012568	$H_0$ : Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	Ret
LM- iki yönlü_rassal	452882,2	0,000000	$H_0$ : Kesit ve zaman etkisi yoktur	Ret
Honda-grup_rassal	672,9606	0,000000	$H_0$ : Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	Ret
Honda-zaman_rassal	-2,495780	0,993716	$H_0$ : Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	Reddedilemez
Honda-iki yönlü_rassal	474,0902	0,000000	$H_0$ : Kesit ve zaman etkisi yoktur.	Ret

Çizelge 19'daki F Testi sonuçları incelendiğinde, olasılık değerinin kritik değer altında olduğu tespit edilmiş ve yokluk hipotezi reddedilmiştir. Bu nedenle modelin havuzlanmış model yerine sabit etkiler modeli ile tahmin edilmesi daha etkindir. Ek olarak grup ve zaman etkilerinin varlığına ilişkin test istatistikleri incelendiğinde, tahmin edilecek modelde çift yönlü zaman ve grup etkilerinin olduğu tespit edilmiştir.

Breuch-Pagan LM (1980) ve Honda (1985) Test sonuçlarına göre, her iki test için de olasılık değeri kritik değer altında olduğu için Rassal Etkiler Modelinin, havuzlanmış modele göre etkinliği ortaya koyulmuştur. Grup ve zaman etkilerinin varlığına ilişkin test istatistikleri incelendiğinde; LM Testinde F Testinde olduğu gibi tahmin edilecek modelde çift yönlü bir etkinin olduğu belirlenirken, Honda Testinde ise grup etkisinin olduğu tek yönlü Rassal Etkiler Modelinin geçerli olduğu belirlenmiştir. Herhangi bir çalışmada kullanılan veriler, belirli spesifik bir gruptan ve belirli bir dönem esas alınarak oluşturulmuş ise modellerin nihai tahminlemede Sabit Etkiler Modelinin kullanılması gerekmektedir (Baltagi, 2005: 12). Bu kapsamda çalışmanın veri seti dikkate alındığında sabit etkiler modelinin daha etkin ve tutarlı sonuçlar verdiği öngörülmüş ve tercih edilmiştir. Sabit Etkiler Modeli esas alınarak hesaplanmış değişen varyans ve otokorelasyon test istatistikleri Çizelge 20'de sunulmuştur.

**Çizelge 20. Model 1 sabit etkiler modeli için değişen varyans ve otokorelasyon test sonuçları**

Değişen Varyans		
Breusch-Pagan-Godfrey LMh_fixed	6047,386	0,000000
Otokorelasyon		
Baltagi ve Li (1991) LMp-stat	228,5693	0,000000
Born ve Breuing (2016) LMp*-stat	233,0575	0,000000
Durbin-Watson	1,553143	

Değişen varyans için  $H_0$ : Değişen Varyans yoktur,  $H_1$ : Değişen Varyans vardır.

Otokorelasyon için  $H_0$ : Otokorelasyon yoktur,  $H_1$ : Otokorelasyon vardır.

Sabit Etkiler Modeli esas alınarak hesaplanmış değişen varyans ve otokorelasyona ilişkin değerler incelendiğinde, Breusch-Pagan-Godfrey LM olasılık değerinin, 0,05 kritik değerinden küçük olduğu belirlenmiş ve yokluk hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla hata terimlerinin varyansları tüm kesitler için sabit değildir ve kovaryansları sıfırdan farklıdır. Diğer bir deyişle panelde değişen varyans sorunu söz konusudur. Otokorelasyon testlerine ilişkin sonuçlar değerlendirildiğinde, Baltagi ve Li (1991) LM ve Born ve Breuing LM (2016) test olasılık değerleri, kritik değer altında gerçekleşmekte ve yokluk hipotezi reddedilmektedir. Başka bir deyişle, hata terimlerinin birbirini izleyen değerleri birbirinden bağımsız değildir ve otokorelasyon sorunu mevcuttur. 1000 gözlem sayısı için 0,05 anlamlılık düzeyinde Durbin-Watson (DW) istatistiğinin dL (alt) sınır değeri 1,9667 ve dU (üst) sınır değeri 1,9679 olarak tespit edilmiştir (Bhargava ve diğerleri, 1982). DW test istatistik tablosunda gözlem sayısı en düşük 50 en yüksek 1000'dir ve gözlem sayısı arttıkça alt ve üst sınır değerleri yükselmektedir. Çalışmanın gözlem sayısının 4610 olduğu dikkate alındığında DW

