

Yatırımcı İlginin Pay Piyasaları Üzerindeki Etkisi: Borsa İstanbul'da İşlem Gören Bankalar Üzerine Panel Veri Analizi¹

Tuğba NUR-TOPALOĞLU (<https://orcid.org/0000-0002-0974-4896>), Department of Health Management, Şırnak University, Turkey; e-mail: tnurtopaloglu@sirnak.edu.tr

İlhan EGE (<https://orcid.org/0000-0002-5765-1926>), Department of Business Administration, Mersin University, Turkey; e-mail: ilhanege@mersin.edu.tr

The Effect of Investor Attention on Equity Markets: Panel Data Analysis on Banks Traded on Borsa İstanbul²

Abstract

In this study, it is aimed to investigate the relationship between investor's attention measured by SVI (Google Search Volume Index) and both stock return and trading volume of the banks listed in Borsa İstanbul for the period 2010-2018. For this purpose, together with "bank name stock", "bank name stock market", "banks' BIST code" keyword search volumes, "Total GAT" which is the sum of the each independent search volume index has been taken as independent variables while stock returns and trading volume are used as dependent variables. As a result of the panel data analysis, a statistically significant and positive relationship has been found between stock return and the "banks' BIST code", while no significant relationship has been found between other independent variables and the stock return. In addition, while there exists a statistically significant and positive relationship between each of the independent variables namely "bank name stock market", "banks' BIST code", "total GAT" and our other dependent variable, trading volume, there is no statistically significant relationship between "bank name stock" variable and trading volume. The results of this research are generally supported by Merton (1987) Investor Recognition Hypothesis and Barber and Odean (2008) Price Pressure Hypothesis.

Keywords : Investor Attention, Google Search Trends, Equity Market.

JEL Classification Codes : C33, G2, G21.

Öz

Çalışmada GAT (Google Arama Trendleri) verileri ile ölçülen yatırımcı ilgisi ile pay senedi getirisi ve işlem hacmi arasındaki ilişkinin bankacılık sektöründe faaliyet gösteren ve Borsa İstanbul'a kote olan bankalarda 2010-2018 döneminde araştırılması amaçlanmıştır. Bu amaçla "banka adı hisse", "banka adı borsa" ve "bankaların BİST kodu" anahtar kelimelerinin Google aranma sıklıkları ve aranma sıklıklarına ilişkin her bir endeksin toplamı olan "toplam GAT" bağımsız değişkenler olarak

¹ Bu çalışma birinci yazar tarafından Mersin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü'nde tamamlanmış "Yatırımcı İlginin Pay Senedi Getirisi, İşlem Hacmi ve Volatilitesi Arasındaki İlişki: Borsa İstanbul'da İşlem Gören Bankalar Üzerine Bir Uygulama" adlı doktora tezinden yararlanılarak hazırlanmıştır.

² This study was prepared using the doctoral thesis titled "The Relationship between Investor Attention, Return on Stock, Trade Volume and Volatility: An Application on the Banks Traded in Borsa İstanbul", completed by the first author at Mersin University Institute of Social Sciences.

analize dâhil edilir iken bağımlı deđişkenler olarak pay senedi getirisi ve işlem hacmi kullanılmıştır. Yapılan panel veri analizi sonucunda bağımlı deđişken olan pay senedi getirisi ile “bankaların BİST kodu” arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü ilişki tespit edilirken diđer bağımsız deđişkenler ile pay senedi getirisi arasında anlamlı ilişki tespit edilememiştir. Bunun yanı sıra, bir diđer bağımlı deđişken olan işlem hacmi ile “banka adı hisse”, “bankaların BİST kodu” ve “toplam GAT” bağımsız deđişkenleri ile istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki tespit edilirken “banka adı borsa” deđişkeni ile işlem hacmi arasında anlamlı ilişki tespit edilememiştir. Araştırma sonuçları genel olarak Merton (1987) Yatırımcı Tanınmışlık Hipotezi ve Barber ve Odean (2008) Fiyat Baskısı Hipotezi’ni destekler niteliktedir.

Anahtar Sözcükler : Yatırımcı İlgisi, Google Arama Trendleri, Pay Piyasası.

1. Giriş

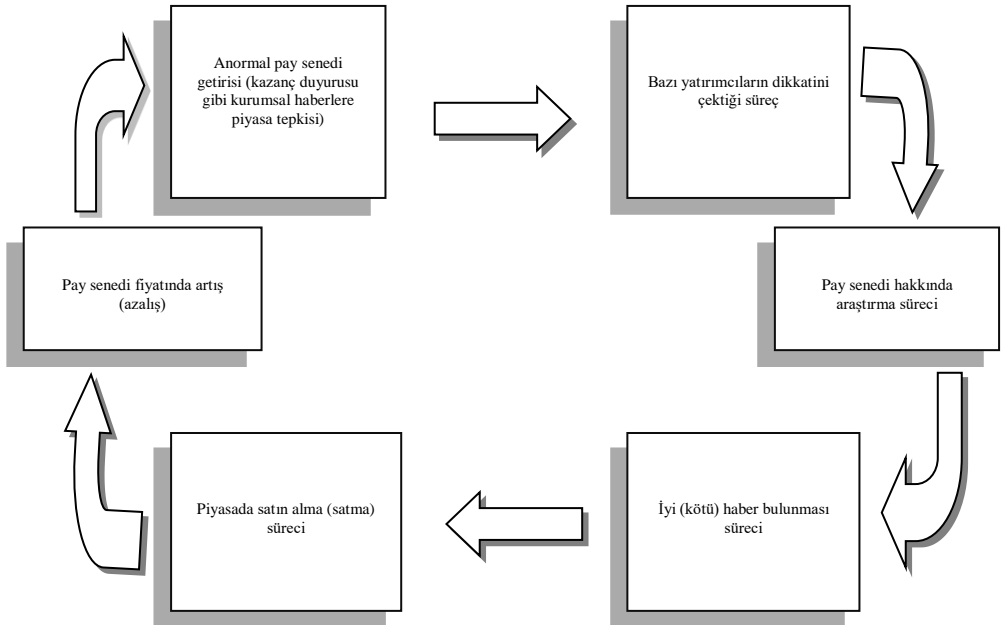
Davranışsal finans alanındaki çalışmalar ile birlikte rasyonel teorilerin varsayımları eleştirilmeye başlanmış ve çalışmalar geleneksel teorilerin aksine piyasaya yeni bir bilgi gelmesi dahi yatırımcı ilgisinin fiyatları etkilemek için yeterli olduğunu göstermiştir. Yatırımcı ilgisinin temelini, Merton (1987) tarafından geliştirilen yatırımcı tanınmışlık hipotezi ve Barber & Odean (2008) tarafından geliştirilen fiyat baskısı hipotezi oluşturmaktadır. Merton (1987), çalışmasında her yatırımcının sadece mevcut menkul kıymetlerin bir alt kümesini bildiđi bir ortamda iki dönemlik sermaye piyasası dengesi modeli oluşturmuştur. Bu sınırlı bilgi türünün menkul kıymet fiyatları üzerindeki etkisini araştırmıştır. Modelde temel davranışsal varsayım, bir yatırımcının menkul kıymet fiyatını bildiđi durumda bu bilgiyi optimal portföy oluşturma aşamasında kullanmasıdır. Model yatırımcıların çok fazla bilgi sahibi olmadan dikkatleri çeken paylara yatırım yaptıkları varsayımını sınamaktadır. Hipoteze göre gerçek yatırımcılar tarafından tutulan portföyler (hem bireysel hem de kurumsal), elde edilen binlerce alım satım amaçlı menkul kıymetlerin sadece küçük bir kısmını içermektedir. Bu kapsamda bireysel ve kurumsal yatırımcılar sadece farkında oldukları pay senetlerine yatırım yapma eğilimindedir.

Barber ve Odean (2008) çalışmalarında bireysel yatırımcıların, dikkat çeken pay senetleri, örneğin, haberlerdeki pay senetleri ve anormal işlem hacmi yüksek pay senetlerinin net alıcıları olduđu hipotezini test etmişlerdir. Çalışmalarında “Sadece sınırlı sayıda araştırma makalesi okumak için zamanınız var. Bu makaleyi okumayı nasıl seçtin?” (Barber & Odean, 2008: 785) örneğine değinerek yatırımcıların yalnızca sınırlı pay senedini araştırma zamanlarının olduđu ve neden bazılarının yatırım yapmayı düşünmezken diđerlerine yatırım yapıyorlar? Sorusuna cevap aramışlardır. Dikkat kıt bir kaynak olduđu için seçenekler fazla olduđunda dikkat çeken seçeneklerin seçilme olasılığı yüksek iken dikkat çekmeyen seçenekler göz ardı edilmektedir. Bir pay senedi satın alırken yatırımcılar, aralarında seçim yapabileceđi binlerce pay olduđu için zorlu bir arama sorunu ile karşılaşmaktadırlar. Bilişsel ve geçici ne kadar bilginin işlenebileceđinin sınırları mevcuttur. Alternatifler çoklu boyutlarda farklılık gösterdiğinde bu seçimi yapmak daha da zorlaşmaktadır. Dikkatin yatırımcıya iyi hizmet edebilmesi için, seçeneğin göze çarpan niteliklerinin yatırımcının faydası için önemli olması gerekmektedir. Aksi durumda dikkat faydanın en düşük olduđu seçeneklere yönelmesine sebep olmaktadır. Teorik olarak,

yatırımcılar alım yaparken olduğu gibi satış yaparken de aynı karar verme sorunuyla karşı karşıya kalmaktadırlar. Ancak pratikte yatırımcıların satış yapmak istediklerinde bu dikkati kullanmadıkları karar verme sürecine girmedikleri gözlemlenmiştir. Yatırımcılar sahip oldukları pay senedini satmanın yararlarını ekonomik ve duygusal olarak ayrı ayrı değerlendirmektedir. Örneğin zarar ettiren payları satarak bir kayıbın gerçekleşmesiyle ilgili pişmanlığı erteleyebilmektedirler. Bu nedenle bireysel yatırımcılar satın aldıkları pay senetlerinin gelecekteki getirileri hakkında endişe duyarken, sattıkları pay senetlerinin geçmiş getirilerine odaklanmaktadır. Bu doğrultuda modelde bireysel yatırımcıların dikkatlerini çeken pay senetlerini satmak yerine satın alma olasılıklarının daha yüksek olduğu önerisi test edilmiştir. Barber ve Odean (2008) yaptıkları çalışmanın sonucunda bireysel yatırımcıların dikkat odaklı satın alma davranışı gösterdiğini tespit etmişlerdir (Barber & Odean, 2008: 785-787).

Yatırımcı ilgisi, bilginin araştırılıp keşfedilmesine yol açmakta bu nedenle geçici bir fiyat baskısı yaratmaktadır. Bu da yatırımcının dikkatini çeken pay senedi için fiyat artışına sebep olmaktadır. Ya da tam tersi süreç aşağıda şekilde belirtildiği gibi işleyebilmekte: yüksek getiri ve işlem hacmi yatırımcı ilgisini çekebilmektedir (Tantaopas vd., 2016: 111). Yatırımcı ilgisi ile piyasa fiyatları arasındaki bilgi keşfi süreci Şekil 1'deki gibi gerçekleşmektedir.

