

GAZİANTEP UNIVERSITY JOURNAL OF SOCIAL SCIENCES

Journal homepage: <http://dergipark.org.tr/tr/pub/jss>



Araştırma Makalesi • Research Article

DOI: 10.21547/jss.1446430

Aşırı Güven Eğiliminin Test Edilmesi: BİST Hizmet ve Sanayi Sektörü Örneği¹

Testing Overconfidence: BIST Service and Industrial Sector Example

Cansel KIZILTEPE^a Barış AKSOY^{b*}

^a Bilim Uzmanı, Sivas / TÜRKİYE

ORCID: 0009-0007-5441-0581

^b Doç. Dr., Sivas Cumhuriyet Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Sivas / TÜRKİYE

ORCID: 0000-0002-1090-5693

MAKALE BİLGİSİ

Makale Geçmişi:

Başvuru tarihi: 3 Mart 2024

Kabul tarihi: 10 Nisan 2025

Anahtar Kelimeler:

Davranışsal finans,

Aşırı güven,

Toda Yamamoto Nedensellik,

ARDL Sınır Testi,

Borsa İstanbul.

Jel Sınıflandırması: C32, D91, E71, G11,

G41

ÖZ

Çalışmanın amacı, Borsa İstanbul'da işlem gören BİST 100, BİST Sınai ve BİST Hizmet Endeksleri üzerinden davranışsal finans teorilerinden aşırı güven eğiliminin incelenmesi ve ele alınan endeksin getiri, volatilité ve hacim verileri arasında kısa ve uzun dönemli ilişkinin varlığının tespit edilmesidir. Bu amaçla çalışmada, her endeks için 2 Ocak 2012 yılı pazartesi günü ile 30 Aralık 2022 yılı cuma günü olmak üzere 11 yıllık süreçte oluşan 2899 işlem günü günlük verileri ile ele alınan endeksin aylık getiri, aylık ortalama TL işlem hacmi ve aylık volatilité değerleri üzerinden analiz yapılmıştır. Aşırı güven eğiliminin tespit edilmesinde kullanılan nedensellik analizinin yanı sıra farklı bir bakış açısı katarak nedensellik ilişkisi kurulan değişkenler arasında ARDL Sınır Testi uygulanmıştır. Analiz edilen modelde, getiri bağımsız değişken, volatilité ve hacim bağımlı değişkendir. Üç endeks için de kısa dönem analizinde elde edilen sonuçlar getiri değişkeni ile volatilité değişkeni arasındaki ilişkinin istatistiksel olarak anlamsız olduğu yönündendir. Bu durumun yanı sıra üç endeks için de getiri değişkeni ile hacim değişkeni arasında nedensellik ilişkisi bulunmuş ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durum getiri elde eden yatırımcıların kendilerine olan güvenlerinin artmasının sonucu olarak daha fazla işlem yaptıklarını göstermekte olduğu şeklinde yorumlanabilir. Elde edilen diğer bir sonuç ise getiri değişkeninden volatilité değişkenine doğru bir nedenselliğin olmamasıdır.

ARTICLE INFO

Article History:

Received: March 3, 2024

Accepted: April 10, 2025

Keywords:

Behavioral finance,

Overconfidence,

Toda Yamamoto Causality.

ARDL Boundary Test,

Borsa İstanbul

Jel Classification: C32, D91, E71, G11,

G41

ABSTRACT

The aim of the study is to examine the overconfidence tendency from behavioral finance theories through BIST 100, BIST Industrials and BIST Services Indices traded in Borsa İstanbul and to determine the existence of a short and long term relationship between the return, volatility and volume data of the index. For this purpose, the study analyzed the monthly return, monthly average TL trading volume and monthly volatility values of the index with 2899 trading days of daily data for each index over an 11-year period from Monday, January 2, 2012 to Friday, December 30, 2022. In addition to the causality analysis used in the detection of overconfidence using the ARDL bounds test, the relationship between the variables that are causally related to the study is examined by adding a different perspective. In the model analyzed, return is the independent variable, volatility and volume are the dependent variables. The results obtained in the short-term analysis for all three indices indicate that the relationship between the return variable and the volatility variable is statistically insignificant. In addition, the relationship between the return variable and the volume variable is statistically significant for all three indices. This can be interpreted as showing that investors who earn returns make more transactions as a result of their increased self-confidence. Another result obtained is that there is no causality from the return variable to the volatility variable.

¹ Bu çalışma, Doç. Dr. Barış AKSOY danışmanlığında Eylül 2023 tarihinde Sivas Cumhuriyet Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsünde tamamlanan “Aşırı Güvenin Test Edilmesi: Borsa İstanbul Üzerine Bir Uygulama” başlıklı yüksek lisans tezi esas alınarak hazırlanmıştır. Bu çalışma Uluslararası Ekonomi, Finans ve İşletme Kongresinde (EFİ 2023) sözlü olarak sunulan “Hizmet ve Sanayi Sektörlerine Duyulan Aşırı Güven Eğiliminin Test Edip Endeks Getirisi ile İlişkinin İncelenmesi: Borsa İstanbul Örneği” başlıklı tebliğde alınan eleştiri ve katkılar doğrultusunda son şekli verilen hâlidir.

* Sorumlu yazar/Corresponding author.

e-posta: baksoy@cumhuriyet.edu.tr

EXTENDED ABSTRACT

Introduction and Research Purpose

The aim of the study is to examine the overconfidence tendency from behavioral finance theories through BIST 100, BIST Industrials and BIST Services Indices traded in Borsa Istanbul and to determine the existence of a short and long term relationship between the return, volatility and volume data of the index. For this purpose, the study analyzed the monthly return, monthly average TL trading volume and monthly volatility values of the index with 2899 trading days of daily data for each index over an 11-year period from Monday, January 2, 2012 to Friday, December 30, 2022.

Literature Review

In the literature, Chuang, Lee (2006), Alsabban, Alarfaj (2020) and Uddin, Gul, Mubarik (2021) examined the relationship between return, trading volume and volatility with causality test and VAR Model. Among the studies investigating the overconfidence tendency of Borsa Istanbul investors, Korkmaz and Çevik (2007), Otluoğlu (2009), Gaygusuzlar (2008) chose Granger Causality analysis. Causality analysis examines the relationship between returns and volume and volatility. In addition to choosing causality analysis similar to the literature, Toda Yamamoto Causality analysis was used instead of the previously used Granger Causality analysis. Another reason for choosing Toda Yamamoto Causality analysis is that it is predicted that the variables will not be stationary at the same level due to the fluctuations experienced after the pandemic process. Toda Yamamoto Causality test is a test in which variables of different degrees can be analyzed.

Methodology and Findings

In the first stage of the analysis, similar to the literature, Toda Yamamoto Causality analysis was applied to evaluate the causality relationship with index data. The common result obtained for the three indices is that there is a causality relationship from the index return variable to the index volume variable. Toda Yamamoto Causality analysis was used instead of the previously used Granger Causality analysis. Another reason for choosing Toda Yamamoto Causality analysis is that it is predicted that the variables will not be stationary at the same level due to the fluctuations experienced after the pandemic process. Toda Yamamoto Causality test is a test in which variables of different degrees can be analyzed. In the first stage of the analysis, similar to the literature, Toda Yamamoto Causality analysis was applied to evaluate the causality relationship with index data.

Conclusions and Recommendation

In this study, the long and short-term relationship between the overconfidence tendency, which has been identified for all three indices in Borsa Istanbul, has been analyzed. In addition to the causality analysis used in the detection of overconfidence using the ARDL bounds test, the relationship between the variables that are causally related to the study is examined by adding a different perspective. The common result obtained for the three indices is that there is a causality relationship from the index return variable to the index volume variable. This situation has led investors to think that the returns they have achieved are due to their own abilities and talents and has increased the self-confidence of the investors. Investors with increased self-confidence make more transactions, leading to an increase in trading volume. However, there is no causality relationship from the volume variable to the return variable in the three indices analyzed. Another valid result for the three indices is that there is no causality from the return variable to the volatility variable. However, there is causality from the volatility variable to the return variable for the three indices. This leads to the conclusion that the return variable is the cause of the trading volume variable but not the volatility variable. In parallel with this situation, it is determined that the volume variable is not the cause of return, but volatility is the cause of return.

Another point that differs from the literature is that in the analyses on overconfidence tendency, stock market data as a whole or an index alone has been considered. There is no comparative study on indices traded on the same stock exchange. In this respect, the most similar study in the literature is the one by Bouteska and Regaieg (2020), which examined the overconfidence tendency in US firms operating in the industrial and service sectors using the least squares method and panel data analysis.

In addition, the relationship between the return variable and the volume variable is statistically significant for all three indices. When the results of the analysis are evaluated for the long run, the imbalances in the model are determined to be approximately one month for BIST 100 and BIST Industrial Indices, while this period is determined to be over one month for BIST Services Index.

Giriş

Genel olarak yatırım, sermaye sahibinin yatırım faaliyetlerinin sonuçlarından faydalanacağı umuduyla doğrudan veya dolaylı olarak yatırım faaliyetleri yürüten bireyler veya tüzel kişiler tarafından gerçekleştirilen bir faaliyettir. Ayrıca yatırım, gelecekte bazı faydalar elde etmek için gerçekleştirilen birçok fona veya diğer kaynaklara yapılan bir taahhüt olarak yorumlanabilir (Nurbarani ve Soepriyanto, 2022, s. 254).

Finansın başlıca teorilerinden olan Modern Portföy Teorisi risk ve getiri üzerine kurulmuştur ve yatırımcıların korelasyona bağlı bir şekilde çeşitlendirme yapması istenir. Oluşturulan bu teoriye göre yatırımcılar, kabul edilen risk seviyesinde en yüksek getiriyi ya da kabul edilen getiri seviyesinde en düşük riski seçmeyi hedeflemişlerdir. İnsanların duygu ve hislerinden arınarak sadece matematiksel olarak riskin hesaplanması oldukça tartışmalıdır (Sarioğlu, 2021, 52).

Modern finans teorisi, yatırımcıların rasyonellik varsayımına dayanır, ancak kanıtlar piyasa yatırımcılarının aşırı güven ve eğilim etkisi gibi davranışsal ön yargılardan etkilendiğini göstermektedir. Aşırı kendine güvenen yatırımcılar durumları gerçekte olduklarından daha iyi algılamak, eğilim etkisi gösteren yatırımcılar kazanan hisseleri elden çıkarma ve kaybedenleri tutma eğilimindedir. Ancak her iki ön yargı arasında net bir nedensel ilişki yoktur (Trejos, vd., 2019, s. 61). Aşırı güven eğilimi gösteren yatırımcılar kendi tecrübe ve bilgilerini olduğu seviyenin çok üzerinde olarak gördükleri için var olan riski daha az önemserler. Bu kişilere göre risk ne olursa olsun tecrübeleri ve bilgileri sayesinde kazançlı olacaklarını düşünürler. Aşırı güven eğilimi gösteren yatırımcılara göre algılanan risk beklenen riskten daha önemlidir (Tufan ve Sarıçiçek, 2013, s. 170).

Bu çalışmanın amacı, Borsa İstanbul'da işlem gören BİST 100, BİST Sınai ve BİST Hizmet Endeksleri üzerinden davranışsal finans teorilerinden aşırı güven eğiliminin incelenmesi ve ele alınan endeksin getiri, volatilite ve hacim verileri arasında kısa ve uzun dönemli ilişkinin varlığının tespit edilmesidir. Bu çalışmada, ele alınan endeksler bazında aşırı güven eğiliminin araştırılarak Borsa İstanbul yatırımcılarının aşırı güven eğilimini gösterip göstermediklerinin tespit edilmesi ve aynı zamanda Borsa İstanbul'da yaşanan anomalilerin açıklanmasına yardımcı olmak hedeflenmektedir.

Çalışmanın ilk bölümünde Davranışsal Finans kavramı ve aşırı güven eğilimi kavramı ele alınmıştır. İkinci bölümde aşırı güven eğilimi ile ilgili yurtiçi ve yurt dışı araştırmalara yer verilmiştir. Üçüncü bölümde BİST Hizmet ve Sanayi Sektörü'nde aşırı güven eğiliminin araştırıldığı ampirik araştırmanın veri seti ve yöntemi verilmiştir. Dördüncü bölümde analiz sonucu elde edilen bulgular paylaşılmış beşinci bölümde sonuç ve öneriler yer almaktadır.