test istatistiğinin otokorelasyon için tam bir sonuç vermeyeceği açıktır. Ancak Model 5'te hesaplanan DW istatistik değerinin, alt sınır değerinin çok altında olduğu görülmektedir. Dolayısıyla DW, Baltagi ve Li (1991) LM ve Born ve Breuing LM (2016) testlerinde elde edilen sonuçlar birbirini desteklemektedir. Model 1'de değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarının varlığı tespit edilmiştir. Söz konusu sorunların varlığı durumunda dirençli tahminciler kullanılarak doğru sonuçların alınması sağlanmaktadır. Dolayısıyla çalışmada, dirençli tahminci olan White Period ile panel standart hataların düzeltilmesi yoluyla tahminleme gerçekleştirilmiştir. Tahmin sonuçları, Çizelge 21'de sunulmuştur.

**Çizelge 21. Model 1 için panel veri analiz sonuçları**

Bağımlı Değişken: VOL				
Yöntem: White Period				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık D.
BORSA	0,023106	0,007168	3,223643	0,0013***
HİSSE	0,014745	0,011558	1,275732	0,2021
KOD	-0,002545	0,012960	-0,196407	0,8443
Sabit	4,792140	0,062304	76,91588	0,0000***

\*\*\*, \*\*, ve \* simgeleri katsayıların sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde anlamlı olduğunu göstermektedir.  $R^2=0,756270$ , Düzeltilmiş  $R^2=0,728461$ , Regresyonun Standart Hatası=0,671566, F-istatistik=27,19491, Olasılık (F- istatistik) =0,000000\*\*\*

Çizelge 21'de yatırımcı ilgisinin değişken bazında volatiliteye olan etkisinin tespit edilebilmesi için oluşturulan Model 1 doğrultusunda elde edilen tahmin sonuçları yer almaktadır. Analiz sonuçları incelendiğinde, modelin bir bütün olarak anlamlılığını ifade eden F istatistik olasılık değerinin %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu ve açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişkendeki değişimin %75,6'sını ( $R^2$ ) açıkladığı belirlenmiştir. Modelde BORSA ile volatilité arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif ilişki tespit edilmiştir. Dolayısıyla BORSA bağımsız değişkeni için kurgulanan Hipotez 1 kabul edilmektedir. Bu bağlamda, BORSA değişkenindeki %1'lik artış volatilitéde yaklaşık olarak %2,3'lük artışa yol açmaktadır. Diğer taraftan KOD ve HİSSE değişkenleri ile volatilité arasında anlamlı herhangi bir ilişki tespit edilememiştir. KOD ve HİSSE değişkenleri için kurgulanan Hipotez 2 ve Hipotez 3 reddedilmektedir.

Model 2'de toplam GAT bazında yatırımcı ilgisi ile volatilité arasındaki ilişki incelenmiştir. Bu ilişkinin belirlenebilmesi için sabit etkiler modeli, rassal etkiler modeli ve havuzlanmış modelden hangisinin tahminleme için kullanılacağına F Testi, Breusch-Pagan LM (1980) ve Honda (1985) testleri ile karar verilmiştir. Bu testlere ilişkin analiz sonuçları Çizelge 22'de gösterilmiştir.

**Çizelge 22. Model 2 için tahmin modeli belirleme analiz sonuçları**

Test	İstatistik	p-Değeri	Hipotez	Karar
F-grup_ sabit	1243,386	0,000000	$H_0$ :Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	Ret
F-zaman_ sabit	3,010082	0,000000	$H_0$ :Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	Ret
F-iki yönlü_ sabit	26,89195	0,000000	$H_0$ :Kesit ve zaman etkisi yoktur.	Ret
LM-grup_rassal	465944,0	0,000000	$H_0$ :Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	Ret
LM-zaman_rassal	7,101244	0,007703	$H_0$ :Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	Ret
LM- iki yönlü_rassal	465951,1	0,000000	$H_0$ :Kesit ve zaman etkisi yoktur.	Ret
Honda-grup_rassal	682,6009	0,000000	$H_0$ :Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur.	Ret
Honda-zaman_rassal	-2,664816	0,996148	$H_0$ :Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur.	Reddedilemez
Honda-iki yönlü_rassal	480,7874	0,000000	$H_0$ :Kesit ve zaman etkisi yoktur.	Ret