Şekil: 1
Yatırımcı İlgisi ve Piyasada Oluşan Fiyat Arasındaki Bilgi Keşfi Süreci



Kaynak: Tantaopas vd. (2016), Attention effect via internet search intensity in Asia-Pacific stock markets, Pacific-Basin Finance Journal, 38, 107-124.

İstisnai büyümeyle sahip olan bir firmanın, hissedarlarına büyük bir sermaye kazancı sağladığı varsayıldığında, firmaya ilişkin bu bilgi pazara ulaştığında pay senedi için anormal pozitif getiri sağlamaktadır. Bu durum bireysel yatırımcının dikkatini çekmekte ve yatırımcı pay senedi hakkında bilgi toplamaktadır. Yatırımcıların arařtırmaları iyi ya da kötü haber olabilecek bilgi keřiflerine yol açmaktadır. Yatırımcılar bilginin tamamen piyasa fiyatlarına dâhil edilmediđine inandıđı için, fiyatların düşeceđi beklentisiyle kısa pozisyon veya fiyatların artacađı beklentisiyle uzun pozisyon ile pay senedinin alım veya satımını yaparak bilgi avantajlarından yararlanmaktadırlar. Yapılan bu işlem piyasadaki arz ve talep seviyesini belirleyen pay fiyatı üzerinde bir fiyat baskısı oluşmasına sebep olmaktadır. Bu fiyat hareketleri bir kez daha yatırımcıların dikkatini çekmekte ve süreç Şekil 1’de gösterildiđi gibi tekrar tekrar devam etmektedir (Tantaopas vd., 2016: 111).

Yatırımcı ilgisi literatürde sıklıkla çalışılmış ve doğrudan ölçülemediđi için farklı yöntemler ile ele alınmıştır. İlk zamanlarda Merton (1987), Barber ve Odean (2008) ve Drake vd.,(2012) tarafından yapılan arařtırmalarda anket ve haberler ile ölçülen yatırımcı ilgisi, son zamanlarda Da vd. (2011), Mao vd. (2011), Joseph vd. (2011), Vlastakis ve Markellos (2012), Liu vd. (2012), Loughlin ve Harnish (2013), Latoeiro vd. (2013), Zhang vd. (2013) , Vozlyublennaiia (2014), Akgün (2016), Tantaopas vd. (2016), Bijl vd. (2016), Korkmaz vd. (2017) Bozanta vd. (2017), Bilgiç (2017), Wang vd., (2018), Erten ve Korkmaz (2018) tarafından yapılan arařtırmalarda, Google Trends’den elde edilen aranma sıklıkları ile ölçülmüştür. Google Arama Trendleri (GAT), bir zaman serisi ölçümü sağlamak ve arama motorunda aranan terimlerin sıklığını normalleştirme yaparak vermektedir. Yatırımcı ilgisinin ölçümünde GAT kullanımı, yatırımcı ilgisini pasif ilgi ölçütleriyle karşılařtırdığı için daha zamanında kontrol edilmesini sağlamaktadır. Ayrıca bireysel yatırımcıların Google üzerinden pay senedi araması belirli bir firmanın dikkatini çektiđinin göstergesidir.

Bu doğrultuda çalışmada yatırımcı ilgisi ile pay senedi getirisi ve işlem hacmi arasındaki ilişkinin bankacılık sektöründe faaliyet gösteren ve Borsa İstanbul’a kote olan bankalarda 2010-2018 döneminde arařtırılması amaçlanmıştır. Türkiye’de ilgili dönemde yatırımcı ilgisi ile pay piyasaları arasındaki ilişkiyi endeksler üzerinde arařtıran Akgün (2016), Korkmaz vd. (2017), Bilgiç (2017), Erten ve Korkmaz (2018) tarafından yapılan çalışmalar mevcut iken firmalar açısından GAT verilerini kullanarak yatırımcı ilgisi ile pay senedi getirisi ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi ölçen çalışma sayısı sınırlı kalmıştır. Bu kapsamda elde edilecek bulguların etkin piyasa hipotezi ya da davranışsal finans teorisinden hangisini destekler nitelikte olduđu ortaya konacaktır. Bu doğrultuda çalışma literatüre katkı sunmakta ve özgünlük sağlamaktadır.

2. Literatür Taraması

Yatırımcı ilgisi ile pay senetleri getirisi ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi ortaya çıkarmaya yönelik uluslararası alan yazınında birçok çalışma yapılmışken, ulusal yazında yapılan çalışmalar sınırlı kalmıştır. Bu çalışmaların bir kısmı aşağıda kısaca verilmiştir.

Da vd. (2011) tarafından yapılan çalışma yatırımcı ilgisini GAT verilerini kullanarak ölçen ilk çalışmadır. Çalışma da yatırımcı ilgisini ölçmek için ABD sermaye piyasasında

işlem gören firmaların pay senedi piyasası kodları anahtar kelime olarak kullanılmıştır. 2004-2008 dönemi için yaptıkları çalışmanın sonucunda GAT'tan elde edilen veriler ile ölçülen yatırımcı ilgisi ile işlem hacmi, aşırı getiri ve reklam harcamaları olarak alınan diğer değişkenlerle arasında ilişki olduğunu tespit etmişlerdir.

Mao vd. (2011) yatırımcı ilgisi ile Dow Jones endeksi işlem hacmi, volatilité ve getiri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. 2010-2011 döneminde GAT verileri ve borsa ile ilgili haberleri yatırımcı ilişkisini ölçmek için kullanmışlardır. Granger'in Nedensellik Testi kullanarak yaptıkları analiz sonucunda yatırımcı ilgisinden Dow Jones endeksi işlem hacmine tek yönlü, volatilité ve yatırımcı ilgisi ile çift yönlü ve getiriden yatırımcı ilgisine olan tek yönlü ilişki tespit etmişlerdir.

Joseph vd. (2011) 2005-2008 dönemi için S&P 500'de yer alan firmaların piyasa kodlarına (örn. Exxon Mobil için XOM) ilişkin Google Trends verileri ile aşırı getiri ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Bu kapsamda yatırımcı ilgisinin Google arama trendleri ile ölçülebileceğini ve ilişkili olduklarını belirtmişlerdir. S&P 500 firmaları üzerine haftalık veriler ile firmaları portföylere ayırarak yaptıkları analiz sonucunda internette arama sıklığının pay senedi getirileri ve işlem hacmini tahmin ettiği ve aralarında pozitif ilişki olduğu tespit edilmiştir.

Bank, Larch ve Peter (2011) Almanya menkul kıymet piyasasında 2004-2010 döneminde yatırımcı ilgisi ile pay senedi getirisi arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Yatırımcı ilgisinin ölçümü için firma adı anahtar kelimesinin Google Trends arama sıklığını kullanmışlardır. Yaptıkları analiz sonucunda, yatırımcı ilgisi ile pay senedi işlem hacmi arasında anlamlı pozitif bir ilişki tespit edilirken yatırımcı ilgisi ile likidite arasında ters yönlü bir ilişki tespit edilmiştir. Bu ilişkilerin sebebinin asimetrik bilgiden kaynaklandığını öne sürmüşlerdir.

Vlastakis ve Markellos (2012), NYSE ve NASDAQ'da en büyük otuz pay senedi üzerine yaptıkları araştırmada GAT sorguları ile pazar değişkenleri arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Çalışmanın sonucunda bilgi talebi ile volatilité ve işlem hacmi arasında pozitif yönlü ilişki tespit etmişleridir. Ayrıca bilgi talebinin yüksek getiri dönemlerinde arttığı ve yatırımcıların riskten kaçınma düzeyi arttıkça bilgi talebinin de arttığını gözlemlemişlerdir.

Liu vd. (2012) çalışmalarında GAT verisi ile yatırımcı, piyasa durum ve makroekonomik endeksleri arasındaki ilişkiyi Çin menkul kıymetler borsasında araştırmışlardır. Çalışmada yapılan Granger nedensellik analizi sonuçlarına göre üç endeksteeki artış ile getiri arasında tek yönlü pozitif ilişki tespit etmişlerdir.

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

Latoeiro vd. (2013) çalışmalarında web arama sorgularının borsa hareketlerini tahmin edip etmediđini Avrupa menkul kıymet piyasalarında test etmişlerdir. Yaptıkları analiz sonucunda web arama sorgularının, volatilitte ve hacimde geçici bir artışa sebep olduğunu ve piyasa endeksi için yapılan internet aramalarındaki artışın pay senedi endeks getirilerinde bir düşüşe sebep olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu bağlamda yatırımcıların, sınırlı karar teorisini (limited attention theory) teyit ederek yatırım kararlarında kesin bilgiye göre daha fazla piyasa bilgisini işleme eğiliminde olduklarını tespit etmişlerdir.

Zhang vd. (2013), Şangay Borsası ve Şhenzhen menkul kıymetler borsası üzerine 2011-2012 dönemi için yaptıkları analizde internet arama verileri ile anormal getiriler arasında iki yönlü Granger nedenselliđinin varlığını tespit etmişlerdir. Yatırımcı ilgisinin işlem hacmini kontrol ettikten sonra bile anormal getiriler için açıklayıcı ve istatistiksel olarak anlamlı bir açıklayıcı deđişken olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Vozlyublennaia (2014), Dow Jones, NASDAQ, S&P500, Altın Endeksi, Batı Teksas Petrol Endeksi üzerine yaptıkları çalışmada 2004-2012 döneminde yatırımcı ilgisi ile volatilitte ve getiri arasındaki ilişki araştırmışlardır. Yatırımcı ilgisini ölçmek için Google arama motorunda firma adı aranma sıklığını dikkate almışlardır. Yaptıkları analiz sonucunda yatırımcı ilgisi endeks getirilerinin öngörülebilirliğini azaltmakta ve piyasa verimliliđini artırmakta olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Takeda ve Wakao (2014) yatırımcı ilgisinin pay senedi getirisi ve işlem hacmine olan etkisini Japonya borsasında işlem gören firmalar üzerine incelemişlerdir. Yatırımcı ilgisini ölçmek için GAT verilerini kullanmışlardır. Yapılan analiz sonuçlarına göre firmalara olan yatırımcı ilgisi ile pay senedinin fiyatı ve işlem hacmi arasında pozitif yönlü bir ilişki tespit etmişlerdir. Ayrıca yatırımcı ilgisinin işlem hacmini fiyata göre daha fazla artırdığı sonucuna varmışlardır.

Fink ve Johann (2014) çalışmalarında yatırımcı ilgisi ile likidite volatilitte ve getiri arasındaki ilişkiyi DAX endeksi üzerine yaptıkları analiz ile araştırmışlardır. Yapılan panel veri analizi sonucunda yatırımcı ilgisinin yüksek olduğu günlerde volatilitte ile GAT arasında ilişki tespit edilirken likidite ve getiri arasında ilişki tespit edilememiştir.