Davranışsal Finasta Aşırı Güven Eğilimi

Klasik ve neoklasik dönemde bazı bilgilerin varsayım olarak kabul edilmesi bu varsayımların en önemlisi olan insanların rasyonel olduğu düşüncesi ile geliştirilen modellerin kolay anlaşılabilir olması ve kullanışlı olması birçok sosyal bilimde temel görüş olarak kabul edilmiştir. Temeli rasyonellik varsayımı üzerine oluşturulan bu modellerin gerçek hayatı yansıtmadığı ve ele alınan bireysel yatırımcıdan beklenen ideal bir profil üzerine oluşturulduğu konusunda birçok eleştiri almasına sebep olmuştur. Piyasanın etkinliğini sorgulayan çalışmalarda aranan etkinlik koşullarına ters düşen sapmalara rastlanmış ve bu hareketler anomali olarak isimlendirilmiştir (Aysan vd., 2021, s. 154; Mushinada ve Veluri, 2018, s. 613; Bouteska ve Regaieg, 2020, s. 452; Alsabban ve Alarfaj, 2019, s. 73).

Kahneman ve Tversky (1979) tarafından geliştirilen Beklenti Teorisi ile risk ve belirsizlik altında karar verme davranışı incelenmektedir. Bireylerin risk ve belirsizlik altında

karar alırken tamamen rasyonel olmadıkları, rasyonelliklerinin sınırlı olduğunu yani Beklenen Fayda Teorisi'ne göre hareket etmedikleri belirlenmiştir. Bu yönüyle Beklenen Fayda Teorisi'ne alternatif bir model olarak geliştirilmiştir ve aynı zamanda davranışsal finansın temelini oluşturmaktadır (Sumer, 2020, s. 3).

1900'lü yılların başı itibarıyla psikolojinin bir bilim dalı olarak kabul edilmesi ile birlikte neoklasik finans teorileri ile açıklanamayan anomalileri araştırmak için insan davranışı ve psikolojik etkileri üzerinde durulmuştur. Finansın davranışsal psikoloji ile kesiştiği noktada davranışsal finans kavramı ortaya çıkmıştır. Yatırım yapan bireylerin karar alırken irrasyonel davranışlarının piyasadaki fiyatlara nasıl etki ettiği incelenmektedir (Temizel 2008, s. 133).

Geleneksel finans teorileri, menkul kıymet piyasalarında gözlemlenen çeşitli anormallikleri açıklamada başarısız olmaktadır. Yüksek piyasa devir hızı seviyeleri, birçok menkul kıymet piyasasında belgelenen en zorlu piyasa bulmacaları arasındadır. Birkaç çalışma, geçmiş piyasa getirisi ile mevcut piyasa cirosu arasında korelasyon olduğunu ileri sürmektedir. Davranışsal finans teorileri, bu ilişkinin arkasındaki nedenin aşırı güven ön yargısı olduğunu varsaymaktadır (Metwally ve Darwish, 2015, s. 35).

Öz güven veya kişinin kendi yeteneklerine inanması, başarının ön koşulu olarak kabul edilir. Dahası, öz güven bir kişiyi daha mutlu ve hayatından daha memnun tutar; potansiyel çalışanları, iş ortaklarını veya hayat arkadaşlarını bu kişinin olumlu özelliklere ve yüksek yeteneklere sahip olduğuna ikna etmeye yardımcı olabilir. Engeller, başarısızlıklar veya irade eksikliği karşısında yeni projeler üstlenme veya eski projelere devam etme motivasyonunu artırır. Ancak, kişi aynı zamanda aşırı öz güvenli de olabilir ve literatürde aşırı öz güvenin birçok olumsuz etkisi belirtilmiştir. Öz güvenin yararlı etkilerinin zararlı etkilerle dengelenebileceği ve böylece belirli bir bağlamda optimum düzeyde güven olabileceği düşünülebilir (Pikulina vd., 2017, s. 175).

Aşırı güven, bir kişinin finansal alandaki yeterliliği hakkındaki inancı ile gerçek yeteneği arasındaki fark olarak tanımlanmaktadır. Aşırı güven iki farklı şekilde ölçülmektedir. Bunlardan ilki yatırımcıların yeteneklerini, başarılarını, kontrol düzeylerini veya başarı olasılıklarını gerçekte olduklarından daha yüksek olarak değerlendirdikleri aşırı tahmin (veya iyimserlik) ve ikincisi yatırımcıların kendilerinin diğerlerinden daha iyi olduğuna inandıkları ortalamadan iyi (veya aşırı yerleştirme) olarak belirtilebilir (Pikulina vd., 2017, s. 176).

Aşırı güven eğilimine sahip yatırımcılar ulaştıkları başarıları kendi kabiliyetlerinin bir sonucu olarak değerlendirmekte bu durumun tersi olan başarısızlık ise talihsizliğe veya dışsal faktörlerin bir nedeni olarak değerlendirilmektedir. Bu durum hataların doğru değerlendirilememesine ve beraberinde kişinin başarılarını abartarak aşırı güven eğiliminin artmasına yol açmaktadır (Elmas, 2022, s. 11; Daniel ve Hirshleifer, 2015, s. 62). Aşırı güven eğilimi gösteren yatırımcıların daha riskli pozisyon aldıkları ve rasyonel yatırımcıya göre daha büyük işlem hacimlerinde ve miktarlarda alım satım yaptıkları görülmüştür. Aşırı güven eğilimi gösteren yatırımcılar agresif alım satım işlemleri yapmaktadırlar. Bu durum önemli miktarda komisyon ödenmesine neden olmaktadır (Tekçe, 2015, s. 4).

Aşırı güven ön yargısı, çeşitli çalışmalar tarafından en yaygın ön yargı olarak kabul edilmektedir. Aşırı güven ön yargısından mustarip piyasalar aşırı tepkiler verme eğilimindedir. Aşırı güven, bir yatırımcının sergileyebileceği en zararlı ön yargılardan biridir. Bunun nedeni, aşağı yönlü riski hafife almak, çok sık işlem yapmak ve/veya "bir sonraki popüler hisse senedi" peşinde işlem yapmak ve yetersiz çeşitlendirilmiş bir portföy bulundurmak olabilir. Bunların hepsi kişinin serveti için ciddi tehlikeler oluşturur. Özellikle, aşırı güven eğilimine sahip olan yatırımcılar piyasayı zamanlamaya ve yüksek hisse senedi getirilerinin ardından agresif bir şekilde işlem yapmaya çalışmaktadır (Mushinada ve Veluri, 2018, s. 628). Aşırı öz güven oldukça yatkın olan genç yatırımcılar tarafından domine edildiğinden, bunu yüksek düzeyde bir

iyimserlik izleyecektir. Aşırı öz güven ve iyimserlik yanlılıkları, bilgi yanılsaması ve kontrol yanılsaması tarafından oluşturulur. Bilgi yanılsaması, bir kişinin sahip olduğu bilgi hakkında çok emin hissettiği ve bu bilginin başarı şansına olan inancını etkilediği bir durumdur (Kartini ve Nahda, 2021, s. 1238).

Literatür

Davranışsal finans literatüründe aşırı güven eğilimi en çok araştırılan konular arasındadır. Bu araştırmalardan bazılarında yöntem olarak anket kullanılmış, bazılarında ekonometrik analizler gerçekleştirilmiştir. Aşağıda konu ile ilgili yerli ve yurtiçi araştırmacılara ait çalışmalar yöntem yönünden ayrı ayrı ele alınarak özet olarak verilmiştir.

Anket çalışması yürüten çalışmalar aşağıda verilmiştir.

Merkle (2017) İngiltere'deki çevrimiçi aracılık müşterilerine yönelik bir panel anketinde, borsa ve portföy beklentilerini sormuşlar ve yanıtlar üzerinden çeşitli aşırı güven ölçütleri belirlemişlerdir. Aşırı güvenin zaman içindeki evrimini araştırmışlar ve aşırı güven duymayı öğrenmeye paralel olarak geçmiş başarının ve geriye dönük bakışın yatırımcının daha sonra yaptığı yatırımlarındaki aşırı güveninde bir rol oynadığını belirlemişlerdir. Katılımcıların portföylerinin piyasadan daha yüksek getiri sağlamasını beklediklerini (aşırı yerleştirme), gerçekleştirilecek olandan daha yüksek getiri beklediklerini (aşırı tahmin) ve portföylerinin oynaklığını hafife aldıklarını (aşırı kesinlik) bulmuşlardır.

Pikulina vd. (2017) bireylerin kendi yeteneklerine olan güvenlerinin yatırım kararlarını nasıl etkilediğini ele almışlardır. Kişinin finansal bilgisine olan aşırı güvenin doğrudan ölçümleri ile yatırım seçimi arasındaki pozitif ilişkiyi test etmişler ve doğrulamışlardır. Aşırı öz güven ve yetersiz öz güvenin, değeri maksimize etmeyen yatırım seçimleriyle ilişkili olduğunu görmüşlerdir. En yüksek aşırı öz güven dördlüsünde yer alan katılımcılar uygunsuz şekilde yüksek yatırım seviyeleri seçtikleri ve aynı şekilde, yetersiz öz güvenli kişilerin uygunsuz şekilde düşük yatırımları seçtiklerini görmüşlerdir. Deneyde, yalnızca orta derecede aşırı kendine güvenen denekler, doğru yatırım seviyelerini seçme eğiliminde oldukları için iyi kalibre edildiği belirtilmiştir.

Kansal ve Singh (2018) bireyler arasında aşırı güven düzeyinin ve bileşenlerinin derecesinde değişikliklere neden olan demografik faktörler ve yatırımcı özelliklerini analiz etmeyi amaçlamışlardır. Aşırı güvenin ve bileşenlerinin belirleyicilerini keşfetmek için bir anket yürütülmüştür. Sonuçlar, yüksek düzeyde kazanan, daha fazla bakmakla yükümlü olduğu kişi olan, kazanç sorumluluğunu paylaşan, yüksek yatırım sıklığına, daha az zaman ufkuna ve daha fazla yatırım deneyimine sahip olan ve büyük sermayeli hisse senetlerine yatırım yapanların aşırı güvene daha fazla maruz kaldığını göstermektedir. Çalışma ayrıca cinsiyet, yaş ve genel eğitimin aşırı güven düzeyini etkilemediği sonucuna varmıştır.

Grezo (2021) aşırı güven ile finansal karar alma arasındaki ilişkiyi araştırmak için yapılan 34 çalışmanın sonuçlarını gözden geçirmiştir. Aşırı güvenin finansal karar alma üzerindeki etkisinin anlamlı olduğu, ancak bu etkinin düşük olduğunu bulmuşlardır. Sonuçlar, aşırı güven ile finansal karar alma arasında genel olarak anlamlı bir ilişkinin olduğunu ancak bu ilişkinin gücünün çok düşük olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Kartini ve Nahda (2021) çeşitli psikolojik faktörlerin yatırım karar alma üzerindeki etkisini araştırmayı amaçlamışlardır. Yogyakarta'daki bireysel yatırımcılardan 165 anketle sonuçlanan bir anket yöntemi ve kartopu örneklemesine dayalı nicel bir yöntem kullanılmıştır. Araştırma bulguları aşırı güvenin yatırım kararları üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir.

Almansour vd. (2023) davranışsal finans faktörlerinin, risk algısı aracı değişkeni aracılığıyla Suudi hisse senedi piyasalarındaki yatırım kararları üzerindeki etkisini incelemeyi

amaçlamaktadır. 150 bireysel yatırımcıya çevrimiçi bir anket dağıtılmıştır. Aşırı güvenin yalnızca yatırım karar alma üzerinde önemli bir pozitif etkiye sahip olduğu bulunmuştur.

Ekonometrik analizlerin gerçekleştirildiği çalışmalar aşağıda verilmiştir.

Jlassi vd. (2014), yatırımcıların aşırı güven eğiliminin piyasa etkilerini incelemek üzere 27 ülkeden oluşan örneklem grubunu Latin Amerika, Asya, Avrupa ve Orta Doğu olarak sınıflandırmış, 5 Ocak 2000'den 12 Aralık 2012'ye kadar olan günlük verileri incelemiştir. Şili hariç küresel piyasada aşırı güven eğiliminin varlığına dair kanıtlar bulmuş ve küresel finansal piyasalardaki aşırı ve asimetrik oynaklığın büyük bir kısmının aşırı güven eğiliminden kaynaklandığını belirtmişlerdir.

Metwally ve Darwish (2015) 2002'den 2012'ye kadar olan dönemde Mısır Borsası'ndaki aşırı güven ön yargısını, farklı piyasa durumlarında piyasa getirileri ile piyasa cirosu arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Piyasa durumlarının, özellikle yükselen bir piyasada, Mısır Borsası'ndaki işlem faaliyetini güçlü bir şekilde etkilediği bulunmuştur. İşlem faaliyeti, Mısır Borsası yükselen bir trenddeyken yatırımcıların aşırı güveni tarafından tetiklenir. Ayrıca, piyasa kazançlarının sonraki dönemlerde ciro üzerinde olumlu ve önemli bir etkisinin olduğu belirtilmiştir.