Çizelge 22'deki F Testi sonuçları incelendiğinde, olasılık değerinin kritik değerinin altında olduğu tespit edilmiş ve yokluk hipotezi reddedilmiştir. Bu nedenle, modelin havuzlanmış model yerine sabit etkiler modeli ile tahmin edilmesi daha etkindir. Ayrıca grup ve zaman etkilerinin varlığına ilişkin test istatistikleri incelendiğinde, tahmin edilecek modelde çift yönlü zaman ve grup etkilerinin olduğu tespit edilmiştir. Breusch-Pagan LM (1980) ve Honda (1985) test sonuçlarına göre, her iki test için de olasılık değeri kritik değerinin altında olduğu için Rassal Etkiler Modelinin, havuzlanmış modele göre etkinliği ortaya koyulmuştur. Grup ve zaman etkilerinin varlığına ilişkin test istatistikleri değerlendirildiğinde, LM testinde, F testinde olduğu gibi tahmin edilecek modelde çift yönlü bir etkinin olduğu belirlenirken, Honda testinde ise grup etkisinin olduğu Tek Yönlü Rassal Etkiler Modelinin geçerli olduğu belirlenmiştir. Çalışmanın veri seti dikkate alındığında Sabit Etkiler Modelinin daha etkin ve tutarlı sonuçlar verdiği öngörülmüş ve bu doğrultuda tercih edilmiştir. Sabit Etkiler Modeli esas alınarak hesaplanmış değişen varyans ve otokorelasyon test istatistikleri Çizelge 23'te sunulmuştur.

**Çizelge 23. Model 2 sabit etkiler modeli için değişen varyans ve otokorelasyon test sonuçları**

Değişen Varyans		
Breusch-Pagan-Godfrey LMh_fixed	6058,395	0,000000
Otokorelasyon		
Baltagi ve Li (1991) LMp-stat	228,2764	0,000000
Born ve Breitung (2016) LMp*-stat	232,7617	0,000000
Durbin-Watson	1,553487	

Değişen varyans için  $H_0$ : Değişen Varyans yoktur,  $H_1$ : Değişen Varyans vardır  
Otokorelasyon için  $H_0$ : Otokorelasyon yoktur,  $H_1$ : Otokorelasyon vardır.

Sabit Etkiler Modeli esas alınarak hesaplanmış değişen varyans ve otokorelasyona ilişkin değerler incelendiğinde, Breusch-Pagan-Godfrey LM olasılık değerinin, 0,05 kritik değerinden küçük olduğu belirlenmiş ve yokluk hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla hata terimlerinin varyansları tüm kesitler için sabit değildir ve kovaryansları sıfırdan farklıdır. Diğer bir deyişle panelde değişen varyans sorunu söz konusudur. Otokorelasyon testlerine ilişkin sonuçlar değerlendirildiğinde, Baltagi ve Li (1991) LM ve Born ve Breitung LM (2016) test olasılık değerleri, kritik değerinin altında gerçekleşmekte ve yokluk hipotezi reddedilmektedir. Diğer bir deyişle, hata terimlerinin birbirini izleyen değerleri birbirinden bağımsız değildir ve otokorelasyon sorunu mevcuttur. Dolayısıyla DW, Baltagi ve Li (1991) LM ve Born ve Breitung LM (2016) testlerinde elde edilen sonuçlar birbirini desteklemektedir.

Model 2'de değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarının varlığı tespit edilmiştir. Söz konusu sorunların varlığı durumunda dirençli tahminciler kullanılarak doğru sonuçların alınması sağlanmaktadır. Model 1 ve 2'de dirençli tahminciler kullanılarak model tahmini yapılmış ve en iyi sonucu veren yöntem tercih edilmiştir. Model 1'de White Period Yöntemi ile tahminleme gerçekleştirilirken, Model 2'de dirençli tahminci olan Beck ve Katz (1995) tarafından geliştirilen Period SUR (PCSE) yöntemi ile panel standart hataların düzeltilmesi yoluyla tahminleme gerçekleştirilmiştir. Tahmin sonuçları Çizelge 24'te sunulmuştur.