Akgün (2016) çalışmasında 2005-2015 döneminde Türkiye için 145 firma üzerinde halka arz öncesi yatırımcı ilgisinin halka arz getirileri ile halka arz sonrası pay senedi likiditesi arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Yatırımcı ilgisini iki şekilde ölçmüş olup pasif yatırımcı ilgisini firmalarla ilgili çıkan haber ve rapor sayısı ile aktif yatırımcı ilgisini ise GAT verileri ile hesaplamıştır. Yapılan panel veri analizi sonucunda pasif yatırımcı ilgisi ile halka arz öncesi getiriler arasında ilişki tespit edilemezken, aktif yatırımcı ilgisi ile likidite arasında pozitif yönlü ilişki tespit edilmiştir.

Tantaopas vd. (2016), çalışmalarında yatırımcı ilgisi ile volatilitte ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. 2004-2014 döneminde Asya-Pasifik pay senedi piyasaları üzerine araştırma yapmışlardır. Yatırımcı ilgisi GAT ile ölçülmüştür. Anahtar kelime olarak

Google' da analiz yapılan endekslerin kodları aranmıştır. Yapılan Granger nedensellik analizi sonucunda yatırımcı ilgisi ile işlem hacmi ve volatilité arasında ilişki tespit etmiştir.

Bijl vd. (2016), çalışmalarında yatırımcı ilgisi ile pay getirisi arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Yatırımcı ilgisini GAT verileri ile ölçmüşlerdir. Anahtar kelime olarak arama motorunda firma adı aratmışlar ve aranma sıklığını dikkate almışlardır. Çalışmalarını S&P 500 endeksinde bulunan 431 şirket üzerinde 2008-2013 döneminde panel veri analizi yöntemi ile gerçekleştirmişlerdir. Analiz sonucunda GAT verileri ile pay getirisi arasında negatif yönlü ilişki tespit edilmiştir.

Korkmaz vd. (2017) yaptıkları çalışmada, yatırımcı ilgisinin pay senedi piyasasına olan etkisini araştırmışlardır. Yatırımcı ilgisini GAT verileri ile ölçmüşlerdir. Yatırımcı ilgisi ile BİST-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.

Bozanta vd. (2017), çalışmalarında 12 pay senedi piyasası üzerine 2014-2015 döneminde yatırımcı ilgisi ile endekslerin düzeltilmiş kapanış fiyatları arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Yatırımcı ilgisini GAT verisi ile ölçmüşlerdir. Yaptıkları analiz sonucunda endekslerin çoğunda yatırımcı ilgisi ile fiyat arasında pozitif ilişkiye rastlamışlardır.

Bilgiç (2017) çalışmasında 2015-2016 döneminde yatırımcı ilgisi ile Borsa İstanbul'a olan talep arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Yatırımcı ilgisini GAT verileri ile ölçmüştür. Yapılan analiz sonucunda yatırımcı ilgisi ile işlem hacmi arasında pozitif anlamlı ilişki tespit edilmiştir.

Wang vd., (2018), yaptıkları çalışmada Shenzhen CSI 300 endeks içerisinde seçtikleri dört sektör (gayrimenkul, otomobil, sağlık ve finans) üzerine 2013-2015 döneminde yatırımcı ilgisinin likidite ve getiri üzerine etkilerini araştırmışlardır. Yatırımcı ilgisini GAT verileri ile ölçmüşlerdir. Ancak pay kodu ya da firma ismi araması yapmak yerine sektörlerle ilgili olumlu ve olumsuz ilişkili terimlerden seçilmiş anahtar kelimeleri Google arama motorunda aratarak yatırımcı ilgisini ölçmüşlerdir. Yaptıkları analiz sonucunda olumlu yatırımcı ilgisi ile likidite ve getiri arasında pozitif ilişki tespit etmişlerdir. Olumsuz yatırımcı ilgisi ile likidite ve getiri arasında ise negatif yönlü bir ilişki tespit etmişlerdir.

Ahluwalia (2018), çalışmasında Yatırımcıların çevrimiçi bilgi arama davranışının varlık fiyatları üzerinde nasıl bir etkiye yol açtığını araştırmıştır. Araştırmanın hipotezi aramaların artışının ve azalışının getiri üzerindeki etkisi üzerine kurulmuştur. Bu kapsamda S&P 500'de bulunan 500 pay senedinin kodlarını yatırımcı ilgisinin temsili olarak kullanılmıştır. 2004-2008 dönemine ilişkin 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. Ek olarak aramalardaki artışın getiri üzerindeki etkisi kısa dönemli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Erten ve Korkmaz (2018), çalışmalarında 2012:01-2016:12 döneminde belirledikleri anahtar kelimelere ilişkin Google Trends’ten elde ettikleri veriler ile BİST 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.

3. Araştırmanın Amacı, Kapsamı ve Veri Seti

Çalışmada yatırımcı ilgisi ile BİST Banka endeksinde 2010-2018 döneminde devamlı olarak işlem gören Tablo 1’de yer alan bankaların pay senedi getirisi ve işlem hacmi arasındaki ilişkiyi araştırmak amaçlanmıştır. Araştırma sonucunda elde edilecek bulguların etkin piyasa hipotezi ya da davranışsal finans teorisinden hangisini destekler nitelikte olduğu ortaya konacaktır. Araştırmada ticari ve katılım bankalarının bir arada incelenmesinin sebebi muhasebe bazlı veri kullanılmamış olup, piyasa bazlı veri kullanılmış olmasıdır. Katılım bankalarının da bireysel yatırımcıların davranışsal hareket edebileceği düşünülerek katılım bankaları diğer ticari bankalardan ayrı analiz edilmemiştir. Analize dâhil edilen bankalar aşağıdaki Tablo 1’de gösterilmektedir.

Tablo: 1
BİST Banka Endeksi’nde Yer Alan ve Analize Dâhil Edilen Bankalar

| S.NO | Banka Adı | BİST KODU |
|------|-------------------------------------|-----------|
| 1 | Albaraka Türk Katılım Bankası A.Ş. | ALBRK |
| 2 | Akbank T.A.Ş. | AKBNK |
| 3 | Denizbank A.Ş. | DENIZ |
| 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 bağımsız değişken olarak yatırımcı ilgisi belirlenmiş olup, yatırımcı ilgisi Google Trends’te yapılan arama sonuçları olan Google Arama Trendleri (Google Search Volume) ile ölçülmüştür. Bu doğrultuda araştırmada yatırımcı ilgisini ölçmek için 2010-2018 yıllarında faaliyet gösteren Borsa İstanbul Banka endeksinde yer alan bankalar ile ilgili dünya genelinde finans kategorisinde yapılan haftalık aramalar dikkate alınmıştır. Bu kapsamda toplamda 2010-2018 döneminde 461 haftalık veri analize dâhil edilmiştir. Bu amaçla “banka adı hisse”, “banka adı borsa” ve “bankaların BİST kodu” kelimelerinin arama sıklıkları ve bu kelimelerin toplamı olan “toplam GAT” bağımsız değişkenler olarak analize dâhil edilmiştir. Örneğin Türkiye İş Bankası A.Ş. için “işbank hisse”, “işbank borsa” ve “ısctr” kelimeleri için arama yapılmıştır. Yatırımcı ilgisini temsil eden, bağımsız değişkenler (GAT değerleri) 0-100 arasında değer almaktadır. Toplamı temsil eden (TGAT) ise üç bağımsız değişken toplandığı için en yüksek 300 değerini en düşük 0 değerini almaktadır. Bir yatırımcının tek bir anahtar kelimenin Google üzerinden sorgulanması ile toplayacağı bilgiler ile yatırım yapmayacağı ve her bireysel yatırımcının sorgulayacağı anahtar kelimelerinin farklı olabileceği düşünüldüğünde anahtar kelimelerin sorgularına

ilişkin Google Trends verilerinin toplamının yatırımcı ilgisini göstereceği düşüncesiyle literatürde çalışmalarda kullanılan toplam GAT değişkeni analize dâhil edilmiştir. Ayrıca anahtar kelimelerin ayrı ayrı analize dâhil edilmesiyle hangi kelimenin Google üzerinden araştırılmasının yatırımcı ilgisini daha fazla etkilediği tespit edilebilecektir. Çalışmanın bağımlı değişkenleri getiri ve işlem hacmi olarak belirlenmiş olup, getiri kapanış fiyatlarının logaritmik farkı alınarak sürekli getiri olarak, işlem hacimleri logaritması alınarak analize dâhil edilmiştir. Bu doğrultuda analizde kullanılan değişkenlerin hesaplama şekilleri ve sembolleri aşağıda Tablo 2’de gösterilmektedir.

Tablo: 2
Kullanılan Değişkenler

| Değişkenler | Hesaplama Şekli | Sembol | Literatür |
|-----------------------------|--|--------|--|
| Bağımlı Değişkenler | | | |
| Pay Getirisi | $Ln\left(\frac{Pt}{Pt-1}\right)$ | Getiri | Da vd. (2011), Mao vd. (2011), Joseph vd. (2011), Latoeiro ve Ramos (2013), Loughlin ve Harnish (2013), Zhang vd. (2013), Vozlyublennia (2014), Takeda ve Wakao (2014), Fink ve Johann (2014), Bijl vd. (2016), Korkmaz vd. (2017), Yung ve Nafar (2017), Chen (2017), Han vd. (2018), Wang vd. (2018), Ahluwalia (2018) |
| Pay İşlem Hacmi | $Ln(\text{İşlem Hacmi})$ | Hacim | Da vd. (2011), Mao vd. (2011), Bank vd. (2011), Joseph vd. (2011), Vlastakis ve Markellos (2012), Latoeiro ve Ramos (2013), Takeda ve Wakao (2014), Tantaopas vd. (2016), Korkmaz vd. (2017), Bilgiç (2017) |
| Bağımsız Değişkenler | | | |
| Banka Adı Hisse | $Ln(\text{Banka Adı Hisse Arama Sayısı})$ | Hisse | Yazar tarafından belirlenmiştir. |
| Banka Adı Borsa | $Ln(\text{Banka Adı Borsa Arama Sayısı})$ | Borsa | Yazar tarafından belirlenmiştir. |
| Bankaların BİST Kodu | $Ln(\text{Bankaların BİST Kodu Arama Sayısı})$ | Kod | Joseph vd. (2011), Tantaopas vd. (2016), Yung ve Nafar (2017), Chen (2017), Ahluwalia (2018) |
| Toplam GAT | $Ln(\text{Banka Adı Hisse Arama Sayısı} + \text{Banka Adı Borsa Arama Sayısı} + \text{Bankaların BİST Kodu Arama Sayısı})$ | TGAT | Literatürde Toplam GAT alan çalışmalar mevcuttur. Ancak her birinin anahtar kelimeleri farklıdır. Banka adı hisse, banka adı borsa ve bankaların BİST kodu toplamını alan çalışmaya rastlanmamış olup bu değişken yazar tarafından belirlenmiştir. |

Çalışmada analiz kapsamına dahil edilen 2010-2018 döneminde işlem gören bankalara ilişkin bilgiler Borsa İstanbul’a ait www.borsaistanbul.com.tr, Kamu Aydınlatma Platformu’na ait www.kap.org.tr veri tabanlarından, pay senedi getirisi ve işlem hacmi değişkenlerine ilişkin haftalık ikincil veriler www.investing.com.tr ve yahoo finance veri tabanlarından sağlanmıştır. Yatırımcı ilgisine ait veriler ise www.trends.google.com.tr internet sitelerinin veri tabanlarından elde edilmiştir.