Tekçe ve Yılmaz (2015) Türk borsasında bireysel hisse senedi yatırımcıları arasındaki aşırı güveni araştırmışlardır. Aşırı güvenin ne kadar yaygın olduğunu, aşırı güveni hangi faktörlerin etkilediğini ve aşırı güvenin işlem ve demografik verileri kullanarak yatırımcı getiri performansı ile nasıl ilişkili olduğunu incelemişlerdir. Bulgular, aşırı güven davranışının bireysel hisse senedi yatırımcıları arasında yaygın olduğunu göstermektedir. Erkek, daha genç yatırımcılar, daha düşük portföy değerine sahip yatırımcılar ve daha az gelişmiş bölgelerdeki düşük gelirli ve düşük eğitimli bölgelerdeki yatırımcıların daha fazla aşırı güven davranışı sergilediği bulunmuştur.

Özerol (2016) 3 büyük aracı kurumu seans odalarına 6 yıl boyunca düzenli bir biçimde gelen ve aktif olarak hisse senedi işlemi yapan 120 civarındaki müşterinin yaptıkları hisse senedi alım satımları, işlem hacmi, kâr zarar durumu ve demografik bilgileri incelendiğinde, diğer tüm faktörler sabitken kadın yatırımcıların erkek yatırımcılardan daha yüksek getiri elde ettiği ve yüksek işlem hacmi yapanların daha az işlem hacmi yapanlara göre daha düşük getiri elde ettiği sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuçlardan özetle kadın yatırımcılar erkek yatırımcılara göre daha düşük işlem hacmi yapması ve daha az komisyon ödemesi dolayısıyla daha yüksek getiri elde ettiği sonucuna ulaşmıştır.

Zia vd. (2017) Pakistan borsasında aşırı güven nedeniyle gerçekleşen kayıpları ve yüksek işlem hacmini incelemektedir. Çalışma portföy çeşitlendirilmesini kısıtlama eğiliminde olan ve Pakistan finans piyasasında aşırı ticarete yol açan aşırı güven ön yargısına odaklanmaktadır. Sonuçlar, yatırımcıların aşırı güven duyduğunu, çünkü cironun doğrudan hisse senedi getirilerine bağlı olduğunu göstermektedir. Bireysel olgun yatırımcıların finansal yatırım kararlarını verirken grafiksel bilgileri kullandığını, tarihi performansı gösteren çizgi grafiklere odaklandığını ve büyük ön yargıların göstergesi olduğunu ortaya koymuştur. VAR sonuçlarına göre, tarihi piyasa getirisinin aşırı güvenin güçlü bir göstergesi olan ciro ile negatif ilişkili olduğunu gösterdiği belirtilmiştir.

Mushinada ve Veluri (2018) Bombay Borsası'nda (BSE) aşırı güven hipotezini deneysel olarak test etmeyi amaçlamaktadır. Sonuçlar, aşırı güvenen yatırımcıların özel bilgilere aşırı tepki verdiğini ve kamuya açık bilgilere yetersiz tepki verdiğini göstermektedir. Doğru tahminlerle şartlandırılan öz-atıf ön yargısının yatırımcıların aşırı güvenini ve işlem hacmini artırdığı gözlemlenmiştir. Son olarak, getiri oynaklığı ile işlem hacmi arasındaki ilişkinin analizi, aşırı güvenen yatırımcıların aşırı ticaretinin gözlemlenen aşırı oynaklığa katkıda bulunduğunu göstermektedir. Genel olarak, yatırımcılar gelecekteki getiriler hakkında doğru tahminlerde bulunduklarında, aşırı güven duydukları ve sonraki zaman dilimlerinde daha fazla

işlem yaptıkları bulunmuştur. Öte yandan, yanlış tahminlerde bulunduklarında, aşırı güvenleri mütevazı bir şekilde düştüğü gözlemlenmiştir.

Trejos vd. (2019) yapay bir finansal borsayı temsil eden, genellikle mikro dünya olarak adlandırılan bir simülasyon modeli kullanarak, aşırı güven ve eğilim etkisi ile ilişkisini araştırmışlardır. Sonuçlar, aşırı güvenin cinsiyet, kariyer ve eğitim düzeyi ile açıklandığını, yaş, milliyet ve kârların ise önemli değişkenler olmadığını göstermektedir. Ayrıca, eğilim etkisi gösteren yatırımcıların aşırı kendine güvenmeye daha yatkın olduğunu doğrulamışlardır. Aşırı güvenen yatırımcıların yüksek işlem hacimleri sergileme eğiliminde olduğuna ve bunun da talepteki değişikliklere yol açarak fiyatları artırdığına ve böyle bir artışın yatırımcıların hisse senetlerini satma durumunda daha yüksek getiriler algılamalarına olanak tanıdığı sonucuna varmışlardır.

Zhang vd. (2019) Çin'deki büyük bir aracı kurumdan alınan benzersiz bir yatırımcı hesabı veri tabanını kullanarak, aşırı güven ile bireysel hisse senedi yatırım performansı arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Ampirik sonuçlar daha fazla işlem yapan yatırımcıların daha düşük getiri elde ettiğini göstermektedir. Aşırı güvenin gelişmekte olan bir piyasa olarak Çin borsasında yatırım performansını olumsuz etkilediğine dair ampirik kanıt elde etmişlerdir. Gün içi arbitraj işlemcilerinin genellikle gün içi olmayan işlemcilerden daha düşük getiriye sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ancak, günlük arbitraj işlemcileri için işlem süreleri ile getiriler arasında ters U şeklinde bir ilişki yakalamışlar ve bu da belirli yatırımcıların aşırı güvenle işlem yapmadıklarını, ancak becerileri veya bilgi avantajlarıyla kâr elde edebileceklerini gösterdiği belirtilmiştir.

Alsabban ve Alarfaj (2019) yatırımcıların irrasyonel davranışlarını, özellikle Suudi borsası Tadawul'daki aşırı güven davranışlarını ampirik olarak araştırmayı amaçlamaktadır. Aşırı güven davranışını test etmek için piyasa genelinde bir Vektör otoregresyon (VAR) modeli tasarlanmış ve piyasa getirileri ile piyasa cirosu arasındaki öncü-geri ilişkisi araştırılmıştır. Sonuç geçmiş piyasa getirilerinin ve piyasa cirosunun (hacminin) pozitif ilişkili olduğunu göstermektedir. Özetle yatırımcıların bir önceki ayda pozitif getiri elde ettiklerinde daha fazla işlem yapma eğiliminde olduklarını, yani aşırı güven ön yargısı sergilediklerini ortaya koymaktadır. Diğer taraftan Suudi'deki aşırı güven seviyesi diğer gelişmiş ülkelere göre biraz daha düşük olduğu belirtilmiştir.

Bouteska ve Regaieg (2020) 2006-2016 döneminde 154 ABD sanayi ve hizmet şirketleri yatırımcılarının aşırı güvenin ABD şirketlerinin performansı üzerindeki etkilerini araştırmayı amaçlamışlardır. ABD finans piyasalarındaki ekonomik ve piyasa performansına göre ölçülen performansının bu iki davranışsal ön yargıdan önemli ölçüde etkilendiğine dair kanıtlar sunmuşlardır. Bulgular aşırı güvenin sanayi şirketlerinin piyasa performansını olumlu etkilediğini ancak hizmet şirketlerinin piyasa performansını olumsuz etkilediğini göstermektedir. Bu sonuçlar, aşırı güven etkisinin bir sektörden diğerine farklılık gösterdiği görüşüyle açıklanabilir. Hizmet sektöründeki yatırımcı, hizmet şirketi konusunda aşırı kendine güvence bile, aşırı güveni kolayca başka bir şirkete kayabilir, ancak bir sanayi şirketi söz konusu olduğunda, aşırı kendine güvenen yatırımcı daha sadık olabilir şeklinde açıklamaktadırlar.

Uddin vd. (2021) yaptıkları çalışmada 2009-2018 yıllara ait verilerle Amerika Borsası ve Güney Asya Borsaları'na VAR Modeli ve Granger Nedensellik analizini uygulamış, getiri sayesinde kazanılan aşırı güven eğiliminin işlem hacmini arttırdığı sonucuna ulaşmışlardır.

Nurbarani ve Soepriyanto (2022) Bu çalışma, Büyük Cakarta bölgesinde kripto para birimine yatırım kararı üzerinde davranış faktörleri ve sosyal demografinin etkisini belirlemeyi amaçlamaktadır. Test sonuçları, yalnızca aşırı güven ve farkındalık değişkenlerinin kripto para birimine yatırım yapma kararları üzerinde anlamlı pozitif bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Bu, aşırı güvenin değerinde bir değişiklik olması durumunda, bunun Büyük

Cakarta bölgesinde kripto para birimine yatırım yapma kararı üzerinde önemli bir etkiye sahip olduğu veya başka bir deyişle, aşırı güvenin artması durumunda, bir artış olacağı anlamına gelir. Bu arada, yaş, cinsiyet, meslek, eğitim ve yatırım deneyimindeki değişkenleri düzenleyen sosyal demografi, yatırımcıların yatırım kararları üzerindeki aşırı güven değişkenini düzenlememiştir.

Ünlübulduk (2023) 22 sektörün Kasım 2009 – Şubat 2022 tarihleri arasında 3.076 adet kapanış fiyatı ve işlem hacmi verilerinden yararlanarak aşırı iyimserlik, aşırı güven, aşırı kötümserlik ve rasyonel beklentiden oluşan model kurmuşlardır. Aşırı iyimserlik, aşırı güven, aşırı kötümserlik ön yargıları ve rasyonel beklentinin 13 sektör üzerinde etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. En etkili ön yargı olarak aşırı güven eğilimi, en az etkili ön yargı olarak ise iyimserlik olduğu belirtilmiştir.

Davranışsal finans literatüründeki ampirik çalışmalar, bireylerin rasyonel davranmayabileceğini göstermektedir. Davranışsal ön yargılar yatırımcı kararlarını etkileyebilir ve finansal piyasaları etkileyebilir. Ancak, bu çalışmalar incelenen genel yatırımcı gruplarının alt örnekleriyle sınırlıdır ve esas olarak ABD ve Avrupa'ya odaklanmaktadır (Tekçe ve Yılmaz, 2015, s. 44). Bu çalışmanın literatürdeki diğer çalışmalardan ayrılmasını sağlayan faktörlerden biri aşırı güven eğilimi üzerine yapılan analizlerde Sanayi ve Hizmet sektörü verileri ele alınmıştır. Aynı borsada işlem gören endekslerin karşılaştırmalı olarak ele alındığı bir çalışmaya rastlanmamıştır. Bu yönü ile literatürdeki çalışmalardan en benzer olanı Bouteska ve Regaieg (2020) tarafından yapılan en küçük kareler yöntemi ve panel veri analizi kullanılarak sanayi ve hizmet sektöründe faaliyet gösteren ABD firmalarındaki aşırı güven eğiliminin incelendiği bir çalışmadır. Borsa İstanbul yatırımcısının aşırı güven eğilimi gösteriyor olması aynı zamanda Borsa İstanbul'un etkinlik koşullarının tam sağlamadığının göstergesi olabilecektir. Bu amaca ek olarak aşırı güven eğilimin seçilmiş endekslerde kısa ve uzun dönem ilişkisi incelenerek endeksler arasındaki farklılıklar ve benzerlikler tespit edilmeye çalışılmıştır. Endeks getiri değişkenindeki değişimlerin ne kadarlık kısmı modele dahil edilen volatilité ve hacim değişkenleri tarafından açıklandığı tespit edilmiştir. Böylelikle endekslerin ayrı ayrı analiz edilmesi, yatırımcıların öngöründe bulunmasını kolaylaştıracaktır.

Veri Seti ve Yöntem

Bu bölümde çalışmanın yöntemi açıklanmış ve veri setleri belirtilmiştir. Veri setinin durağan hâle gelmesi için uygulanan testler sırasıyla açıklanmış ve formüle edilmiştir. Serinin durağanlığı için uygulanan Augmented Dickey Fuller ve Philips-Perron testleriyle durağanlık mertebeleri test edilmiştir. Bir sonraki aşamada ise VAR Modeli ile uygun gecikme sayısı belirlenmiştir. Bu aşamadan sonra analizin ilk bölümü olan Toda Yamamota nedensellik testi açıklanmış ve formüle edilmiştir. Sonrasında ARDL testi için gerekli olan açıklama yapılmıştır. Bulgular kısmında ele alınan endekslerin her biri için ayrı olmak üzere analizler ile açıklanmış ve ulaşılan sonuçlar belirtilmiştir.

Veri Seti ve Araştırmanın Kısıtları

Neoklasik yaklaşımda finansal risk, beklenen getirinin ve ihtimallerin bir fonksiyonu olarak değerlendirilir. Ancak bireyler fiziksel ve zihinsel olarak belirsizliği algılamaya yönelik olan psikolojik temelden yoksundur (Aren, 2018, s. 148). Risk alma davranışında riskin olduğundan daha düşük seviyede algılanmasına sebep olan eğilimlerden biri aşırı güvendir. Aşırı güven eylemi gösteren yatırımcılar daha sık işlem yapmalarına rağmen yanlış hisselerin alınmasına neden olduğu gözlemlenmiştir (Aydın ve Ağan, 2018, s. 5).