**Çizelge 24. Model 2 için panel veri analiz sonuçları**

Bağımlı Değişken: VOL				
Yöntem: Period SUR (PCSE)				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık D.
GAT	0,042007	0,021252	1,976623	0,0482**
Sabit	4,713597	0,097651	48,26964	0,0000***

\*\*\*, \*\*, ve \* simgeleri katsayıların sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde anlamlı olduğunu göstermektedir.  $R^2=0,756233$ , Düzeltilmiş  $R^2=0,728551$ , Regresyonun Standart Hatası =0,671455, F-istatistik=27,31856, Olasılık (F- istatistik) =0,000000\*\*\*

Çizelge 24’te yatırımcı ilgisinin toplam GAT bazında volatiliteye olan etkisinin tespit edilebilmesi için oluşturulan Model 2 doğrultusunda elde edilen tahmin sonuçları yer almaktadır. Analiz sonuçları incelendiğinde, modelin bir bütün olarak anlamlılığını ifade eden F istatistik olasılık değerinin %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu ve açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişkenindeki değişimin %75,6’sını ( $R^2$ ) açıkladığı belirlenmiştir. Modelde GAT ile volatilité arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif ilişki tespit edilmiştir. Dolayısıyla GAT değişkeni için kurgulanan Hipotez 4 kabul edilmektedir. Bu bağlamda, diğer bağımsız değişkenlerin toplamını ifade eden GAT değişkenindeki %1’lik artış volatilitéde yaklaşık olarak %4,2’lik artışa yol açmaktadır. Çalışmada elde edilen bu bulgular Mao ve diğerleri (2011), Vlastakis ve Markellos (2012) ve Aouadi ve diğerleri (2013) tarafından yapılan çalışmalarda ulaşılan bulgular ile benzerlik göstermektedir.

Modellerin sonuçları değerlendirildiğinde yatırımcıların Google arama motoru üzerinden “bankalara ilişkin BIST kodu” ve “banka adı hisse” aramaları volatilité üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratmaktadır. Ancak “banka adı borsa” aramasının ve bu anahtar kelimelerin toplamından oluşan toplam yatırımcı ilgisini ifade eden “toplam GAT” değişkeninin volatilité üzerinde pozitif yönlü bir etki yarattığı tespit edilmiştir. Herhangi bir değişkenin, belirli bir ortalama değere göre çok yüksek artış veya azalış göstermesi volatilité olarak tanımlanabilmektedir ve finansal varlığın fiyatında meydana gelen dalgalanmaları göstermektedir. Bu kapsamda çalışmanın bulguları Barber ve Odean (2008) tarafından geliştirilen fiyat baskısı hipotezini destekler niteliktedir. Barber ve Odean (2008)’e göre yatırımcı ilgisi pay senedi için fiyat artışına sebep olmaktadır. Bu kapsamda yatırımcı ilgisinin artış veya azalış göstermesi doğrudan fiyatlara yansıtacağı için pay senedi fiyatında yükseliş veya düşüşlere yol açacağı için serinin ortalamadan sapmasına yol açabilecektir. Bu durum volatilitéyi oluşturan bir unsur olarak karşımıza çıkmaktadır.

## 5. SONUÇ

Davranışsal finans, etkin piyasa hipotezinin varsayımı olan rasyonel yatırımcı davranışına eleştirel bir bakış açısı getirerek, yatırımcıların aldığı finansal kararlarda duygularının önemli rolü olduğunu vurgulamıştır. Davranışsal finans alanındaki çalışmalar ile birlikte piyasaya yeni bir bilgi gelmesi dahi yatırımcı ilgisinin piyasayı etkileyeceği gözlemlenmiştir. Yatırımcı ilgisi doğrudan ölçülebilen bir kavram olmadığı için ilk yapılan çalışmalarda genellikle anket ve haber analizlerinden faydalanılmıştır. Ardından yapılan çalışmalarda aktif yatırımcı ilgisinin ölçümünde arama motoru ve sosyal medya verileri dâhil olmak üzere çok büyük ölçekli web verilerinden yararlanılmaya başlanmıştır.