4. Araştırmanın Kısıtları

Yatırımcı ilgisinin ölçümü için kullanılan Google Trends 2004 yılında kullanıcıların hizmetine sunulmuş olup ilk yıllarda veri yetersizliği sebebiyle araştırma dönemi 2010-2018 olarak belirlenmiştir. Ayrıca BİST Banka Endeksinde yer alıp yeterince GAT verisine ulaşamamış olmasından dolayı analize dâhil edilemeyen bankalar ICBC Turkey Bank A.Ş., QNB Finansbank A.Ş. ve Türkiye Kalkınma Bankası A.Ş. olmuştur.

5. Model ve Hipotezler

Çalışmada kullanılan değişkenler doğrultusunda, yatırımcı ilgisinin pay senedi getirisine ve işlem hacmine olan etkisini ortaya çıkarabilmek amacıyla, araştırma

kapsamında oluşturulan regresyon modelleri ve kurgulanan hipotezler ařađıdaki gibi kurgulanmıřtır.

Model 1 (Deđişken Bazında Yatırımcı İlgisi İle Pay Getirisi İliřkisi)

$$\text{Getiri}_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{BORSA}_{it} + \beta_2 \text{HİSSE}_{it} + \beta_3 \text{KOD}_{it} + \epsilon_i$$

Hipotez 1 - H_1 : ‘‘Banka adı borsa’’ arama sonuçları ile pay senedi getirisi arasında iliřki vardır.

Hipotez 2 - H_1 : ‘‘Banka adı hisse’’ arama sonuçları ile pay senedi getirisi arasında iliřki vardır.

Hipotez 3 - H_1 : ‘‘Bankalara ait BİST kodu’’ arama sonuçları ile pay senedi getirisi arasında iliřki vardır.

Model 2 (Toplam GAT Bazında Yatırımcı İlgisi İle Pay Getirisi İliřkisi)

$$\text{Getiri}_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{TGAT}_{it} + \epsilon_i$$

Hipotez 4 - H_1 : Toplam GAT arama sonuçları ile pay senedi getirisi arasında iliřki vardır.

Model 3 (Deđişken Bazında Yatırımcı İlgisi İle İşlem Hacmi İliřkisi)

$$\text{Hacim}_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{BORSA}_{it} + \beta_2 \text{HİSSE}_{it} + \beta_3 \text{KOD}_{it} + \epsilon_i$$

Hipotez 5 - H_1 : ‘‘Banka adı borsa’’ arama sonuçları ile pay senedi işlem hacmi arasında iliřki vardır.

Hipotez 6 - H_1 : ‘‘Banka adı hisse’’ arama sonuçları ile pay senedi işlem hacmi arasında iliřki vardır.

Hipotez 7 - H_1 : ‘‘Bankalara ait BİST kodu’’ arama sonuçları ile pay senedi işlem hacmi arasında iliřki vardır.

Model 4 (Toplam GAT Bazında Yatırımcı İlgisi İle İşlem Hacmi İliřkisi)

$$\text{Hacim}_{it} = \alpha_i + \beta_1 \text{TGAT}_{it} + \epsilon_i$$

Hipotez 8 - H_1 : Toplam GAT arama sonuçları ile pay senedi işlem hacmi arasında iliřki vardır.

6. Arařtırmanın Yöntemi

Yatırımcı ilgisinin pay getirisi ve işlem hacmine olan etkisinin ortaya çıkarılması dođrultusunda çalışmada, Gauss 10 ve Eviews 10 istatistik programları kullanılarak panel veri analizi gerçekleştirilmiřtir. Panel veri analizi dođrultusunda bulguların tutarlı ve sapmasız olarak belirlenebilmesi için birtakım varsayımların sınanması gerekmektedir. Bu kapsamda çalışmada ilk olarak bağımsız deđişkenler arasında çoklu bađlantı sorunu olup olmadıđı arařtırılmıřtır. Ardından birim kök testlerinin seçimi için yatay kesit bađımlılıđı ve homojenite test edilmiřtir. Elde edilen bulgulara göre seçilen birim kök testleri ile durađanlık sınanmıřtır. Modellerin hangi yöntem ile tahmin edileceđinin seçimi yapılmıř seçilen

modeller için otokorelasyon ve değişen varyans sınaması gerçekleştirilmiştir. Son olarak dirençli tahmincilerle model tahmini yapılmıştır. Yapılan testler araştırmanın bulguları ve değerlendirilmesi kısmında yer almaktadır.

7. Araştırmanın Bulguları ve Değerlendirilmesi

Çalışmada yatırımcı ilgisi ile pay senedi getirisi ve işlem hacmi arasındaki ilişki araştırılmaktadır. Bu doğrultuda yapılan analizler ve analizler sonucunda elde edilen bulgular ve değerlendirmeler aşağıdaki bölümlerde açıklanmaktadır.

7.1. Tanımlayıcı İstatistikler

Yatırımcı ilgisi ile pay piyasası arasındaki ilişkiyi belirlemeye yönelik gerçekleştirilen panel veri analizi sonucunda elde edilen bulgular ve bu bulgular doğrultusunda yapılan değerlendirmeler aşağıdaki tablolarda gösterilmiştir. Panel veri analizi kapsamında öncelikle, analizde kullanılan değişkenlere dair tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir.

Tablo: 3
Tanımlayıcı İstatistikler

| | GETİRİ | HACİM | BORSA | HİSSE | KOD | TGAT |
|--------------|-----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| Ortalama | 0,001287 | 98157877 | 40,11587 | 42,95152 | 37,41326 | 120,4807 |
| Medyan | 0,000000 | 61536019 | 40,00000 | 43,00000 | 35,00000 | 120,0000 |
| Maksimum | 0,985127 | 1,61E+09 | 100,0000 | 100,0000 | 100,0000 | 300,0000 |
| Minimum | -0,310279 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 |
| Std. Sap. | 0,053689 | 1,24E+08 | 26,20088 | 25,64190 | 25,75580 | 54,84623 |
| Çarpıklık | 3,783267 | 3,334096 | 0,167342 | 0,156702 | 0,360363 | 0,052830 |
| Baskıllık | 66,33126 | 23,78342 | 2,455269 | 2,445506 | 2,575220 | 2,663259 |
| Jarque-Bera | 779719,3 | 91312,98 | 78,34290 | 77,75636 | 134,1445 | 23,87372 |
| J-B Olasılık | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000000 | 0,000007 |
| Gözlem | 4600 | 4600 | 4600 | 4600 | 4600 | 4600 |

Tabloda; Pay senedi getirisi (GETİRİ), Pay senedi işlem hacmi (HACİM), Banka adı borsa (BORSA), Banka adı hisse (HİSSE), Bankaların BİST kodu (KOD), Borsa, hisse, kod toplamı (TGAT) ile gösterilmektedir.

Tablo 3'te tanımlayıcı istatistikler sonuçları değerlendirildiğinde, pay senedi getirisi (GETİRİ), analiz dönemi itibariyle GETİRİ değerleri ortalama 0,001 olarak gerçekleşmiştir. Diğer taraftan GETİRİ değerleri standart sapma açısından değerlendirildiğinde haftalar itibariyle önemli değişkenlik göstermediğini söylemek mümkündür. Analiz dönemi ve analize dâhil edilen bankalar itibariyle GETİRİ değeri maksimum 0,98 değerini alırken, minimum ise -0,31 seviyesinde gerçekleşmiştir. Çalışmada bir diğer bağımlı değişken olan pay senedi işlem hacmi (HACİM) açısından sonuçlar değerlendirildiğinde ortalama değerin oldukça yüksek gerçekleştiği gözlemlenmektedir. Bankalara ilişkin işlem hacimleri yüksek değerler olduğu için standart sapması yüksek çıkmış olup bu sebepten HACİM değerlerinin haftalar itibariyle önemli değişkenlik göstermediğini söylemek mümkündür.

Çalışmanın yatırımcı ilgisini temsil eden, bağımsız değişkenlerine bakıldığında, TGAT değerleri 0-100 arasında değer aldığı için en yüksek ve en düşük değerleri 100 ve 0 olmuştur. Toplamı temsil eden (TGAT) ise üç bağımsız değişken toplandığı için en yüksek 300 değerini en düşük 0 değerini almıştır. Standart sapmaları açısından değerlendirildiğinde haftalar itibariyle önemli değişkenlikler göstermediği söylenebilir. Hangi korelasyon

analizinin gerçekleştirileceği ise normal dağılım varsayımı doğrultusunda belirlenmektedir. Jargue-Bera olasılık değeri incelendiğinde, JB olasılık değeri, kritik değer olan 0,05’ten küçüktür. Dolayısıyla serilerin normal dağıldığını ifade eden temel hipotez reddedilmiştir ve seriler normal dağılıma uymamaktadır.

7.2. Çoklu Doğrusal Bağlantı

Analiz kapsamında ilk olarak açıklayıcı değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı sorununun olup olmadığı normal dağılımın olmadığı durumda kullanılan Spearman Korelasyon analizi ve Varyans Şişirme testi ile araştırılmıştır. Spearman Korelasyon analizi sonucunda elde edilen bulgular Tablo 4’te sunulmaktadır.

Tablo: 4
Spearman Korelasyon Test Sonuçları

| Korelasyon t-İstatistik | | | | |
|-------------------------|---------|---------------|---------|--------|
| Olasılık BORSA | BORSA | HISSE | KOD | TGAT |
| | 1,0000 | | | |
| | ----- | | | |
| | ----- | | | |
| HISSE | 0,4194 | 1,0000 | | |
| | 31,3657 | ----- | | |
| | 0,0000 | | | |
| KOD | 0,1276 | 0,2402 | 1,0000 | |
| | 8,7298 | 16,7989 | ----- | |
| | 0,0000 | 0,0000 | ----- | |
| TGAT | 0,7205 | 0,7686 | 0,6184 | 1,0000 |
| | 70,5221 | 81,5446 | 53,4179 | ----- |
| | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | ----- |

Tablo 4 incelendiğinde en yüksek korelasyon ilişkisi 0,76 olarak HİSSE ve GAT arasında hesaplanmıştır. Değişkenler arasında hesaplanan korelasyon katsayısının 0,75’den fazla olması panel veri analizinde istenmeyen durumdur (Albayrak, 2005). Aralarında yüksek dereceli korelasyon ilişkisi bulunan her iki değişkenin açıklayıcı değişken olarak aynı modelde yer alması sonuçların sapmalı ve tutarsız olmasına neden olabilmektedir. Bu nedenle çalışmada GAT açıklayıcı değişkeni için bağımlı değişkenler doğrultusunda ayrı modeller oluşturulmuştur.