Davranışsal finans literatürünün büyük çoğunluğu ABD, İngiltere ve Batı Avrupa gibi gelişmiş piyasalardaki bireysel yatırımcıları analiz etmektedir. Ancak, gelişmekte olan bir piyasa olarak Türkiye ve Türkiye'deki Borsa İstanbul (BİST) analiz edilmeye değer görülen önemli özelliklere sahiptir. BİST Dünya Borsalar Federasyonu (WFE) ve Avrupa Menkul

Kıymetler Borsaları Federasyonu'nun (FESE) bir üyesidir. Önde gelen gelişmekte olan borsa olan BİST, ABD Menkul Kıymetler ve Borsa Komisyonu (SEC) ve Japonya Finansal Hizmetler Ajansı tarafından yatırım yapılabilir bir piyasa olarak kabul edilmektedir. BİST, dünya borsaları arasında en yüksek ciro oranlarından birine sahiptir. Bunun nedeninin Türk hisse senedi yatırımcıları arasındaki aşırı güvenle ilgili olabilir. Dünya Bankası'na göre, 2011 yılında BİST, İtalya, Kore Cumhuriyeti, Çin ve ABD'den sonra ciro oranı açısından beşinci sırada yer almıştır. BİST'deki işlem hacmi nispeten yüksektir ve yatırımcılar için likit bir piyasa sağlamaktadır. Yabancı yatırımcılar ISE'deki serbest dolaşımdaki payın yaklaşık %65'ini elinde bulundursa da işlem hacminin yalnızca yaklaşık %15'ini oluşturmaktadırlar (Tekçe & Yılmaz, 2015, s. 36).

TSPB'nin 2023 yılı Eylül ayında yayınladığı rapor incelendiğinde Borsa İstanbul'un 2023/07 itibarıyla piyasa değerinin 306 Milyar \$ ile 28. sırada olduğu görülmektedir. NYSE ise 24.840 Milyar \$ ile 1. sıradayken Nasdaq OMX ise 22.214 Milyar \$ ile 2. sıradadır. 3. sırada ise 7.095 Milyar \$ ile Şanghay yer almaktadır. 2022 yılı pay senedi işlem hacmi verilerine bakıldığında ise Borsa İstanbul 975 Milyar \$ ile 19. sıradayken, Nasdaq OMX 75.242 Milyar \$ ile 1. sırada, NYSE ise 30.289 Milyar \$ ile 2. sıradadır. 3. sırada ise 19.085 \$ Şenzhen yer almaktadır. 2022 yılı piyasa devir hızına (işlem hacmi/piyasa değeri) bakıldığında ise Nasdaq OMX % 463, 2. Sırada ise Şenzhen %406, 3. sırada Taipei %345, Borsa İstanbul'un 4. sırada %295 olduğu görülmektedir. Bu durum Borsa İstanbul'un piyasa değerinin çok üzerinde işlem hacmi oluşturduğunu göstermektedir.

Bouteska ve Regaieg (2020) 2006-2016 döneminde 154 ABD sanayi ve hizmet şirketleri yatırımcılarının aşırı güvenin ABD şirketlerinin performansı üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. Bouteska ve Regaieg (2020) çalışmasını takip edilerek bu çalışmada BİST 100, BİST Sınai ve BİST Hizmet endeks verileri analiz için alınmıştır. Ayrıca ilgili endekslerde yer alan firma sayısının fazla olması BİST Sınai ve BİST Hizmet endeks verileri ile analiz yapılmasının diğer bir nedenidir.

Araştırmada Borsa İstanbul'da işlem gören BİST 100, BİST Sınai ve BİST Hizmet endekslerinin 2 Ocak 2012 yılı Pazartesi günü ile 30 Aralık 2022 yılı Cuma günü dahil olmak üzere toplam 11 yıllık sürece dair bilgiler Matriks Veri Terminali uygulanmasından elde edilmiştir. Günlük verilerden hesaplama yaparak üç endeks içinde aylık getiri, volatilité ve aylık ortalama TL işlem hacmi verilerine ulaşılmıştır.

Analiz iki aşama şeklinde tasarlanmıştır. İlk aşama literatüre benzer şekilde endeks verilerinin her biri ayrı ayrı nedenselliğinin incelenmesidir. Bu aşama sonrasında elde edilen sonuçlar değerlendirilerek ARDL Sınır testi uygulanmıştır.

Getiri değerinin hesaplanmasında endeks kapanış fiyatlarına logaritmik getiri formülü uygulanarak yeni bir getiri serisi elde edilmiştir.

Logaritmik getiri formülü 1 numaralı eşitlikte verilmiştir:

$$R_{i,t} = \ln \left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,(t-1)}} \right) \quad (1)$$

Formül parametrelerinin açıklaması:

R: Getiri

P: Kapanış Fiyatı

Getiri hesaplaması yaparken istatistiksel açıdan daha sağlıklı bir sonuç alabilmek için çarpıklık ve sapma görülen verileri normal dağılıma uygunluğunu sağlamak amacıyla logaritması tercih edilmektedir (Olivier vd., 2008, s. 333).

Volatilité hesaplanmasında tarihi volatilité yöntemi kullanılmıştır. Tarihi volatilité belirli bir dönemde varlığın fiyatlarının standart sapmasıdır. Tarihi volatilité aynı zamanda

gerçekleşmiş volatilité olarak da isimlendirilir ve formülü 2, 3 ve 4 numaralı eşitliklerde verilmiştir:

$$x_1 = \ln (S_i / S_{i-1}) \quad (2)$$

$$X = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i \quad (3)$$

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - X)^2} \quad (4)$$

Formül parametrelerinin açıklaması (Karabıyık ve Anbar, 2007, s. 65):

S_i : i zaman aralığı (gün)

x_i : Hisse senedi fiyatını

i : Zaman aralığında getiri oranı

X : x_i 'lerin ortalaması

σ : Tarihi volatilité

n : Gözlem Sayısı

Endeks aylık ortalama TL işlem hacmi hesaplaması günlük verilerin toplamının, hesaplanan aydaki işlem gününe bölünmesiyle elde edilmiştir. Tablo 1'de çalışmada kullanılan değişkenler ve açıklaması verilmektedir.

Tablo 1: Çalışmada Kullanılan Değişkenler ve Açıklaması

Değişken	Açıklama
Endeks Getiri	$\ln (\text{Endeks Kapanış değeri (t)} / \text{Endeks Kapanış Değeri (t-1)})$
Endeks Volatilité	2012 Ocak ile 2022 Aralık arasında günlük verilerle hesaplanan volatilitenin logaritma değerleri
Endeks İşlem Hacmi TL	2012 Ocak ile 2022 Aralık tarihleri arasında BİST' de gerçekleşen TL cinsinden işlem hacimlerinin aylık ortalamalarının hesaplanmış logaritma değerleri

Not: Ele alınan değişkenler aylık zaman serisi verileridir.

Yöntem

Borsada işlem hacmi, belirli bir sürede yapılan tüm işlemlerin toplamı olarak ifade edilmektedir. Bu işlemler hisse veya endeks bazında değerlendirilecek olursa belirlenen süredeki tüm alım satım işlemleri hisse dolayısıyla endeks hacmini oluşturur. Kendisine aşırı güvenen yatırımcılar genelde riskli pozisyonlara girer ve rasyonel olarak karar alan yatırımcılara karşın daha fazla işlem hacmine, daha fazla miktarda alım satım işlemine neden olmaktadır. Başkalarının sahip olmadığı bilgilere kendilerinin sahip olduğunu düşünceler aşırı işlem yapmaktadırlar (Bolaman, 2011, s. 60).

Nedensellik analizi sayesinde getiri ile hacim ve volatilité arasındaki ilişki incelenmektedir. Bu çalışmada literatüre benzer şekilde nedensellik analizi tercih edilmesinin yanı sıra daha öncesinde kullanılan Granger Nedensellik analizinin yerine Toda Yamamoto Nedensellik analizi kullanılmıştır. Toda Yamamoto Nedensellik analizinin tercih edilmesinin bir başka sebebi ise pandemi süreci sonrasında yaşanan dalgalanmaların etkisi ile değişkenlerin aynı seviyede durağan olamayacaklarının öngörülmesidir. Toda Yamamoto Nedensellik testi farklı dereceden değişkenlerin analiz edilebildiği bir testtir.

Çalışmada, endeksler bazında aşırı güven eğilimi test edilmiş ve bu durumun getiri ile olan ilişkisi incelenmiştir. Literatüre benzer şekilde nedensellik ilişkisi ile aşırı güven eğilimi ilişkilendirilmiştir. Bu duruma ek olarak ARDL Sınır testi ile üç endeks içinde geçerli olan aşırı

güven eğiliminin kısa ve uzun dönem ilişkisi incelenmiştir. Farklı endekslerin ele alınmasının sebebi ise bu endeksler arasındaki farklılığı gözlemleyebilmektir.

Analizde kullanılan birim kök testlerinden Augmented Dickey Fuller Birim Kök Testi, Philips Perron Testi uygun gecikmenin bulunması için VAR modeli, nedensellik ilişkisinin tespit edilmesi için Toda Yamamoto Nedensellik Testi ve değişkenlerin uzun ve kısa dönemde birbirleri ile ilişkisini tespit etmek amacıyla Autoregressive Distributed Lag Bound Test hakkında gerekli bilgiler verilerek modeller açıklanmıştır.

Zaman serileri ile analiz yapabilmek için serilerin durağan olması gerekmektedir. Serinin durağanlığı ortalamanın durağanlığı ve varyansın durağanlığı ile mümkündür. Bir zaman serisinin durağanlığı hakkında bilgi edinebilmek için korelogram testi ve birim kök testi uygulamak gerekir (Dikmen, 2009, 284; Sevüktekin, Nargeleçekenler, 2010, 229). Bu tanıma ek olarak durağanlık kavramı belirli bir süreçte sürekli artma veya azalmanın olmadığı, verilerin yatay eksen boyunca saçılım göstermesi olarak da tanımlanabilir.

Durağan dışı serilerde serinin uzun dönemli bir ortalaması olmadığı, varyansın zamandan bağımsız bir şekilde ilerlediği ve teorik otokorelasyonun azalarak yok olmadığı görülmektedir. Böylece bir zaman serisinin uzun dönemli özelliklerini anlayabilmek için geçmiş dönem değerlerinin seri üzerindeki etkilerinin belirlenmiş olması gerekir. Bu nedenle serinin zaman içerisindeki anlayabilmek için, y ve y_{t-1} arasındaki ilişkinin tahmin edilmesi gerekmektedir. Bu amaç için geliştirilen yöntemlerden en yaygın olanı birim kök testidir. Bu yöntem sayesinde serinin durağan olup olmadığı belirlenmektedir (Dikmen, 2009, ss. 288-289).

Y_t Değişkeninin ele alınan dönemdeki aldığı değerin geçen dönemdeki değeri ile olan Y_{t-1} ile olan ilişkisi şu şekildedir:

$$Y_t = PY_{t-1} + u_t \quad (5)$$

Bu denklemde u_t bir hata terimidir. Bu model ise birinci derecede otoregresif AR bir modeldir. Bu regresyonda P katsayısı bire eşit ise birim kök sorunu ortaya çıkmakta ve denklem şu şekilde kurulmaktadır:

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

Philips ve Perron (1988) tarafından geliştirilen test sayesinde Dickey – Fuller testinde kabul edilen varsayımları biraz yumuşatmıştır (Philips ve Perron, 1988, s. 336).

Modelin denklemi şu şekildedir (Kutlar, 2005: 321):

$$y_t = m_0 + m_1 y_{t-1} + e_t \quad (7)$$

$$y_1 = m_0^* + m_1^* y_{t-1} + m_2^* \left(t - \frac{T}{2} \right) + e_t \quad (8)$$

Denklemlerde T gözlem sayısını belirtmektedir. e_t , $E(e_t) = 0$ şeklinde olduğunda bozucu terimlerin homojen olmaları veya seri korelasyon ilişkisinde olmamaları gibi bir zorunluluk bulunmamaktadır.

Sims tarafından geliştirilen VAR Modeli'nde bütün değişkenler içsel değişken olarak kabul edilmektedir (Dikmen, 2009, s. 322). Eş zamanlı bir modeldeki denklemin uygun bir şekilde tahmin edilebilmesi için Y ve X değişkenleri için basit bir VAR Modeli şu şekildedir:

$$Y_t = a_{10} + \sum_{i=1}^p a_{11i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{12i} X_{t-i} + u_{1t} \quad (9)$$

$$X_t = a_{20} + \sum_{i=1}^p a_{21i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_{22i} X_{t-i} + u_{2t} \quad (10)$$

denklemleri ile ifade edilebilir.