Çalışmada, yatırımcı ilgisinin pay senedi volatilitésine olan etkisi BIST Banka endeksine kote olan bankalar üzerinde 2010-2018 döneminde ortaya çıkarmak olarak amaçlanmıştır. GAT verilerinin 2004 yılından itibaren kullanıcıların hizmetine sunulması, ilk yıllarda verilerin yetersizliği ve çalışmanın sonuçlarının 2008 küresel krizinin etkilerinden arındırılması amacıyla araştırma dönemi 2010-2018 olarak belirlenmiştir. BIST Banka Endeksi’nde yer alıp yeterince GAT verisine ulaşılamamış olmasından dolayı analize dâhil edilemeyen bankalar ICBC Turkey Bank A.Ş., QNB Finansbank A.Ş. ve Türkiye Kalkınma Bankası A.Ş. olmuştur. Bu doğrultuda çalışmada yatırımcı ilgisinin ölçümü için Google’ın halka açık bir uygulaması olan Google Trends’den elde edilen “banka adı hisse”, “banka adı borsa”, “bankaların BIST Kodu” ve bu üç anahtar kelimenin toplamı olan “toplam GAT” anahtar kelimelerinin aranma sıklıkları kullanılmıştır. Çalışmanın bağımlı değişkeni olan volatilité yapılarının tahminlenmesinde ilk olarak her bir banka için ayrı ayrı serilerin durağanlıkları araştırılmış, en uygun başlangıç modeli SBIC’e göre belirlenmiştir. Serilerin normal dağılıma uyup uymadıkları, değişen varyans ve otokorelasyon sorunlarının olup olmadığı ve serinin doğrusal olmayan unsurlar içerip içermediği incelenmiştir. Seriler için en uygun ARMA modeli belirlendikten sonra simetrik ve asimetrik volatilité modelleri sınanmış ve katsayılar hesaplanmıştır. Sonrasında ise volatilité modellerinde elde edilen katsayı ve anlamlılık kısıtları doğrultusunda model karşılaştırması yapılarak en uygun volatilité modeli Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş. için ARCH (1,0), Şekerbank T.A.Ş için GARCH (1,1) diğer bankalar için ise ARCH (1,1) olarak tespit edilmiştir. Tespit edilen modellerle volatilité tahminlemesi yapılmış ve koşullu değişen varyans hata terimleri elde edilmiştir. Bankalara ilişkin hesaplanan koşullu değişen varyans hata terimlerinin karekökü alınarak, bir sonraki aşama olan panel regresyon modelinde bağımlı değişken olarak kullanılacak seriler elde edilmiştir.

Yatırımcı ilgisi pay senedi volatilitesi arasındaki ilişkiyi ortaya çıkarmak amacıyla çalışmanın bağımlı değişkeni olan volatilité esas alınarak değişken bazında ve toplam GAT bazında olmak üzere 2 model kurulmuştur. Model 1’de değişken bazında yatırımcı ilgisi ile volatilité arasındaki ilişki incelenmiştir. Modelde F istatistik olasılık değerinin %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu ve açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişkendeki değişimin %75,6’sını ( $R^2$ ) açıkladığı belirlenmiştir. Modelde BORSA ile volatilité arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif ilişki tespit edilmiştir. BORSA değişkenindeki %1’lik artış volatilitéde yaklaşık olarak %2,3’lük artışa yol açtığı sonucuna ulaşılmıştır. HİSSE ve KOD değişkenleri ile volatilité arasında istatistiksel olarak anlamlı ilişki tespit edilememiştir. Bu doğrultuda yatırımcıların “banka adı hisse”, ve “bankaların BIST Kodu” aramalarının volatilitéye etkisi yokken “banka adı borsa” aramasının pozitif yönlü etkisi bankaların koşullu değişen varyans grafikleri incelenerek açıklanabilir. Bankalara ilişkin serilerin kriz dönemlerinde ortalama değerden saptığı ve volatilité kümelenmelerinin yaşandığı görülmektedir. Bu doğrultuda kriz dönemlerinde yatırımcıların piyasanın genel durumu hakkında bilgi toplamak adına Google araması yaparken ilk akıllarına gelen anahtar kelimenin borsa olduğu söylenebilir. Model 2’de F istatistik olasılık değerinin %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu ve açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişkendeki değişimin %75,6’sını ( $R^2$ ) açıkladığı belirlenmiştir. Modelde GAT ile volatilité arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif ilişki tespit edilmiştir. BORSA, KOD ve HİSSE bağımsız değişkenlerin toplamını ifade eden GAT değişkenindeki %1’lik artış volatilitéde yaklaşık olarak %4,2’lik artışa yol açmaktadır. Çalışmada elde edilen bu bulgular Mao ve diğerleri (2011), Vlastakis ve Markellos (2012) ve Aouadi ve diğerleri (2013) tarafından yapılan çalışmalarda ulaşılan bulgular ile benzerlik göstermektedir.