Tablo: 5
VIF ve Tolerans Test Sonuçları

| Değişken | Model 1 (Getiri) | | |
|----------|-------------------|----------|-----------------|
| | Varyans Katsayısı | VIF | Tolerans Değeri |
| BORSA | 3,38E-07 | 1,284392 | 0,7785 |
| HISSE | 4,87E-07 | 1,330850 | 0,7513 |
| KOD | 2,91E-07 | 1,051343 | 0,9511 |
| C | 6,66E-06 | - | |
| Değişken | Model 3 (Hacim) | | |
| | Varyans Katsayısı | VIF | Tolerans Değeri |
| BORSA | 0,000513 | 1,284392 | 0,7785 |
| HISSE | 0,000739 | 1,330850 | 0,7513 |
| KOD | 0,000442 | 1,051343 | 0,9511 |
| C | 0,010121 | NA | |

Çoklu doğrusal bağlantının araştırıldığı bir diğer analiz ise VIF testidir. Bağımsız değişken sayısı birden fazla olan modeller için yapılan VIF test sonuçları, Tablo 5'te görülmektedir.

VIF değerlerinin 10'dan küçük ve tolerans değerlerinin de 0,2'den büyük olması değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı probleminin olmadığına göstergesidir (Hair, vd. 1998). Analiz sonucunda tüm modellerde, tüm değişkenlere ilişkin VIF değerleri kritik değerin altındadır. Dolayısıyla, bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı probleminin söz konusu olmadığı tespit edilmiştir. VIF test sonuçları Spearman korelasyon analiz bulgularını desteklemektedir. Bulgular doğrultusunda aralarında korelasyon ilişkisi yüksek çıkmadığı ve sonuçların sapmasına neden olmayacağı için BORSA, HİSSE ve KOD değişkenleri ile ayrı model, aralarında korelasyon ilişkisi yüksek çıktığı ve sonuçların sapmasına sebep olabileceği için TGAT değişkeni ile ayrı model kurulmuştur.

7.3. Çoklu Doğrusal Bağlantı ve Homojenlik/Heterojenlik

Panel veri analizi öncesi yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı test edilmiştir. Analizde, Ullah ve Yagamata (2008) LMadj testi hem panel bazında hem de değişken bazında yatay kesit bağımlılığını test etmek için kullanılmıştır. Analize ilişkin sonuçlar, Tablo 6'da sunulmaktadır.

Tablo 6
Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

| Gösterge | Test | İstatistik | Olasılık |
|--------------------------|-----------------|------------|----------|
| PANEL (Model 1Getiri) | LMadj PUY, 2008 | 790,071 | 0,000 |
| PANEL (Model 2 G-Getiri) | LMadj PUY, 2008 | 797,436 | 0,000 |
| PANEL (Model 3 Hacim) | LMadj PUY, 2008 | 138,002 | 0,000 |
| PANEL (Model 4 G-Hacim) | LMadj PUY, 2008 | 106,337 | 0,000 |
| GETİRİ | LMadj PUY, 2008 | 8,042 | 0,000 |
| HACİM | LMadj PUY, 2008 | 210,039 | 0,000 |
| BORSA | LMadj PUY, 2008 | 26,351 | 0,000 |
| HISSE | LMadj PUY, 2008 | 19,050 | 0,000 |
| KOD | LMadj PUY, 2008 | 14,927 | 0,000 |
| TGAT | LMadj PUY, 2008 | 16,658 | 0,000 |

H₀: Yatay Kesit Bağımlılığı yoktur.
H₁: Yatay Kesit Bağımlılığı vardır.

Tablo 6 incelendiğinde hem tüm panel modelleri için hem de kullanılan tüm değişkenler için hesaplanan olasılık değerleri 0,05'ten küçük çıkmıştır. Bu doğrultuda yatay kesit bağımlılığının olmadığını ifade eden sıfır hipotezi reddedilmektedir. Serilerde yatay kesit bağımlılığı sorunu hem panel hem de değişken bazında 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. Tablo 7'de modeller için gerçekleştirilen homojenite analiz sonuçları gösterilmektedir.

Tablo: 7
Pesaran ve Yamagata (2008) Delta Test Sonuçları

| Değişken | $\tilde{\Delta}$ | Olasılık Değeri | $\tilde{\Delta}_{adj}$ | Olasılık Değeri |
|---|------------------|-----------------|------------------------|-----------------|
| Model 1 Getiri α (Sabit Terim) | -0,626 | 0,734 | -0,630 | 0,736 |
| β BORSA | -0,401 | 0,656 | -0,402 | 0,656 |
| β HISSE | -0,924 | 0,822 | -0,927 | 0,823 |
| β KOD | -0,301 | 0,618 | -0,302 | 0,619 |
| Model 2 G-Getiri α (Sabit Terim) | -0,445 | 0,672 | -0,447 | 0,672 |
| Model 3 Hacim α (Sabit Terim) | 16,019 | 0,000 | 16,107 | 0,000 |
| β BORSA | 3,152 | 0,001 | 3,163 | 0,001 |
| β HISSE | 14,823 | 0,000 | 14,871 | 0,000 |
| β KOD | 15,295 | 0,000 | 15,362 | 0,000 |
| Model 4 G-Hacim α (Sabit Terim) | 32,013 | 0,000 | 32,118 | 0,000 |
| H ₀ : Homojenlik vardır. | | | | |
| H ₁ : Homojenlik yoktur. | | | | |

Her bir değişkenin eğim katsayılarının ve sabit terimin homojenliğine ilişkin yapılan delta testi sonuçlarına göre, model 1 ve 2 için hesaplanan delta ve düzeltilmiş delta olasılık değerlerinin kritik değer olan 0,05’ten büyük olduğu model 3 ve 4 için ise kritik değer olan 0.05’ten küçük olduğu tespit edilmiştir. Bu doğrultuda model 1 ve 2’nin eğim katsayılarının homojen, model 3 ve 4’ün ise heterojen olduğu tespit edilmiştir.

7.4. Durağanlık

Yatay kesit bağımlılığı ve homojenlik test sonuçları sonrasında değişkenlere ait serilerin durağanlıkları için YKB’yi dikkate alan, heterojen ve homojen serilerde kullanılabilen ikinci nesil birim kök testleri olan Bai ve Ng (2004) PANIC ve Smith vd. (2004) Bootstrap testleri kullanılmıştır. Panel bazında değişkenlerin durağanlıkları PANIC birim kök testi ile incelenmiştir. Analiz sonuçları, Tablo 8’de gösterilmektedir.

Tablo: 8
PANIC Panel Birim Kök Testi Sonuçları

| Seviye | Sabit | | Sabit ve Trend | | |
|------------------|------------|----------|----------------|-----------|--|
| | İstatistik | p-değeri | İstatistik | p-değeri | |
| GETİRİ | | | | | |
| Z_{ϵ}^c | 9,4868 | 0,0000 | 9,4868 | 0,0000*** | |
| P_{ϵ}^c | 80,0000 | 0,0000 | 80,0000 | 0,0000*** | Not 1: Maksimum ortak faktör sayısı 2 olarak alınmıştır. Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir. |
| HACİM | | | | | |
| Z_{ϵ}^c | 5,5771 | 0,0000 | 5,3030 | 0,0000*** | Not 2: ***,** ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyini göstermektedir. |
| P_{ϵ}^c | 55,2724 | 0,0000 | 53,5392 | 0,0001*** | Not 3: Tabloda; Pay senedi getirisi (GETİRİ), Pay senedi işlem hacmi (HACİM), Banka adı borsa (BORSA), Banka adı hisse (HİSSE), Bankaların BİST kodu (KOD), Borsa, hisse, kod toplamı (GAT) ile gösterilmektedir. |
| TGAT | | | | | |
| Z_{ϵ}^c | 9,4868 | 0,0000 | 9,4868 | 0,0000*** | H ₀ : Birim kök vardır. H ₁ : Birim kök yoktur. |
| P_{ϵ}^c | 80,0000 | 0,0000 | 80,0000 | 0,0000*** | |
| BORSA | | | | | |
| Z_{ϵ}^c | 9,4868 | 0,0000 | 9,4868 | 0,0000*** | |

| | | | | |
|-----------------|---------|--------|---------|-----------|
| $P_{\hat{e}}^c$ | 80,0000 | 0,0000 | 80,0000 | 0,0000*** |
| HİSSE | | | | |
| $Z_{\hat{e}}^c$ | 8,3144 | 0,0000 | 8,3059 | 0,0000*** |
| $P_{\hat{e}}^c$ | 72,5849 | 0,0000 | 72,5312 | 0,0000*** |
| KOD | | | | |
| $Z_{\hat{e}}^c$ | 9,4868 | 0,0000 | 9,4868 | 0,0000*** |
| $P_{\hat{e}}^c$ | 80,0000 | 0,0000 | 80,0000 | 0,0000*** |

Tablo 8' deki 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 vd. Bootstrap birim kök testidir. Bootstrap panel birim kök testi sonuçları Tablo 9'da sunulmaktadır.

Tablo: 9
Smith vd. (2004) Bootstrap Birim Kök Testi Sonuçları

| | Sabit | | Sabit ve Trend | |
|---------------|------------|-----------------------|----------------|-----------------------|
| | İstatistik | Bootstrap Olasılık D. | İstatistik | Bootstrap Olasılık D. |
| GETİRİ | | | | |
| <i>t-bar</i> | -18,792 | 0,000*** | -18,815 | 0,000*** |
| WS | -18,792 | 0,000*** | -18,843 | 0,000*** |
| HACİM | | | | |
| <i>t-bar</i> | -2,790 | 0,000*** | -3,471 | 0,002*** |
| WS | -2,635 | 0,000*** | -3,341 | 0,000*** |
| TGAT | | | | |
| <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*** |

NOT 1: Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak alınmış ve optimal gecikme uzunlukları genelden özele (general-to-specific) yaklaşımı ile belirlenmiştir. Olasılık değerleri 500 bootstrap dağılımından elde edilmiştir.
NOT 2: Tabloda; Pay senedi getirisi (**GETİRİ**), Pay senedi işlem hacmi (**HACİM**), Banka adı borsa (**BORSA**), Banka adı hisse (**HİSSE**), Bankaların BİST kodu (**KOD**), Borsa, hisse, kod toplamı (**GAT**) ile gösterilmektedir.
H0: Birim kök vardır.
H1: Birim kök yoktur.

Tablo 9'daki Bootstrap 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.