Nedensellik kavramını, iki değişken arasında birinin cari zamandaki değişimi diğer değişkenin gecikmeli değerinde herhangi bir etki oluşturup oluşturmadığını değerlendirmek olarak ifade edilebilir.

Granger Nedensellik testinde serinin durağan ve durağan olmadığı durumlarda iki farklı yöntem kullanılır. İlk durum serilerin durağan olmasıdır. Bu durumda önce Vektör Otoregresif Model (VAR) uygulandıktan sonra Granger Nedensellik testi yapılır. Granger Nedensellik testinin yapılabilmesi için teste tabi olan serilerin aynı seviyede durağan olması gerekmektedir. Toda Yamamoto Nedensellik testinin yapılabilmesi için serilerin aynı seviyede durağan olma şartı yoktur, farklı seviyelerde durağan seriler Toda Yamamoto Nedensellik testi uygulanabilir.

Y ve X değişkenleri için Toda Yamamoto Nedensellik testinde yer alan VAR ($k+d_{max}$) hipotezi şu şekilde kurulur (Gazel, 2019, s. 292):

$$Y_t = \omega + \sum_{i=1}^k a_{1i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} Y_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \delta_{1j} X_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \theta_{1j} Y_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (11)$$

$$X_t = \varphi + \sum_{i=1}^k a_{2i} X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} X_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \delta_{2j} X_{t-j} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \theta_{2j} Y_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (12)$$

Oluşturulan denklemlerde ε_{1t} ve ε_{2t} olarak gösterilen hata terimlerinin sabit kovaryans matrisine sahip olduğu ve sıfır ortalama olduğu varsayılmıştır. Belirtilen denklemler için kurulacak hipotez şu şekildedir:

H_0 : Y değişkeninden X değişkenine doğru nedensellik ilişkisi yoktur.

H_1 : Y değişkeninden X değişkenine doğru nedensellik ilişkisi vardır.

ARDL sınır testi diğer adı ile gecikmesi dağıtılmış otoregresif sınır testi, en az iki değişken arasında eşbütünleşme kavramını test etmek için kullanılır. Zaman serisinde ilişkinin olup olmadığını eş bütünleşme testleri ile analiz edilir. Eş bütünleşme testinin yapılabilmesi için serilerin durağan olması gerekmektedir. Bu durum durağan olmayan serilerin bir araya geldiklerinde durağan olmalarını ve değişkenlerin arasındaki uzun dönemli ilişkinin belirlenmesini göz ardı eder (Bozkurt, 2007, s. 109). ARDL sınır testi diğer eşbütünleşme testlerine göre bazı avantajları bulunmaktadır. En önemli avantajı ise analizde kullanılacak olan değişkenlerin I (0) veya I (1) olup olmasına bakılmaksızın uygulanabilir olmasıdır. Başka bir ifadeyle, ARDL Sınır Testi uygulamasında herhangi bir birim kök testine bakılmaksızın uygulanabilir ancak değişkenlerin ikinci seviyede durağan olmaları durumunda tablo kritik değeri olmamasından dolayı değişkenlerin I(2) olmadıklarını ispat etmek amacıyla birim kök testi uygulanır (Pata vd., 2016, s. 265).

Bulgular kısmında yapılan üç endeks için yapılan analizlerin sonucu ayrı ayrı verilmiştir. Sonuç kısmında ise elde edilen bulgular karşılaştırmalı olarak değerlendirilmiştir.

Bulgular

Ele alınan üç endeks için ulaşılan ortak sonuç, endeks getiri değişkeninden endeks hacim değişkenine doğru bir nedensellik ilişkisinin olduğu belirlenmiştir. Bu durum getiri elde

eden yatırımcıların, elde ettikleri getiriye kendi kabiliyet ve yetenekleri sayesinde olduklarını düşünmelerine neden olmuş ve yatırımcının kendine olan güvenini artırmış oldukları şeklinde yorumlanabilir. Kendine güveni artan yatırımcı daha çok işlem yaparak işlem hacminin artmasına neden olmuştur şeklinde yorum yapılabilir. Ancak bu nedensellik ilişkisinin incelendiği üç endeks içinde hacim değişkeninden getiri değişkenine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır. Ele alınan üç endeks için geçerli olan bir diğer sonuç ise getiri değişkeninden volatilité değişkenine doğru bir nedenselliğin bulunmamasıdır. Ancak üç endeks için volatilité değişkeninden getiri değişkenine doğru nedensellik bulunmaktadır. Bu durum, getiri değişkeninin işlem hacmi değişkeninin nedeni olduğu ancak volatilité değişkeninin nedeni olmadığı sonucuna ulaştırmaktadır. Bu duruma paralel olarak hacim değişkeninin getirinin nedeni olmadığı ancak volatilitenin getirinin nedeni olduğu belirlenmiştir.

BİST 100 Endeksi Analiz Sonuçları

İlk aşamada değişkenleri için Dickey ve Fuller (1981) ve Phillips ve Perron (1988) birim kök testi uygulanmaktadır. Tablo 2’de değişkenlerin ADF (1981) ve PP (1988) birim kök testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 2: Değişkenlerin ADF (1981) ve PP (1988) Birim Kök testi Sonuçları

Düzey	Değişkenler			ADF	PP	Birinci Farklar	ADF	PP
	Sabit	Getiri	-10.117 (0) [0.00]***	-10.116 (3) [0.00]***	-12.123 (3) [0.00]***		-44.463 (24) [0.00]***	
		Volatilite	-1.943 (2) [0.311]	-6.144 (7) [0.00]***	-10.358 (2) [0.00]***		-34.351 (13) [0.00]***	
		Hacim	0.125 (0) [0.966]	0.651 (4) [0.99]	-13.037 (0) [0.00]***		-13.148 (2) [0.00]***	
	Sabit+Trend	Getiri	-10.500 (0) [0.00]***	-10.490 (6) [0.00]***	-12.123 (3) [0.00]***		-48.996 (24) [0.00]***	
Volatilite		-5.002 (1) [0.00]***	-8.855 (6) [0.00]***	-10.358 (2) [0.00]***	-35.065 (13) [0.00]***			
Hacim		-2.234 (0) [0.404]	-2.073 (3) [0.55]	-13.155 (0) [0.00]***	-13.451 (4) [0.00]***			

Birinci Farklar

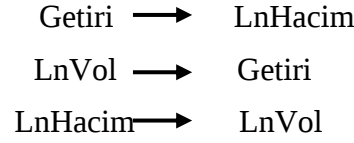
Not: *** %1 anlam seviyesinde serilerin durağanlıklarını göstermektedir. () işareti Akaike bilgi kriterine göre seçilen gecikme uzunluğunu, [] işareti olasılık değerini göstermektedir.

Bu veriler ile Toda – Yamamoto nedensellik testi uygulanmıştır. Tablo 3’de BİST 100 endeksi Toda-Yamamoto (1995) nedensellik test sonuçları verilmiştir.

Tablo 3: BİST 100 Endeksi Toda-Yamamoto (1995) Nedensellik Test Sonuçları

	Getiri	lnVOL	lnHacim
Getiri	-	0.502 [4] (0.918)	19.617 [4] (0.00)***
lnVOL	9.388 [4] (0.024)**	-	1.666 [5] (0.644)
lnHacim	4.447 [4] (0.217)	6.951[5] (0.073)*	-

Not: *** %1, ** %5 ve * %10 anlam seviyesinde nedenselliğin olduğunu göstermektedir. [] işareti vektör otoregresyon modelinden elde edilen optimal gecikme uzunluğunu (p) ve maksimum durağanlık derecesini (d_{max}) göstermektedir. Şekil 1’de BİST 100 endeksi Toda-Yamamoto (1995) nedenselliğin yönü yer almaktadır.



Şekil 1. BİST 100 Endeksi Toda-Yamamoto (1995) Nedenselliğin Yönü

Toda Yamamoto Testi elde edilen bulgular aşağıdaki gibi özetlenebilir;

- BİST 100 getiri değişkeninden BİST 100 hacim değişkenine doğru %1 anlam seviyesinde nedensellik bulunmaktadır.
- BİST 100 getiri değişkeninden BİST 100 volatilité değişkenine doğru nedensellik bulunmamaktadır.
- BİST 100 volatilité değişkeninden BİST 100 getiri değişkenine doğru %5 anlam seviyesinde nedensellik bulunmaktadır.
- BİST 100 volatilité değişkeninden BİST 100 hacim değişkenine doğru nedensellik bulunmamaktadır.
- BİST 100 hacim değişkeninden BİST 100 getiri değişkenine doğru nedensellik bulunmamaktadır.
- BİST 100 hacim değişkeninden BİST 100 volatilité değişkenine doğru %10 anlam seviyesinde nedensellik bulunmaktadır.

Getiri endeksinde negatif göstergeler bulunduğu ve yüzdesel değişim olduğu için doğal logaritması alınmamıştır. Hem volatilité hem de hacim değişkenlerinin doğal logaritması alınmıştır.

Bu çalışmada kullanılan model;

$$\text{Getiri} = \beta_0 + \beta_1 \text{LnVolatilité} + \beta_2 \text{LnHacim} \quad (13)$$

Tablo 4’de değişkenler arasında korelasyonlar ve istatistikler verilmiştir.

Tablo 1: Değişkenler Arasında Korelasyonlar ve İstatistikler

	Getiri	lnVOL	lnHacim	Ortalama	Medyan	Standart Sapma	Gözlem Sayısı
Getiri	-			0.0179889	0.016371	0.07196249	132
lnVOL	0.234	-		1.35661088	1.304338	0.31854969	132
lnHacim	0.278	0.744	-	9.8169909	9.66225	0.426133725	132

BİST 100 volatilité ile BİST 100 getiri değişkenleri arasında pozitif yönlü fakat zayıf bir ilişki bulunmaktadır. Bu durum BİST 100 hacim ile BİST 100 getiri değişkenleri arasında da geçerlidir. BİST 100 volatilité ve BİST 100 hacim değişkenleri arasında pozitif yönlü ve güçlü bir ilişki bulunmaktadır.

BİST 100 endeksine ait getiri değişkeni hem Dickey ve Fuller (1981) hem de Phillips ve Perron (1988) birim kök testlerine göre düzey değerinde durağandır. BİST 100 endeksine ait volatilité değişkeni ise sabitli modelde Dickey ve Fuller (1981) testinde birim kök taşımaktadır. BİST 100 endeksine ait volatilité değişkeni diğer alternatif modellerde durağandır. Bu

değişkenin uzun hafıza yaşadığı varsayılarak birinci farkı vektör otoregresyon modelinde gecikme uzunluğunun belirlenmesinde kullanılacaktır. BİST 100 endeksine ait hacim değişkeni hem Dickey ve Fuller (1981) hem de Phillips ve Perron (1988) birim kök testlerine göre birinci farkında durağandır. Tablo 5’de ARDL sınır testi sonuçları verilmiştir.

Tablo 2: ARDL Sınır Testi Sonuçları

	F İstatistiği	k
	38.347	2
	I(0)	I(1)
%10 Kritik Değer	2.63	3.35
%5 Kritik Değer	3.1	3.87
%1 Kritik Değer	4.13	5

ARDL testi için ilk olarak değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir. F istatistiği %1 anlam seviyesinde sınır testinin sağ tarafında kaldığı için değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmaktadır. Tablo 6’da ARDL (1,1,1) kısa dönem sonuçları verilmiştir.

Tablo 3: ARDL (1,1,1) Kısa Dönem Sonuçları

Değişken	Katsayı	Olasılık Değeri
Getiri (-1)	-0.079	0.373
lnVOL	-0.028	0.476
lnVOL (-1)	0.062	0.106
lnHacim	3.295	0.00***
lnHacim (-1)	-3.010	0.00***
Sabit Terim	-0.644	0.255
Ayarlı R ²	0.177	
F İstatistiği	6.598 (0.00)***	
Ramsey-Reset	0.182 (0.914)	
Breusch-Godfrey	0.274 (0.760)	
Breusch-Pagan-Godfrey	7.068 (0.00)***	

Not: *** %1 anlam seviyesinde alternatif hipotezin kabul edildiğini göstermektedir.