Analizler bir bütün olarak yorumlandığında seçilen anahtar kelimeler kapsamında yatırımcı ilgisinin ölçümü için kullanılan GAT verileri ile BIST Banka Endeksi’nde işlem gören bankaların pay senedi volatilitesi arasında pozitif yönlü bir ilişkiden söz edilebilmektedir. Elde edilen bulgulara göre yatırımcıların piyasa ile ilgili bilgileri araştırıp keşfetmeleri volatilitéyi dolayısıyla fiyatları etkilemektedir. Bu doğrultuda piyasada kamuya açıklanmış bilgilerin fiyatlara tam yansımamış olduğu gözlemlenmekte olup bu durum EPH formlarından yarı güçlü formda piyasa etkinliğini reddetmektedir. Çalışmanın sonuçları Yatırımcı Tanınmışlık Hipotezi (Merton, 1987) ve Fiyat Baskısı Hipotezini (Barber ve Odean, 2008) destekler nitelikte gerçekleşmiştir. Teorilere göre yatırımcılar genelde ilgilerini çeken pay senedini aktif olarak araştırır ve satın alır bu da yatırımcının dikkatini çeken pay senedi için fiyat ve getiri artışına sebep olur. Bu kapsamda, yatırımcı ilgisinde meydana gelen artış veya doğrudan fiyatlara yansiyarak, fiyatta yükseliş veya düşüşlere sebep olarak serinin ortalamadan sapmasına yol açabilecektir. Bu durum volatilitéyi oluşturan bir unsur olarak karşımıza çıkmaktadır.

Çalışmadan elde edilen sonuçlar, geleneksel teorilerin geçerliliğinin test edilmesi, rasyonel davranışa karşı davranışsal önyargının varlığının ortaya çıkarılması açısından önem arz etmektedir. Ayrıca çalışma, yatırımcı tanınmışlık hipotezi ve dikkat teorisinin (fiyat baskısı hipotezi) test edilmesine ek olarak finansal kararlarda arama motorları verilerinin de güvenilir olduğunu göstermektedir. Çalışmanın sonuçları yatırımcı ilgisinin volatilitéyi artırıcı etkisini yorumlayabilen ve alım satım stratejilerinde kullanabilen ulusal ve uluslararası yatırımcılar açısından önemlidir. Kaynakların verimli alanlara yönlendirilebilmesi için finansal piyasaların gelişmesi, derinleşmesi, yatırımcı sayısının artması ve fiyatların piyasada sağlıklı oluşması gerekmektedir. Bu kapsamda GAT verilerinin ve çalışmanın sonuçlarının, finasta birçok potansiyel araştırmaya motivasyon sağlaması ve yatırım stratejileri oluşturmada kullanılması önerilebilir. Böylece tasarrufların etkin ve verimli alanlara yönlendirilmesi sağlanabilir.

Gelecek çalışmalarda analiz dönemi, analizde yatırımcı ilgisini ölçmek için Google Trends’te aratılan anahtar kelimeler, analizin uygulandığı sektör ve firmalar farklı ele alınarak çalışma geliştirilebilir.