7.5. Yatırımcı İlgisi ve Pay Senedi Getirisi Arasındaki İlişkiye Yönelik Modeller

Pay getirisi esas alınarak oluşturulan değişken bazında yatırımcı ilgisinin incelendiği Model 1 ve toplam GAT bazında yatırımcı ilgisinin incelendiği Model 2’ye ilişkin panel veri analiz sonuçları bu başlık altında açıklanmaktadır. Yatırımcı ilgisinin pay getirisine olan etkisini tespit edebilmek için sabit etkiler modeli, rassal etkiler modeli ve havuzlanmış modelden hangisinin tahminleme için kullanılacağına F testi, Breuch-Pagan LM (1980) ve Honda (1985) testleri ile karar verilmiştir. Bu testlere ilişkin analiz sonuçları Tablo 10’da gösterilmektedir.

Tablo 10’daki her iki model içinde F testi sonuçlarına göre modelin havuzlanmış model yerine sabit etkiler modeli kullanılarak tahmin edilmesinin daha etkin olacağı söylenebilmektedir. Grup ve zaman etkilerinin varlığına ilişkin test sonuçlarına göre ise, tahmin edilecek modelde zaman etkisinin olduğu ancak kesit etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo: 10
Model 1 ve Model 2 için Tahmin Modeli Belirleme Analiz Sonuçları

| Test | MODEL 1 | | MODEL 2 | | HİPOTEZLER |
|------------------------|-----------|----------|-----------|----------|--|
| | İsta. | p-değeri | İsta. | p-değeri | |
| F-grup_sabit | 0,732140 | 0,679764 | 0,549985 | 0,838551 | H ₀ :Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur. |
| F-zaman_sabit | 10,91313 | 0,000000 | 10,90747 | 0,000000 | H ₀ :Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur. |
| F-iki yönlü_sabit | 10,71121 | 0,000000 | 10,70698 | 0,000000 | H ₀ :Kesit ve zaman etkisi yoktur. |
| LM-grup_rassal | 3,437372 | 0,063737 | 3,144914 | 0,076164 | H ₀ :Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur. |
| LM-zaman_rassal | 5121,703 | 0,000000 | 5129,060 | 0,000000 | H ₀ :Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur. |
| LM-iki yönlü_rassal | 5125,140 | 0,000000 | 5132,205 | 0,000000 | H ₀ :Kesit ve zaman etkisi yoktur. |
| Honda-grup_rassal | -1,854015 | 0,968132 | -1,773391 | 0,961918 | H ₀ :Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur. |
| Honda-zaman_rassal | 71,56607 | 0,000000 | 71,61746 | 0,000000 | H ₀ :Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur. |
| Honda-iki yönlü_rassal | 49,29387 | 0,000000 | 49,38721 | 0,000000 | H ₀ :Kesit ve zaman etkisi yoktur. |

Breuch-Pagan LM (1980) ve Honda (1985) test sonuçlarına göre, her iki test için de olasılık değeri kritik değerın altında olduğu için rassal etkiler modelinin havuzlanmış modele göre etkinliği ortaya koyulmuştur. Grup ve zaman etkilerinin varlığına ilişkin test sonuçlarına göre ise, F testinde olduğu gibi tahmin edilecek modelde zaman etkisinin olduğu ancak kesit etkisinin olmadığı belirlenmiştir. Çalışmanın veri setini oluşturan bankaların tesadüfi olarak seçilmemesi incelenen dönemde tüm bankaların eksiksiz olarak verilerinin kullanılması doğrultusunda sabit etkiler modeli ile tahminleme yapılması daha etkin ve tutarlı sonuçlar vermektedir. Bu doğrultuda her iki model içinde tercih edilmiştir. Sabit etkiler modeli esas alınarak hesaplanmış değişen varyans ve otokorelasyon test istatistikleri Tablo 11’de sunulmaktadır.

Tablo: 11
Model 1 ve Model 2 Sabit Etkiler Modeli İçin Değişen Varyans ve Otokorelasyon Test Sonuçları

| MODEL 1 | | |
|--|----------|----------|
| Değişen Varyans | | |
| Breusch-Pagan-Godfrey LMh_fixed | 612,9684 | 0,000000 |
| H ₀ : Değişen Varyans yoktur H ₁ : Değişen Varyans vardır | | |
| Otokorelasyon | | |
| Baltagi ve Li (1991) LMp-stat | 30,27808 | 0,000000 |
| Born ve Bretuing (2016) LMp*-stat | 31,92288 | 0,000000 |
| Durbin-Watson | 2,158690 | |
| H ₀ : Otokorelasyon yoktur H ₁ : Otokorelasyon vardır | | |
| MODEL 2 | | |
| Değişen Varyans | | |
| Breusch-Pagan-Godfrey LMh_fixed | 612,5853 | 0,000000 |
| Otokorelasyon | | |
| Baltagi ve Li (1991) LMp-stat | 30,29640 | 0,000000 |
| Born ve Bretuing (2016) LMp*-stat | 31,94170 | 0,000000 |
| Durbin-Watson | 2,158674 | |

Tablo: 12
Model 1 ve Model 2 İçin Panel Veri Analiz Sonuçları

| Bağımlı Değişken: GETİRİ | | | | | |
|--|-----------|-----------|---------------|-------------|--|
| Yöntem: Period SUR (PCSE) | | | | | |
| Örnekleme: 10.01.2010-28.10.2018 | | | | | |
| DEĞİŞKEN BAZINDA MODEL 1 | | | | | |
| Değişken | Katsayı | Std. Hata | t-İstatistiği | Prob. | |
| BORSA | -0,000141 | 0,000323 | -0,436748 | 0,6623 | |
| HİSSE | 0,000410 | 0,000353 | 1,161802 | 0,2454 | |
| KOD | 0,000819 | 0,000269 | 3,040224 | 0,0024*** | |
| C | -0,003421 | 0,001384 | -2,471872 | 0,0135 | |
| R-Kare | | | | 0,548050 | |
| Düzeltilmiş R-Kare | | | | 0,497579 | |
| S.E. of regresyon | | | | 0,036006 | |
| F-istatistik | | | | 10,85872 | |
| Prob (F- istatistik) | | | | 0,000000*** | |
| TOPLAM GAT BAZINDA MODEL 2 | | | | | |
| Değişken | Katsayı | Std. Hata | t-İstatistiği | Prob. | |
| TGAT | 0,000867 | 0,000655 | 1,324456 | 0,1854 | |
| C | -0,003947 | 0,003031 | -1,302266 | 0,1929 | |
| R-Kare | | | | 0,547636 | |
| Düzeltilmiş R-Kare | | | | 0,497361 | |
| S.E. of regresyon | | | | 0,036014 | |
| F-istatistik | | | | 10,89286 | |
| Prob (F- istatistik) | | | | 0,000000*** | |
| NOT 1: ***, **, ve * singelleri katsayıların sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 önem düzeylerinde anlamlı olduğunu göstermektedir. | | | | | |
| NOT 2: Tabloda; Pay senedi getirisi (GETİRİ), Banka adı borsa (BORSA), Banka adı hisse (HİSSE), Bankaların BİST kodu (KOD), Banka adı borsa, hisse, kod toplamı (GAT) ile gösterilmektedir. | | | | | |

Sabit etkiler modeli esas alınarak hesaplanmış değişen varyans ve otokorelasyon değerleri Model 1 ve Model 2 için 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. Her iki modelde de değişen varyans sorunu vardır. Otokorelasyon testlerine ilişkin sonuçlar değerlendirildiğinde ise Baltagi ve Li (1991) LM ve Born ve Bretuing LM (2016) test olasılık değerleri, kritik değer in altında olduğu tespit edilmekte ve yokluk hipotezi reddedilmektedir. Başka bir deyişle, hata terimlerinin birbirini izleyen değerleri birbirinden bağımsız değildir ve otokorelasyon sorunu mevcuttur. 1000 gözlem sayısı ve 1 değişken için 0,05 anlamlılık düzeyinde Durbin-Watson (DW)

istatistiđinin dL (alt) sınır deđeri 1,9668 ve dU (üst) sınır deđeri 1,9677 olarak tespit edilmiřtir (Bhargava vd., 1982: 537). DW test istatistik tablosunda gözlem sayısı en düşük 50 en yüksek 1000’dir ve gözlem sayısı arttıkaça alt ve üst sınır deđerleri yükselmektedir. Çalışmanın gözlem sayısının 4610 olduđu dikkate alındığında DW test istatistiđinin otokorelasyon için tam bir sonuç vermeyeceđi açıktır. Dolayısıyla, serisel korelasyonun varlığını tespit edebilmek için Baltagi ve Li (1991) LM ve Born ve Bretuing LM (2016) testlerinde elde edilen sonuçlar dikkate alınmıřtır. Bu kapsamda modellerde deđişen varyans ve otokorelasyon sorunlarının varlığı tespit edilmiřtir. Dolayısıyla çalışmada Model 1 ve Model 2 için, bu sorunları dikkate alan ve çözen Beck ve Katz (1995) tarafından geliştirilen Period SUR (PCSE) yöntemi ile panel standart hataların düzeltilmesi yoluyla tahminleme gerçekleştirilmiřtir.

Model 1 için analiz sonuçları incelendiđinde, modelin bir bütün olarak anlamlılıđını ifade eden F istatistik olasılık deđerinin %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduđu ve açıklayıcı deđişkenlerin bađımlı deđişkendeki deđişimin %54,8’ini (R2) açıkladıđı belirlenmiřtir. Modelde KOD deđişkeni ile pay getirisi arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif iliřkinin varlığı ortaya çıkarılmıřtır. Bu dođrultuda KOD bađımsız deđişkenine iliřkin oluřturulan Hipotez 3 kabul edilmektedir. KOD deđişkenindeki %1’lik artış pay getirisinde yaklaşık olarak %0,082’lik artışa yol açmaktadır. Dolayısıyla, yatırımcıların Google üzerinden yatırım yapma amacı dođrultusunda BİST kodlarını aratmaları bankaların pay getirilerinde pozitif bir etki yaratmaktadır. Çalışmada HİSSE ve BORSA deđişkenlerinin de pay getirisini pozitif etkileyeceđi düşünölmüş ancak istatistiksel olarak anlamlı bir iliřki tespit edilememiřtir. Dolayısıyla BORSA ve HİSSE bađımsız deđişkenlerine iliřkin kurgulanan Hipotez 1 ve Hipotez 2 reddedilmektedir. Çalışmada elde edilen bu bulgular Da vd. (2011), Joseph vd. (2011) ve Yung ve Nafar (2017) tarafından yapılan çalışmalarda ulařılan bulgular ile benzerlik göstermektedir.

Model 2 için analiz sonuçları incelendiđinde, modelin bir bütün olarak anlamlılıđını ifade eden F istatistik olasılık deđerinin %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduđu ve açıklayıcı deđişkenlerin bađımlı deđişkendeki deđişimin %54,7’sini (R2) açıkladıđı belirlenmiřtir. Modelde GAT deđişkeninin pay getirisini pozitif yönde etkileyeceđi düşünölmüş ancak GAT deđişkeni ile pay getirisi arasında istatistiksel olarak anlamlı herhangi bir iliřki tespit edilememiřtir. Dolayısıyla GAT bađımsız deđişkenine iliřkin kurgulanan Hipotez 4 reddedilmektedir. Çalışmada elde edilen bu bulgular Loughlin ve Harnish (2013), Fink ve Johann (2014) ve Akgün (2016) tarafından yapılan çalışmalarda ulařılan bulgular ile benzerlik göstermektedir.