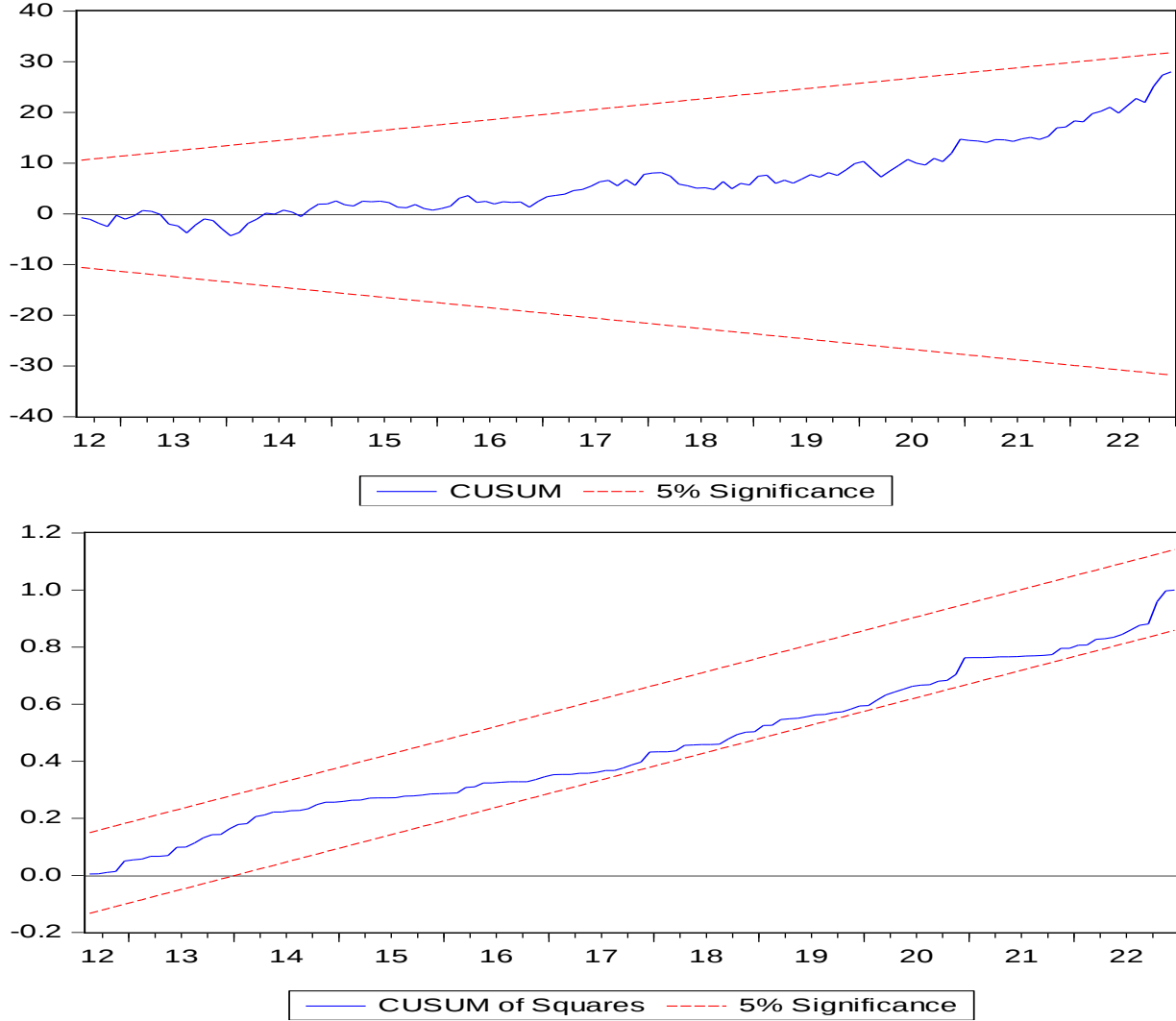
BİST 100 getiri değişkeninin bir dönem gecikmesi, BİST 100 volatilité değişkeninin cari dönem ve bir dönem gecikme değerleri, sabit terim istatistiksel olarak anlamsızdır. BİST 100 hacim değişkeninin cari dönem ve bir dönem gecikme parametreleri %1 anlam seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayarlı R² değerine göre BİST 100 getiri değişkenindeki değişmelerin %17.7’si modele dahil edilen volatilité ve hacim değişkenleri tarafından açıklanmaktadır. F istatistiğine göre model bir bütün olarak anlamlıdır. Ramsey Reset testinde sıfır hipotezi model doğru kurulmuştur ve alternatif hipotez ise model doğru kurulmamıştır şeklindedir. Ramsey Reset testine göre model doğru kurulmuştur. Breusch-Godfrey otokorelasyon testine göre modelde otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır. Breusch-Pagan-Godfrey değişen varyans testinde ise modelde değişen varyans bulunmaktadır. Bu duruma karşı parametreler Newey-West tahmincisi ile elde edilmiştir. Tablo 7’de ARDL (1,1,1) Uzun Dönem Sonuçları verilmiştir.

Tablo 4: ARDL (1,1,1) Uzun Dönem Sonuçları

Değişken	Katsayı	Olasılık Değeri
ECT(-1)	-1.079	0.00***
lnVOL	0.031	0.523
lnHacim	0.263	0.251
Sabit Terim	-0.597	0.245

Not: *** %1 anlam seviyesinde alternatif hipotezin kabul edildiğini göstermektedir.

Modelde BİST 100 volatilité ve hacim deęişkenleri, sabit terim istatistiksel olarak anlamsızdır. Hata düzeltme katsayısı %1 anlam seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna göre modelde meydana gelen dengesizlikler 0.92 (yaklaşık 1 ay) ay içerisinde tekrar düzeltilmektedir. Şekil 2’de CUSUM ve CUSUMQ Testleri verilmiştir. CUSUM ve CUSUMQ testlerine göre modelde yapısal kırılma bulunmamaktadır.



Şekil 2: CUSUM ve CUSUMQ Testleri

Sınai Endeksi Analiz Sonuçları

Sınai endeksi içinde ilk aşamada durağanlık seviyeleri ve uygun gecikme uzunluğu tespit edilmiş ve Toda Yamamoto Nedensellik Testi uygulanmıştır. Tablo 8’de Deęişkenlerin ADF (1981) ve PP (1988) birim kök testi sonuçları yer almaktadır.

Tablo 5: Deęişkenlerin ADF (1981) ve PP (1988) Birim Kök testi Sonuçları

		Deęişkenler	ADF	PP		ADF	PP
Düzey	Sabit	Getiri	-9.418 (0) [0.00]***	-9.457 (5) [0.00]***	Birinci Farklar	-11.903 (3) [0.00]***	-41.019 (25) [0.00]***
		Volatilité	-1.782 (2) [0.387]	-3.930 (6) [0.00]***		-13.463 (1) [0.00]***	-32.239 (16) [0.00]***
		Hacim	-0.018 (0) [0.954]	0.730 (14) [0.992]		-12.799 (0) [0.00]***	-13.428 (10) [0.00]***

	Getiri	-9.986 (0) [0.00]***	-9.921 (10) [0.00]***	-11.879 (3) [0.00]***	-43.656 (25) [0.00]***
<i>Sabit+Trend</i>	Volatilite	-7.904 (0) [0.00]***	-8.385 (6) [0.00]***	-13.414 (1) [0.00]***	-32.334 (16) [0.00]***
	Hacim	-2.550 (0) [0.303]	-2.300 (5) [0.430]	-12.917 (0) [0.00]***	-14.157 (13) [0.00]***

Not: *** %1 anlam seviyesinde serilerin durağanlıklarını göstermektedir. () işareti Akaike bilgi kriterine göre seçilen gecikme uzunluğunu, [] işareti olasılık değerini göstermektedir.

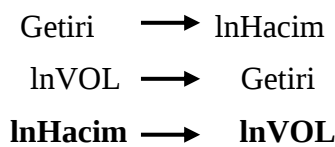
Sınai endeksine ait getiri değişkeni hem Dickey ve Fuller (1981) hem de Phillips ve Perron (1988) birim kök testlerine göre düzey değerinde durağandır. Sınai endeksine ait volatilite değişkeni ise sabitli modelde Dickey ve Fuller (1981) testinde birim kök taşımaktadır. Sınai endeksine ait volatilite değişkeni diğer alternatif modellerde durağandır. Tablo 9’da Sınai Endeksi Toda-Yamamoto (1995) Nedensellik Test Sonuçları verilmiştir.

Tablo 6: Sınai Endeksi Toda-Yamamoto (1995) Nedensellik Test Sonuçları

	Getiri	lnVOL	lnHacim
Getiri	-	2.767 [3] (0.428)	25.009 [4] (0.00)***
lnVOL	8.455 [3] (0.037)**	-	4.819 [3] (0.185)
lnHacim	3.541 [4] (0.315)	10.347 [3] (0.015)**	-

Not: *** %1 ve ** %5 anlam seviyesinde nedenselliğin olduğunu göstermektedir. [] işareti vektör otoregresyon modelinden elde edilen optimal gecikme uzunluğunu (p) ve maksimum durağanlık derecesini (d_{max}) göstermektedir.

Şekil 3’de Sınai Endeksi Toda-Yamamoto (1995) Nedenselliğin Yönü yer almaktadır.



Şekil 3: Sınai Endeksi Toda-Yamamoto (1995) Nedenselliğin Yönü

Elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibi özetlenebilir;

- Sınai getiri değişkeninden Sınai hacim değişkenine doğru %1 anlam seviyesinde nedensellik bulunmaktadır.
- Sınai getiri değişkeninden Sınai volatilite değişkenine doğru nedensellik bulunmamaktadır.
- Sınai volatilite değişkeninden Sınai getiri değişkenine doğru %5 anlam seviyesinde nedensellik bulunmaktadır.
- Sınai volatilite değişkeninden Sınai hacim değişkenine doğru nedensellik bulunmamaktadır.
- Sınai hacim değişkeninden Sınai getiri değişkenine doğru nedensellik bulunmamaktadır.
- Sınai hacim değişkeninden Sınai volatilite değişkenine doğru %5 anlam seviyesinde nedensellik bulunmaktadır.

Tablo 10’da değişkenler arasında korelasyonlar ve istatistikler verilmiştir.

Tablo 7: Değişkenler Arasında Korelasyonlar ve İstatistikler

	Getiri	lnVOL	lnHacim	Ortalama	Medyan	Standart Sapma	Gözlem Sayısı
Getiri	-			0.022087	0.018934	0.0671307	132
lnVOL	0.233	-		1.386296	1.305301	0.4230774	132
lnHacim	0.333	0.797	-	9.34038	9.221909	0.53035796	132

Sınai volatilité ile Sınai getiri değişkenleri arasında pozitif yönlü fakat zayıf bir ilişki (0.233) bulunmaktadır. Bu durum Sınai hacim ile Sınai getiri değişkenleri arasında da (0.333) geçerlidir. Sınai volatilité ve Sınai hacim değişkenleri arasında pozitif yönlü ve güçlü bir ilişki (0.797) bulunmaktadır.

Sınai endeksine ait getiri değişkeni hem Dickey ve Fuller (1981) hem de Phillips ve Perron (1988) birim kök testlerine göre düzey değerinde durağandır. Sınai endeksine ait volatilité değişkeni ise sabitli modelde Dickey ve Fuller (1981) testinde birim kök taşımaktadır. Sınai endeksine ait volatilité değişkeni diğer alternatif modellerde durağandır. Bu değişkenin uzun hafıza yaşadığı varsayılarak birinci farkı vektör otoregresyon modelinde gecikme uzunluğunun belirlenmesinde kullanılacaktır. Sınai endeksine ait hacim değişkeni hem Dickey ve Fuller (1981) hem de Phillips ve Perron (1988) birim kök testlerine göre düzey değerinde birim köke sahip olmakla birlikte birinci farkında durağandır. Tablo 11’de ARDL Sınır Testi Sonuçları verilmiştir.

Tablo 8: ARDL Sınır Testi Sonuçları

	F İstatistiği	k
	45.883	2
	I(0)	I(1)
%10 Kritik Değer	2.63	3.35
%5 Kritik Değer	3.1	3.87
%1 Kritik Değer	4.13	5

ARDL testi için ilk olarak değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olup olmadığını test edilmesi gerekmektedir. F istatistiği (45.883) %1 anlam seviyesinde (5) sınır testinin sağ tarafında kaldığı için değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmaktadır. Tablo 12’de ARDL (1,0,1) kısa dönem sonuçlar yer almaktadır.

Tablo 9: ARDL (1,0,1) Kısa Dönem Sonuçları

Değişken	Katsayı	Olasılık Değeri
Getiri (-1)	-0.063	0.429
lnVOL	-0.006	0.842
lnHacim	3.633	0.00***
lnHacim (-1)	-3.273	0.00***
Sabit Terim	-0.784	0.024**
Ayarlı R ²	0.339	
F İstatistiği	17.728 (0.00)***	
Ramsey-Reset	1.924 (0.056)*	
Breusch-Godfrey	0.056 (0.945)	
Breusch-Pagan-Godfrey	3.781 (0.00)***	

Not: *** %1, ** %5 ve * %10 anlam seviyesinde alternatif hipotezin kabul edildiğini göstermektedir.