## KAYNAKÇA

- ADACHI, Y., MASUDA, M. ve TAKEDA, F. (2017), **Google Search Intensity and Its Relationship to the Returns and Liquidity of Japanese Startup Stocks**, Pacific-Basin Finance Journal, 46 (B), 243-257.
- AHLUWALIA, S. (2018), **Effect of Online Searches on Stock Returns**, Accounting and Finance Research, 7 (1), 70-81.
- ALBAYRAK, A. S. (2005), **Çoklu Doğrusal Bağlantı Halinde En küçük Kareler Tekniğinin Alternatifi Yanlı Tahmin Teknikleri ve Bir Uygulama**, ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi, 1 (1), 105-107.
- AOUADİ, A., AROURİ, M. ve TEULON, F. (2013), **Investor Attention and Stock Market Activity: Evidence from France**. Economic Modelling, 35, 674-681.
- BALTAGI, B.H. (2005). **Econometric Analysis of Panel Data**, John Wiley&Sons, Ltd., England.
- BALTAGI, B.H. ve LI, Q. (1991), **A Joint Test for Serial Correlation and Random Individual Effects**, Statistics and Probability Letters, 11 (3), 277-280.
- BANK, M., LARCH, M., ve PETER, G. (2011), **Google Search Volume and Its Influence on Liquidity and Returns of German Stocks**, Financial Markets and Portfolio Management, 253, 239-264.
- BARBER, B. M. ve ODEAN, T. (2008), **All That Glitters: The Effect of Attention and News on the Buying Behavior of Individual and Institutional Investors**, Review of Financial Studies, 2 (2), 785-818.
- BECK, N. ve KATZ, J. N. (1995), **What to Do (and not to Do) with Time-Series Cross-Section Data**, American Political Science Review, 89 (3), 634-647.
- BHARGAVA, A., FRANZINI, L. ve NARENDRANATHAN, W. (1982), **Serial Correlation and The Fixed Effects Model**, The Review of Economic Studies, 49 (4), 533-549.
- BİJL, L., KRİNGHAUG, G., MOLNAR, P. ve SANDVİK, E. (2016), **Google Searches and Stock Returns**, International Review of Financial Analysis, 45, 150-156.
- BODIE, Z., KANE, A. ve MARCUS, A. (2003), **Essentials of Investments**, 5<sup>th</sup> Edition, The McGraw Hill, USA.
- BORN, B. ve BREITUNG, J. (2016), **Testing for Serial Correlation in Fixed-Effects Panel Data Models**, Econometric Reviews, 35 (7), 1290-1316.
- BREUSCH, T.S. ve PAGAN, A. (1980), **The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics**, Review of Economic Studies, 47 (1), 239-253.
- BROCK, W., DECHERT, W. D. ve SCHEINKMAN, J. (1987), **A Test for Independence Based on the Correlation Dimension**, University of Wisconsin at Madison, Working Paper.
- DA, Z., ENGELBERG, J. ve GAO, P. (2011), **In Search of Attention**, The Journal of Finance, 66 (5), 1461-1499.
- DRAKE, M. S., ROULSTONE, D. T. ve THORNOCK, J. R. (2012), **Investor Information Demand: Evidence from Google Searches Around Earnings Announcements**, Journal of Accounting Research, 50 (4), 1001-1040.
- ERTEN, E. ve KORKMAZ, T. (2018), **Google Trends Arama Hacim Endeksi ve Borsa İstanbul İlişkisi**, 22. Finans Sempozyumu, Mersin.
- FAMA, E. F. (1970), **Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work**, The Journal of Finance, 25 (2), 383-417.
- FINK, C.ve JOHANN, T. (2014), **May I Have Your Attention, Please: The Market Microstructure of Investor Attention**, University of Mannheim Working Paper. 1-59.
- HONDA, Y. (1985), **Testing the Error Components Model with non-Normal Disturbances**, Review of Economic Studies, 52 (4), 681-690.
- JOSEPH, K., WINTOKI, M. B. ve ZHANG, Z. (2011), **Forecasting Abnormal Stock Returns and Trading Volume Using Investor Sentiment: Evidence from Online Search**, International Journal of Forecasting, 27 (4), 1116-1127.
- KAHNEMAN, D. (1973), **Attention and Effort**, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.
- KAHNEMAN, D. ve TVERSKY, A. (1974), **Judgement under Uncertainty: Heuristics and Biases**, Science, 185 (4157), 1124-1131.
- KAHNEMAN, D. ve TVERSKY, A. (1979), **Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk**, Econometrica, 47 (2), 263-291.