7.5. Yatırımcı İlgisi ve Pay Senedi İşlem Hacmi Arasındaki İliřkiye Yönelik Modeller

Çalışmanın bir diđer bađımlı deđişkeni olan işlem hacmi esas alınarak oluřturulan Model 3 ve Model 4’e iliřkin panel veri analiz sonuçları bu başlık altında açıklanmaktadır. Yatırımcı ilgisinin pay senedi işlem hacmine olan etkisini ortaya çıkarabilmek için sabit etkiler modeli, rassal etkiler modeli ve havuzlanmış modelden hangisinin tahminleme için

kullanılacağına F testi, Breuch-Pagan LM (1980) ve Honda (1985) testleri ile karar verilmiştir. Bu testlere ilişkin analiz sonuçları Tablo 13'te sunulmaktadır.

Tablo: 13
Model 3 ve Model 4 için Tahmin Modeli Belirleme Analiz Sonuçları

| Test | MODEL 3 | | İsta. | MODEL 4 | | HİPOTEZLER |
|------------------------|-----------|----------|-----------|----------|--|------------|
| | İsta. | p-değeri | | p-değeri | | |
| F-grup_sabit | 1920,425 | 0,000000 | 2005,613 | 0,000000 | H ₀ :Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur. | |
| F-zaman_sabit | 4,424753 | 0,000000 | 4,562138 | 0,000000 | H ₀ :Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur. | |
| F-iki yönlü sabit | 40,86290 | 0,000000 | 42,78422 | 0,000000 | H ₀ :Kesit ve zaman etkisi yoktur. | |
| | | | | | | |
| LM-grup_rassal | 514427,0 | 0,000000 | 523641,4 | 0,000000 | H ₀ :Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur. | |
| LM-zaman_rassal | 9,747036 | 0,001796 | 7,302048 | 0,006888 | H ₀ :Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur. | |
| LM- iki yönlü rassal | 514436,8 | 0,000000 | 523648,7 | 0,000000 | H ₀ :Kesit ve zaman etkisi yoktur. | |
| | | | | | | |
| Honda-grup_rassal | 717,2357 | 0,000000 | 723,6307 | 0,000000 | H ₀ :Kesit etkisi varken zaman etkisi yoktur. | |
| Honda-zaman_rassal | -3,122024 | 0,999102 | -2,702230 | 0,996556 | H ₀ :Zaman etkisi varken kesit etkisi yoktur. | |
| Honda-iki yönlü rassal | 504,9546 | 0,000000 | 509,7734 | 0,000000 | H ₀ :Kesit ve zaman etkisi yoktur. | |

Model 3 ve Model 4 için hesaplanan F testi sonuçlarına göre, modelin havuzlanmış model yerine sabit etkiler modeli ile tahmin edilmesinin daha etkin olacağı sonucuna ulaşılmıştır. Ek olarak grup ve zaman etkilerine ilişkin test sonuçlarına göre ise tahmin edilecek her iki modelde de 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 değerin altında olduğu için rassal etkiler modelinin havuzlanmış modele göre etkinliği ortaya koyulmuştur. Grup ve zaman etkilerinin incelendiği test sonuçlarına göre, 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 setini oluşturan bankaların tesadüfi olarak seçilmemesi incelenen dönemde tüm bankaların eksiksiz olarak verilerinin kullanılması doğrultusunda sabit etkiler modeli ile tahminleme yapılması daha etkin ve tutarlı sonuçlar vermektedir. Bu doğrultuda her iki model içinde tercih edilmiştir. Sabit etkiler modeli esas alınarak hesaplanmış değişken varyans ve otokorelasyon test istatistikleri Tablo 14'te sunulmaktadır.

Tablo 14'te yer alan Model 3 ve Model 4 için hesaplanan değişken varyans ve otokorelasyon test sonuçları incelendiğinde her iki modelde de değişken varyans ve otokorelasyon sorunlarının varlığı tespit edilmiştir. Dolayısıyla çalışmada, bu sorunları dikkate alan ve çözen White Period ile panel standart hataların düzeltilmesi yoluyla tahminleme gerçekleştirilmiştir.

Tablo: 14
Model 3 ve Model 4 Sabit Etkiler Modeli İçin Değişen Varyans ve Otokorelasyon Test Sonuçları

| MODEL 3 | | |
|--|----------|----------|
| Değişen Varyans | | |
| Breusch-Pagan-Godfrey LMh_fixed | 1046,258 | 0,000000 |
| H ₀ : Değişen Varyans yoktur H ₁ : Değişen Varyans vardır | | |
| Otokorelasyon | | |
| Baltagi ve Li (1991) LMP ^a -stat | 1634,167 | 0,000000 |
| Born ve Bretuing (2016) LMP ^a -stat | 1646,133 | 0,000000 |
| Durbin-Watson | 0,803005 | |
| H ₀ : Otokorelasyon yoktur H ₁ : Otokorelasyon vardır | | |
| MODEL 4 | | |
| Değişen Varyans | | |
| Breusch-Pagan-Godfrey LMh_fixed | 1080,919 | 0,000000 |
| Otokorelasyon | | |
| Baltagi ve Li (1991) LMP ^a -stat | 1723,641 | 0,000000 |
| Born ve Bretuing (2016) LMP ^a -stat | 1735,930 | 0,000000 |
| Durbin-Watson | 0,770502 | |

Tablo: 15
Model 3 ve Model 4 İçin Panel Veri Analiz Sonuçları

| Bağımlı Değişken: HACİM | | | | |
|---|----------|-----------|---------------|-----------|
| Yöntem: White Period | | | | |
| Örneklem: 10.01.2010-28.10.2018 | | | | |
| DEĞİŞKEN BAZINDA MODEL 3 | | | | |
| Değişken | Katsayı | Std. Hata | t-İstatistiği | Prob. |
| BORSA | 0,021916 | 0,018350 | 1,194311 | 0,2324 |
| HİSSE | 0,095279 | 0,024667 | 3,862598 | 0,0001*** |
| KOD | 0,100066 | 0,033919 | 2,950137 | 0,0032*** |
| C | 16,55555 | 0,149602 | 110,6640 | 0,0000*** |
| R-Kare | | | 0,849350 | |
| Düzeltilmiş R-Kare | | | 0,832162 | |
| S.E. of regresyon | | | 0,880041 | |
| F-istatistik | | | 49,41540 | |
| Prob (F- istatistik) | | | 0,000000*** | |
| TOPLAM GAT BAZINDA MODEL 4 | | | | |
| Değişken | Katsayı | Std. Hata | t-İstatistiği | Prob. |
| TGAT | 0,146429 | 0,048142 | 3,041580 | 0,0024*** |
| C | 16,58047 | 0,221155 | 74,97214 | 0,0000*** |
| R-Kare | | | 0,846065 | |
| Düzeltilmiş R-Kare | | | 0,828585 | |
| S.E. of regresyon | | | 0,889371 | |
| F-istatistik | | | 48,40192 | |
| Prob (F- istatistik) | | | 0,000000 | |
| NOT 1: ***, **, ve * sembelleri katsayıların sırasıyla %1, %5 ve %10 önem düzeylerinde anlamlı olduğunu göstermektedir. | | | | |
| NOT 2: Tabloda; Pay senedi getirisi (GETİRİ), Banka adı borsa (BORSA), Banka adı hisse (HİSSE), Bankaların BİST kodu (KOD), Banka adı borsa, hisse, kod toplamı (GAT) ile gösterilmektedir. | | | | |

Model 3 doğrultusunda elde edilen 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 %84,9'unu (R²) açıkladığı belirlenmiştir. Modelde HİSSE ve KOD değişkenleri ile işlem hacmi arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif ilişki tespit edilmiştir. Dolayısıyla HİSSE ve KOD bağımsız değişkenleri için kurgulanan Hipotez 6 ve Hipotez 7 kabul edilmektedir. Bu bağlamda, HİSSE değişkenindeki %1'lik artış işlem hacminde yaklaşık olarak %9,5'lik artışa yol açarken; KOD değişkenindeki %1'lik artış ise işlem hacminde yaklaşık olarak %10'luk artışa yol açmaktadır. Çalışmada BORSA bağımsız değişkeni ile işlem hacmi arasında pozitif ilişki beklenmiş ancak istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkiye

rastlanılmamıştır. Bu doğrultuda kurgulanan Hipotez 5 reddedilmektedir. Çalışmada elde edilen bu bulgular Da vd. (2011), Joseph vd. (2011) ve Tantaopas vd. (2016) tarafından yapılan çalışmalarda ulaşılan bulgular ile benzerlik göstermektedir.

Yatırımcı ilgisinin toplam GAT bazında işlem hacmine olan etkisinin tespit edilebilmesi için oluşturulan model 4 doğrultusunda elde edilen tahmin sonuçları incelendiğinde, modelin bir bütün olarak anlamlılığını ifade eden F istatistik olasılık değerinin %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu ve açıklayıcı değişkenlerin bağımlı değişkendirdeki değişimin %84,6’sını (R2) açıkladığı belirlenmiştir. Modelde GAT ile işlem hacmi arasında istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif ilişki tespit edilmiştir. Dolayısıyla GAT bağımsız değişkenine ilişkin kurgulanan Hipotez 8 kabul edilmektedir. Bu bağlamda, GAT değişkenindeki %1’lik artış işlem hacminde yaklaşık olarak %14,6’lık artışa yol açmaktadır. Çalışmada elde edilen bu bulgular Da vd. (2011), Mao vd. (2011), Joseph vd. (2011), Vlastakis ve Markellos (2012), Zhang vd. (2013), Takeda ve Wakao (2014) ve Tantaopas vd. (2016), tarafından yapılan çalışmalarda ulaşılan bulgular ile benzerlik göstermektedir.

8. Sonuç

Çalışmada, GAT verileri ile ölçülen yatırımcı ilgisi ile pay senedi getirisi ve işlem hacmi arasındaki ilişki BİST Banka endeksinde işlem gören bankalar üzerinde araştırılmıştır. Araştırma sonucunda elde edilecek bulguların etkin piyasa hipotezi ya da davranışsal finans teorisinden hangisini destekler nitelikte olduğu ortaya konacaktır.