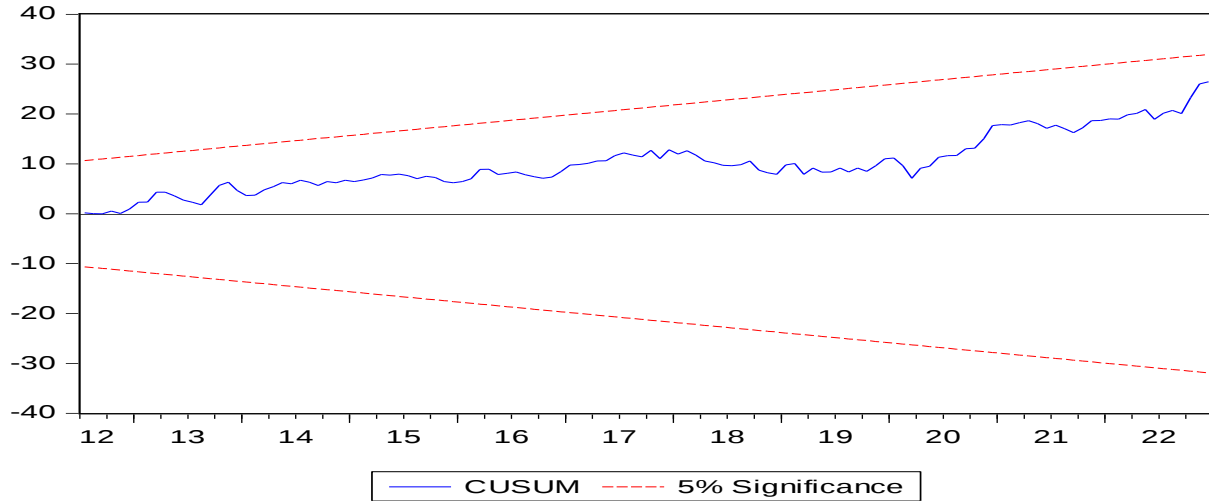
Sınai getiri değişkeninin bir dönem gecikmesi, Sınai volatilité değişkeninin cari dönem değeri istatistiksel olarak anlamsızdır. Sınai hacim değişkeninin cari dönem ve bir dönem gecikme parametreleri %1 anlam seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Sabit terim %5 anlam seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayarlı R^2 değerine göre Sınai getiri değişkenindeki değişmelerin %33.9'u modele dahil edilen volatilité ve hacim değişkenleri tarafından açıklanmaktadır. F istatistiğine göre model bir bütün olarak anlamlıdır. Ramsey Reset testine göre %10 anlam seviyesinde model doğru kurulmuştur. Breusch-Godfrey otokorelasyon testine göre modelde otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır. Breusch-Pagan-Godfrey değişen varyans testinde ise modelde değişen varyans bulunmaktadır. Bu duruma karşı parametreler Newey-West tahmincisi ile elde edilmiştir. Tablo 13'de ARDL (1,0,1) uzun dönem sonuçları verilmiştir.

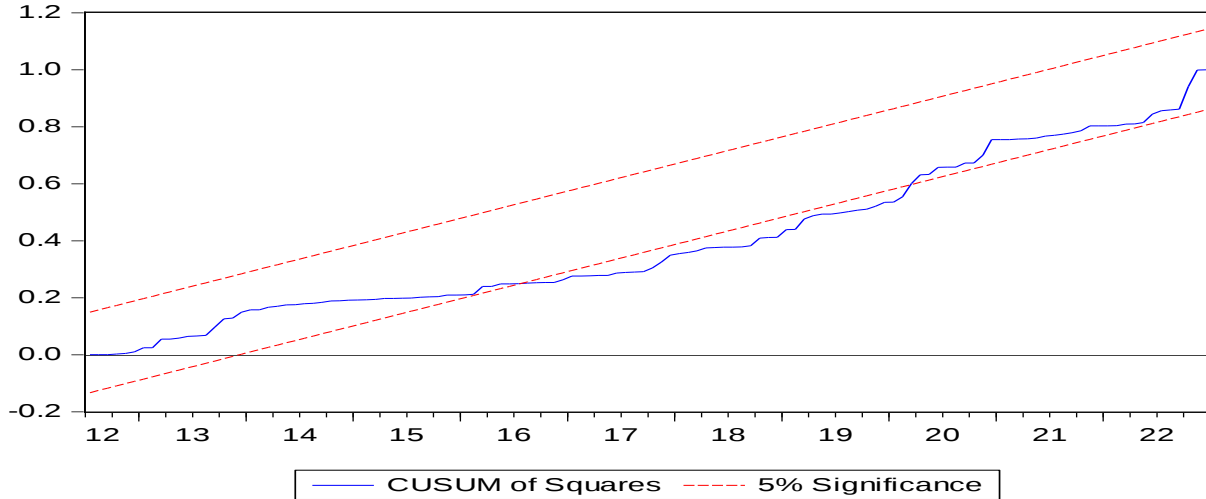
Tablo 10: ARDL (1,0,1) Uzun Dönem Sonuçlar

Değişken	Katsayı	Olasılık Değeri
ECT (-1)	-1.062	0.00***
lnVOL	-0.0056	0.824
lnHacim	0.338	0.017**
Sabit Terim	-0.737	0.018**

Not: *** %1, ** %5 anlam seviyesinde alternatif hipotezin kabul edildiğini göstermektedir.

Modelde sınai volatilité değişkeni istatistiksel olarak anlamsızdır. Sınai endeksi hacim değişkeni ise %5 anlam seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna göre sınai endeksi %1 artarsa sınai endeksi getirisi %0.338 artmaktadır. Hata düzeltme katsayısı %1 anlam seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna göre modelde meydana gelen dengesizlikler 0.94 (yaklaşık 1 ay) ay içerisinde tekrar düzeltilmektedir. Şekil 4'de CUSUM ve CUSUMQ Testleri yer almaktadır.





Şekil 4: CUSUM ve CUSUMQ Testleri

CUSUM testine göre modelde yapısal kırılma bulunmamaktadır. Ancak CUSUMQ testinde modelde yapısal kırılma olasılığı göz ardı edilmemelidir.

Hizmet Endeksi Analiz Sonuçları

Hizmet Endeksi içinde ilk aşamada durağanlık seviyeleri ve uygun gecikme uzunluğu tespit edilmiş ve Toda Yamamoto Nedensellik Testi uygulanmıştır. Tablo 14’de ADF (1981) ve PP (1988) birim kök testi sonuçları verilmiştir.

Tablo 11: ADF (1981) ve PP (1988) Birim Kök testi Sonuçları

Düzey	Değişkenler		ADF	PP	Birinci Farklar	ADF	PP
	Sabit	Getiri	-5.952 (1) [0.00]***	-10.871 (5) [0.00]***		-11.349 (3) [0.00]***	-59.083 (33) [0.00]***
		Volatilite	-3.94 (1) [0.022]**	-4.985 (6) [0.00]***		-11.931 (1) [0.00]***	-34.061 (18) [0.00]***
		Hacim	0.381 (1) [0.981]	-0.109 (1) [0.945]		-13.960 (0) [0.00]***	-13.960 (0) [0.00]***
	Sabit+Trend	Getiri	-11.162 (0) [0.00]***	-11.215 (4) [0.00]***		-11.392 (3) [0.00]***	-65.821 (31) [0.00]***
		Volatilite	-8.205 (0) [0.00]***	-8.384 (4) [0.00]***		-11.903 (1) [0.00]***	-34.384 (18) [0.00]***
		Hacim	-3.436 (0) [0.051]*	-3.449 (5) [0.049]**		-14.020 (0) [0.00]***	-14.076 (1) [0.00]***

Not: *** %1 anlam seviyesinde serilerin durağanlıklarını göstermektedir. () işareti Akaike bilgi kriterine göre seçilen gecikme uzunluğunu, [] işareti olasılık değerini göstermektedir.

Tablo 15’de Toda-Yamamoto (1995) nedensellik test sonuçları yer almaktadır.

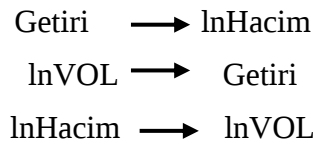
Tablo 12: Toda-Yamamoto (1995) Nedensellik Test Sonuçları

	Getiri	lnVOL	lnHacim
Getiri	-	0.518 [4]	7.843 [3]
lnVOL	11.881 [4]	(0.518)	(0.049)**
	(0.00)***	-	3.001 [3]
			(0.391)

lnHacim	1.385 [3] (0.708)	7.392 [3] (0.061)*	-
---------	----------------------	-----------------------	---

Not: *** %1, ** %5 ve * %10 anlam seviyesinde nedenselliğin olduğunu göstermektedir. [] işareti vektör otoregresyon modelinden elde edilen optimal gecikme uzunluğunu (p) ve maksimum durağanlık derecesini (d_{max}) göstermektedir.

Şekil 5’de Hizmet Endeksi Toda-Yamamoto (1995) nedenselliğin yönü yer almaktadır.



Şekil 5: Hizmet Endeksi Toda-Yamamoto (1995) Nedenselliğin Yönü

Elde edilen sonuçlar şöyle özetlenebilir;

- Hizmetler getiri değişkeninden hizmetler hacim değişkenine doğru %5 anlam seviyesinde nedensellik bulunmaktadır.
- Hizmetler getiri değişkeninden hizmetler volatilité değişkenine doğru nedensellik bulunmamaktadır.
- Hizmetler volatilité değişkeninden hizmetler getiri değişkenine doğru %1 anlam seviyesinde nedensellik bulunmaktadır.
- Hizmetler volatilité değişkeninden hizmetler hacim değişkenine doğru nedensellik bulunmamaktadır.
- Hizmetler hacim değişkeninden hizmetler getiri değişkenine doğru nedensellik bulunmamaktadır.
- Hizmetler hacim değişkeninden hizmetler volatilité değişkenine doğru %10 anlam seviyesinde nedensellik bulunmaktadır.

Hizmetler endeksine ait getiri değişkeni hem Dickey ve Fuller (1981) hem de Phillips ve Perron (1988) birim kök testlerine göre düzey değerinde durağandır. Hizmetler endeksine ait volatilité değişkeni ise sabitli modelde Dickey ve Fuller (1981) testinde %5 anlam seviyesinde durağandır. Hizmetler endeksine ait volatilité değişkeni diğer alternatif modellerde durağandır. Bu değişkenin uzun hafıza yaşadığı varsayılarak birinci farkı vektör otoregresyon modelinde gecikme uzunluğunun belirlenmesinde kullanılacaktır. Hizmetler endeksine ait hacim değişkeni ise sabitli modelde düzey değerinde hem Dickey ve Fuller (1981) hem de Phillips ve Perron (1988) birim kök vardır. Sabitli ve trendli modelde ADF (1981) testinde %10 anlam seviyesinde, PP (1988) birim kök testinde ise %5 anlam seviyesinde durağandır. Bu değişkenin birinci farkı alındığında durağan olduğu görülmektedir. Tablo 16’da ARDL Sınır Testi Sonuçları verilmiştir.

Tablo 16: ARDL Sınır Testi Sonuçları

	F İstatistiği	k
	13.811	2
	I(0)	I(1)
%10 Kritik Değer	2.63	3.35
%5 Kritik Değer	3.1	3.87
%1 Kritik Değer	4.13	5

ARDL testi için ilk olarak değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir. F istatistiği (13.811) %1 anlam seviyesinde (5) sınır testinin sağ tarafında kaldığı için değişkenler arasında uzun dönemli ilişki bulunmaktadır. Tablo 17’de ARDL (2,4,1) kısa dönem sonuçları yer almaktadır.

Tablo 17: ARDL (2,4,1) Kısa Dönem Sonuçları

Değişken	Katsayı	Olasılık Değeri
Getiri (-1)	-0.046	0.578
Getiri (-2)	0.155	0.068*
lnVOL	0.012	0.655
lnVOL (-1)	0.033	0.255
lnVOL (-2)	-0.008	0.769
lnVOL (-3)	0.052	0.064*
lnVOL (-4)	-0.055	0.044**
lnHacim	2.627	0.00***
lnHacim (-1)	-2.485	0.00***
Sabit Terim	-0.306	0.553
Ayarlı R ²	0.251	
F İstatistiği	5.749 (0.00)***	
Ramsey-Reset	0.742 (0.97)	
Breusch-Godfrey	1.006 (0.368)	
Breusch-Pagan-Godfrey	4.985 (0.00)***	

Not: *** %1, ** %5 ve * %10 anlam seviyesinde alternatif hipotezin kabul edildiğini göstermektedir.