Bağımlı değişkenlerden biri olan pay senedi getirisine ilişkin yapılan panel regresyon analiz sonuçlarına göre yatırımcıların Google arama motoru üzerinden “bankalara ilişkin BİST kodu” aramaları getiri üzerinde pozitif bir etki yaratmaktadır. Ancak “banka adı borsa” ve “banka adı hisse” ve “Toplam GAT” aramalarının getiri üzerinde bir etkisi tespit edilememiştir. Barber ve Odean (2008) tarafından geliştirilen fiyat baskısı hipotezine göre, yatırımcıların dikkatlerini çeken pay senetlerini satmak yerine alma eğilimleri daha yüksektir. Bu kapsamda yatırımcılar beğendikleri ve dikkatlerini çeken pay senetlerine daha fazla ödemeye razı olabilmektedir. Bu durum ise yatırımcı ilgisinin getiri üzerindeki pozitif etkisinin kısa dönemli olmasına sebep olmaktadır. Yatırımcı ilgisi ile getiri arasında ilişki tespit edilememesini açıklayan bir diğer durum ise, pazara bilgi geldiğinde ilk olarak pay senedi için anormal pozitif getiri sağlayacak olmasıdır. Bu durum yatırımcıların dikkatini çekecek ve pay senedi fiyatı üzerinde geçici fiyat baskısı oluşturacaktır. Fiyat üzerindeki bu baskı bir grup yatırımcının da ilgisini çekecek ve aşırı fiyatlanmış pay senedine yatırım yapmalarına yol açabilmektedir. Bu durum fiyatların dengeye gelmesini ve getirinin düşmesini sağlayacaktır. Bu kapsamda yatırımcı ilgisinin getiri üzerinde etkisinin kısa süreli olduğu veya KOD değişkeni ve getiri arasındaki ilişkide olduğu gibi düşük seviyelerde gerçekleştiği söylenebilmektedir. Ek olarak Merton (1987) tarafından geliştirilen yatırımcı tanınırlık hipotezine göre bireysel ve kurumsal yatırımcılar farkında oldukları pay senetlerine yatırım yapma eğilimindedir. Bu durum daha iyi yatırım fırsatlarının kaçmasına sebep olarak yatırım yapılan firmadan beklenen getirilerin düşük gerçekleşmesine sebep olmaktadır. Bu durum da yatırımcı ilgisinin getiri üzerinde pozitif etki yaratmamasını açıklamaktadır.

Bir diđer bağımlı deđişken olan işlem hacmine ilişkin yapılan panel regresyon analiz sonuçlarına göre yatırımcıların Google arama motoru üzerinden “bankalara ilişkin BİST kodu”, “banka adı hisse” ve “toplam GAT” aramaları işlem hacmi üzerinde pozitif bir etki yaratmaktadır. Ancak “banka adı borsa” aramasının işlem hacmi üzerinde bir etkisi tespit edilememiştir. Çalışmanın sonuçları yatırımcı tanınmışlık hipotezi (Merton, 1987) ve fiyat baskısı hipotezini (Barber & Odean, 2008) destekler nitelikte gerçekleşmiştir. Bu doğrultuda Merton (1987)’e göre yatırımcılar farkında oldukları pay senetlerine yatırım yaparlar ve firmaların bunun için ek bir harcamaya (reklam vb.) katlanmasına gerek yoktur. Yatırımcıların dikkatlerini çeken pay senetlerine yatırım yapmaları işlem hacmini artırmaktadır. Bununla birlikte önceki kamuya açıklanmış bilginin şekli, pay senedini takip etmeyen yatırımcılar arasında büyük ilgi görmediyse, bilginin açıklanış şekli deđiştirildiğinde yatırımcıların farkındalığı sağlanacak ve işlem hacminde artış gözlemlenebilecektir. Barber ve Odean (2008) tarafından geliştirilen fiyat baskısı hipotezine göre ise bireysel yatırımcıların çok sayıda firmayı analiz edecek sınırlı zamanları olduđu için, genelde dikkatlerini çeken pay senedini aktif olarak araştırır ve satın alır bu da yatırımcının dikkatini çeken pay senedi için fiyat artışına sebep olmaktadır. Bunun sonucunda yatırımcı ilgisinin artmasının yüksek işlem hacmi yarattığı belirtilmiştir. Ek olarak yüksek dikkat günlerinde işlem hacminde meydana gelen artışın hem rasyonel hem de rasyonel olmayan yatırımcılar tarafından yapılan alım satımlardan kaynaklandığı söylenebilmektedir. Piyasalarda dikkat odaklı yatırımcıların pay satın aldığı günlerde, satın alımları daha az dikkat çeken bazı yatırımcıların bulunması gerekmektedir. Bu nedenle profesyonel yatırımcılar yüksek dikkat günlerinde düşük alım eğilimi, düşük dikkat günlerinde ise yüksek alım eğilimi göstermektedir. Ancak yüksek dikkat günlerinde bilinçli işlem yapma olasılığı düşmektedir. Çalışmamızda yatırımcı ilgisi ile işlem hacmi arasında pozitif ilişki tespit edilirken getiri ile ilişki tespit edilememesi bu durumu açıklar niteliktedir.

Çalışmanın sonuçlarına göre yatırımcı ilgisi ile pay piyasaları arasında pozitif yönlü ilişki tespit edilmiştir. Bu durum piyasada kamuya açıklanmış bilgilerin fiyatlara tam yansımamış olduđu göstermekte olup Etkin Piyasa Hipotezi formlarından yarı güçlü formda piyasa etkinliğini reddetmektedir. Bu kapsamda çalışmanın sonuçları Yatırımcı Tanınmışlık Hipotezi (Merton, 1987) ve Fiyat Baskısı Hipotezinin (Barber & Odean, 2008) geçerliliğini göstermektedir.

Kaynaklar

- Ahluwalia, S. (2018), “Effect of Online Searches on Stock Returns”, *Accounting and Finance Research*, 7(1), 70-81.
- Akgün, B.E. (2016), “Investor Attention and IPO Performance”, *Unpublished Master Thesis*, The Graduate School of Social Sciences of Middle East Technical University, Ankara.
- Albayrak, A.S. (2005), “Çoklu Doğrusal Bağlantı Halinde En Küçük Kareler Tekniđinin Alternatif Yanlı Tahmin Teknikleri ve Bir Uygulama”, *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 1(1), 105-107.
- Bai, J. & S. Ng (2004), “A PANIC Attack on Unit Roots and Cointegration”, *Econometrica*, 72(4), 1127-1177.

- Baltagi, B. & Q. Li (1991), “A Joint Test for Serial Correlation and Random Individual Effects”, *Statistics and Probability Letters*, 11, 277-280.
- Bank, M. & M. Larch & G. Peter (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. & T. Odean (2001), “Boys Will Be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment”, *Quarterly Journal of Economics*, 116, 261-292.
- Beck, N. & J. Katz (1995), “What to Do (and Not to Do) With Time-Series Cross-Section Data”, *American Political Science Review*, 89(3), 634-647.
- Bhargava, A. & L. Franzini & W. Narendranathan (1982), “Serial Correlation and The Fixed Effects Model”, *The Review of Economic Studies*, 49(4), 533-549.
- Bijl, L. & G. Kringhaug & P. Molnar & E. Sandvik (2016), “Google Searches and Stock Returns”, *International Review of Financial Analysis*, 45, 150-156.
- Bilgiç, M.E. (2017), “Google Trends Search Volume Index in Estimation of Istanbul Stock Market Index (BİST)”, *Unpublished Master Thesis*, Istanbul Bilgi University, İstanbul.
- Born, B. & J. Breitung (2016), “Testing for Serial Correlation in Fixed-Effects Panel Data Models”, *Econometric Reviews*, 35(7), 1290-1316.
- Bozanta, A. & M. Coşkun & B. Kutlu & M. Özturan (2017), “Relationship Between Stock Market Indices and Google Trends”, *The Online Journal of Science and Technology*, 7(4), 168-172.
- Breusch, T. & A. Pagan (1980), “The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification in Econometrics”, *Review of Economic Studies*, 47(1), 239-253.
- Da, Z. & J. Engelberg & P. Gao (2011), “In Search of Attention”, *The Journal of Finance*, 66(5), 1461-1499.
- Fink, C. & T. Johann (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, 681-690.
- Joseph, K. & M.B. Wintoki & Z. Zhang (2011), “Forecasting Abnormal Stock Returns and Trading Volume Using Investor Sentiment: Evidence From Online Search”, *International Journal of Forecasting*, 27(4), 1116-1127.
- Korkmaz, T. & A. Ceylan (2012), *Sermaye Piyasası ve Menkul Değer Analizi*, Bursa: Ekin Kitabevi.
- Korkmaz, T. & E. Çevik & N. Çevik (2017), “Yatırımcı İlgisi ile Pay Piyasası Arasındaki İlişki: BİST-100 Endeksi Üzerine Bir Uygulama”, *Business and Economics Research Journal*, 8(2), 203-215.
- Latoeiro, P. & S.B. Ramos & H. Veiga (2013), “Predictability of Stock Market Activity Using Google Search Queries”, *Universidad Carlos III de Madrid Working Paper*, 13-06.
- Liu, Y. & B. Lv & G. Peng & C. Zhang (2012), “Relationship between Internet Search Data and Stock Return: Empirical Evidence from Chinese Stock Market”, *Recent Progress in Data Engineering and Internet Technology*, 157, 25-30.
- Loughlin, C. & E. Harnisch (2013), “The Viability of Stocktwits and Google Trends to Predict the Stock Market”, *ArXiv Working Paper*, 1-19.
- Mao, H. & S. Counts & J. Bollen (2011), “Predicting Financial Markets: Comparing Survey, News, Twitter and Search Engine Data”, *arXiv preprint*, 1-10.

- Merton, R.C. (1987), “A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information”, *The Journal of Finance*, 42, 483-510.
- Pesaran, M.H. & A. Ullah & T. Yamagata (2008), “A Bias Adjusted LM Test of Error Cross Section Independence”, *Econometrics Journal*, 11, 105-127.
- Smith, V. & S. Leybourne & T.H. Kim & P. Newbold (2004), “More Powerful Panel Data Unit Root Tests with an Application to Mean Reversion in Real Exchange Rates”, *Journal of Applied Econometrics*, 19, 147-170.
- Takeda, F. & T. Wakao (2014), “Google Search Intensity and Its Relationship with Returns and Trading Volume of Japanese Stocks”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 27, 1-18.
- Tantaopas, P. & C. Padungsaksawasdi & S. Treepongkaruna (2016), “Attention Effect Via Internet Search Intensity in Asia-Pacific Stock Markets”, *Pacific-Basin Finance Journal*, 38, 107-124.
- Vlastakis, N. & R.N. Markellos (2012), “Information Demand and Stock Market Volatility”, *Journal of Banking & Finance*, 36(6), 1808-1821.
- Vozlyublennaiia, N. (2014), “Investor Attention, Index Performance, and Return Predictability”, *Journal of Banking & Finance*, 41, 17-35.
- Wang, B. & W. Long & X. Wei (2018), “Investor Attention, Market Liquidity and Stock Return: A New Perspective”, *Asian Economic and Financial Review*, 8(3), 341-352.
- Zhang, W. & D. Shen & Y. Zhang & X. Xiong (2013), “Open Source Information, Investor Attention and Asset Pricing”, *Economic Modelling*, 33, 613-619.