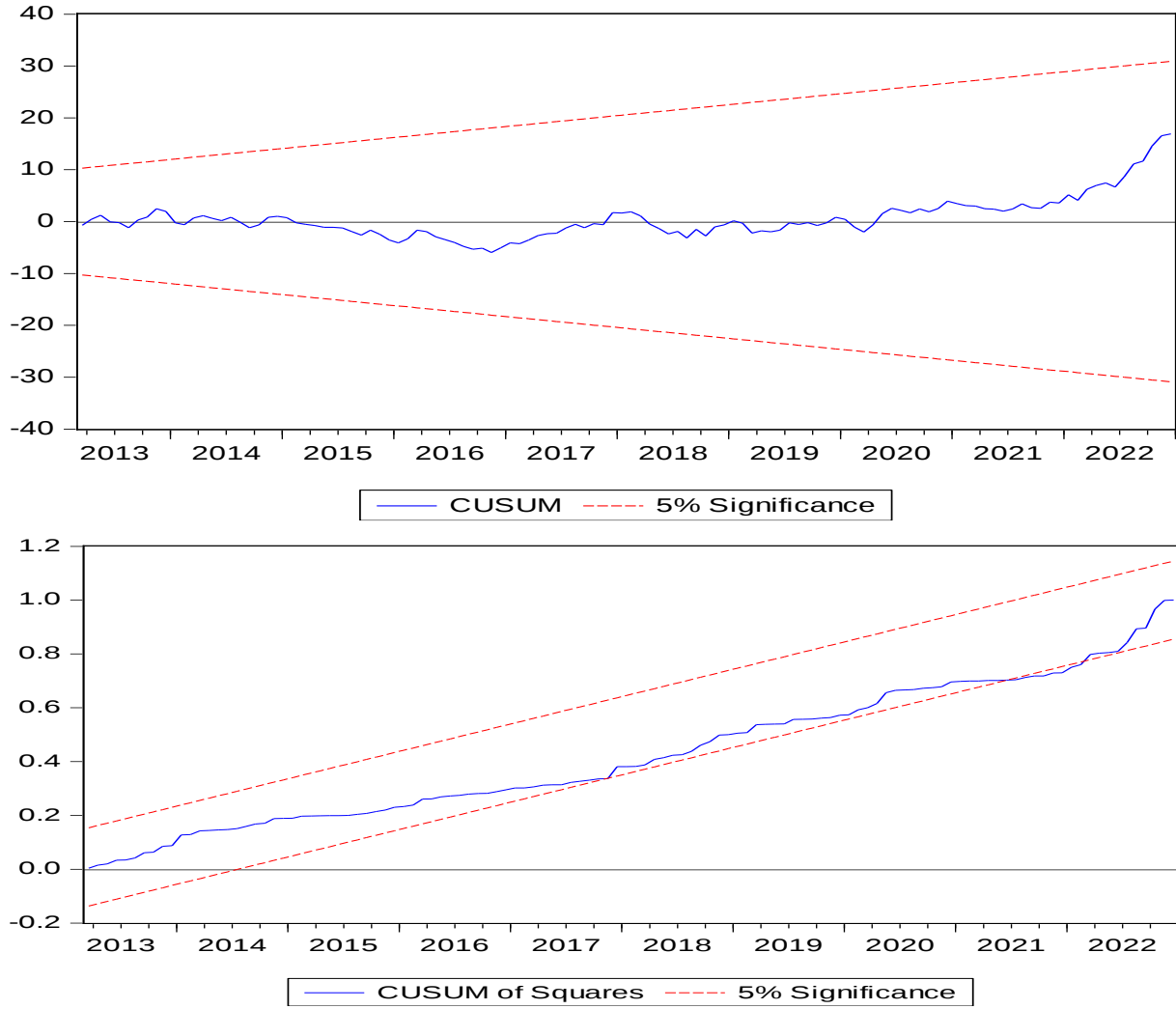
Hizmetler getiri değişkeninin bir dönem gecikmesi, hizmetler volatilité değişkeninin cari dönem, bir ve ikinci dönem gecikme değerleri, sabit terim istatistiksel olarak anlamsızdır. Hizmetler getiri değişkeninin bir dönem gecikmesi %10 anlam seviyesinde, hizmetler endeksinin üçüncü ve dördüncü dönem gecikme değerleri sırasıyla %10 ve %5 anlam seviyesinde, hizmetler hacim değişkeninin cari dönem ve bir dönem gecikme parametreleri %1 anlam seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayarlı R² değerine göre hizmetler getiri değişkenindeki değişimlerin %25.1'i modele dahil edilen volatilité ve hacim değişkenleri tarafından açıklanmaktadır. F istatistiğine göre (5.749) model bir bütün olarak anlamlıdır. Ramsey Reset testine göre model doğru kurulmuştur. Breusch-Godfrey otokorelasyon testine göre modelde otokorelasyon sorunu bulunmamaktadır. Breusch-Pagan-Godfrey değişen varyans testinde ise modelde değişen varyans bulunmaktadır. Bu duruma karşı parametreler Newey-West tahmincisi ile elde edilmiştir. Tablo 18'de ARDL (2,4,1) uzun dönem sonuçları verilmiştir.

Tablo 18: ARDL (2,4,1) Uzun Dönem Sonuçları

Değişken	Katsayı	Olasılık Değeri
ECT(-1)	-0.89	0.00***
lnVOL	0.038	0.508
lnHacim	0.159	0.539
Sabit Terim	-0.344	0.546

Not: *** %1 anlam seviyesinde alternatif hipotezin kabul edildiğini göstermektedir.

Modelde hizmetler volatilité ve hacim değişkenleri, sabit terim istatistiksel olarak anlamsızdır. Hata düzeltme katsayısı %1 anlam seviyesinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna göre modelde meydana gelen dengesizlikler 1.12 ay içerisinde tekrar düzeltilmektedir. Şekil 6'da CUSUM ve CUSUMQ Testleri yer almaktadır.



Şekil 6: CUSUM ve CUSUMQ Testleri

CUSUM testine göre modelde yapısal kırılma bulunmamaktadır. Ancak CUSUMQ testine göre modelde yapısal kırılma bulunmaktadır.

Sonuç

Bu çalışmada Borsa İstanbul'da işlem gören BİST 100, BİST Sınai ve BİST Hizmet Endeksleri üzerinden davranışsal finans teorilerinden aşırı güven eğiliminin incelenmesi ve ele alınan endeksin getiri, volatilité ve hacim verileri arasında kısa ve uzun dönemli ilişkinin olup olmadığı araştırılmıştır. Çalışmada ele alınan endeksler için Ocak 2012-Aralık 2022 dönemini içeren 11 yıllık süreçte ele alınan endeksin aylık getiri, aylık ortalama TL işlem hacmi ve aylık volatilité değerleri üzerinden analiz yapılmıştır. Aşırı güven eğiliminin tespit edilmesinde kullanılan nedensellik analizinin yanı sıra farklı bir bakış açısı katarak nedensellik ilişkisi kurulan değişkenler arasında ARDL Sınır Testi uygulanmıştır. Analiz edilen modelde, getiri bağımsız değişken, volatilité ve hacim bağımlı değişkendir. Toda Yamamoto Nedensellik Testi sonuçlarına bakıldığında BİST 100 ve BİST Sınai Endeksleri için getiri değişkeninden hacim değişkenine doğru %1 anlam seviyesinde BİST Hizmet Endeksi için ise getiri değişkeninden hacim değişkenine doğru %5 anlam seviyesinde nedensellik bulunmaktadır. Bu durum aslında getiri elde eden yatırımcıların elde ettikleri kazancı kendi kabiliyet ve yeteneklerine bağlıyor olması ve bu durumun kendilerine olan güveni artırıyor olmasıyla kendine aşırı güvenen yatırımcının daha çok işlem yapmak istemesi sonucunda işlem hacminin artmasına neden olduğu şeklinde yorum yapılabilir. Toda Yamamoto Nedensellik Testi sonuçlarına göre yukarıda

elde edilen bulgu Metwally & Darwish (2015); Zia, Sindhu, & Hashmi (2017); Mushinada & Veluri (2018); Trejos, Deemen, Rodríguez, & Gómez (2019); Alsabban & Alarfaj (2019); Uddin, Gul, Mubarak (2021) çalışma sonuçlarıyla uyum göstermektedir.

BİST 100 ve BİST Hizmet Endekslerinde hacim değişkeninden volatilité değişkenine doğru %10 anlam seviyesinde, Sınai Endeksinde ise hacim değişkenlerinden volatilité değişkenine doğru %5 anlam seviyesinde nedensellik bulunmuştur. Bu bulgu Jlassi, Naoui ve Mansour (2014) çalışma sonucuyula örtüşmektedir.

Volatilité değişkeninden getiri değişkenine doğru BİST 100 ve BİST Sınai Endeksi için %5 anlam seviyesinde BİST Hizmet Endeksi için ise %1 anlam seviyesinde nedensellik bulunmaktadır. Bu bulgu ile Mushinada & Veluri (2018) çalışma bulguları aynı yöndedir.

Çalışmanın ikinci aşaması ise ARDL sınır testi ile getiri değişkeni bağımsız değişken olarak, hacim ve volatilité değişkeni ise bağımlı değişken olarak ele alınıp uzun ve kısa dönem için ilişkileri incelenmiştir. Bu durumun yanı sıra üç endeks için de getiri değişkeni ile hacim değişkeni istatistiksel olarak anlamlıdır. Uzun dönem için analiz sonuçları değerlendirildiğinde modelde meydana gelen dengesizlikler BİST 100 ve BİST Sınai Endeksleri için yaklaşık olarak bir ay olarak belirlenirken BİST Hizmet Endeksi için bu süre bir ayın üzerinde ortadan kalkmaktadır.

Bu çalışma bulguları incelenerek düzenleyiciler ticarete iyimserlik ve aşırı güvenin etkilerini azaltmak için inisiyatif alabilirler. Örneğin, bu davranışsal faktörlerin yatırım kararlarındaki etkileri hakkında finansal eğitim ve farkındalık yoluyla, davranışsal ön yargıların zararlı etkilerini azaltmak mümkündür. Finansal danışmanlar, müşterilerini karar alma süreçlerinde bulunan ön yargılar konusunda eğitmeli ve bunların etkisini azaltmak için çalışmalıdır. Sürü davranışı, eğilim etkisi ve aşırı güven gibi ön yargıları etkisiz hâle getirmek için çeşitlendirmenin, disiplinli yatırım stratejilerinin ve uzun vadeli düşünmenin önemini vurgulayabilirler. Fon yöneticileri portföy oluşturma ve risk yönetimini optimize etmek için yatırım süreçlerine davranışsal finans araştırma bulgularından elde edilen sonuçları dahil edebilirler.

Finansal karar alma sürecinde bireysel yatırımcı ile profesyonel yatırımcının davranışları arasındaki farklar ve benzerlikler üzerine bir araştırma yapmak literatür için kıymetli bir çalışma olacaktır. Buna ek olarak literatür de kısaca değinilmiş olsa da daha geniş açıdan ülkelerin davranışsal finansa olan eğilimi üzerine bir araştırma yapılarak kültürel kodlar ile davranışlar arasındaki ilişki incelenebilecektir. Örneğin gelişmiş, gelişmekte olan ve Asya Pasifik ekonomileri gibi uluslararası mevcut verilerin analiz edilmesiyle araştırma soruları küresel düzeyde test edilebilecektir. Gürültü ticaretiyle ilgili gürültülü piyasaların karşılaştırmalı bir çalışması ve çok faktörlü bir varlık fiyatlandırma modeline bir gürültü tüccarı risk faktörünün dahil edilmesi ve yüksek frekanslı ticaretin gürültü ticareti faaliyetine yol açıp açmadığını ve nasıl yol açtığını araştırmak ilginç olacaktır.

Kaynakça

- Almansour, B. Y., Elkrgli, S., Almansour, A. Y. (2023). Behavioral finance factors and investment decisions: A mediating role of risk perception. *Cogent Economics & Finance*, 11 (2), 1-20, DOI: 10.1080/23322039.2023.2239032.
- Alsabban, S., Alarfaj, O. (2020). An Empirical analysis of behavioral finance in the saudi stock market: evidence of overconfidence behavior. *International Journal of Economics and Financial Issues*. 10(1): 73-86. Retrieved from <https://www.econjournals.com/index.php/ijefi/article/view/8920>

- Aren, S. (2019). Davranışsal finansın psikolojik eğilimlerinin kavramsal değerlendirmesi. *İşletme Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*. 2(2): 127-160. <https://doi.org/10.33416/baybem.559155>
- Aydın, Ü., Ağan, B. (2018). Yükselen davranışsal finans: Optimal finansal yapının tesisi için davranışsal politika önerileri. *Current Debates in Economics*.1-9.
- Aysan, A. F., Camgöz, M., Yiğit, F. (2021). *Finansal vaka analizleri vakalarla finans teorileri*. Ankara: Nobel Yayın.
- Bolaman, Ö. (2011). *Davranışsal finans: Aşırı güven hipotezi ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndan kanıtlar*. Yüksek Lisans Tezi. Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü. İzmir. 33-55
- Bozkurt, H. (2007). *Zaman serileri analizi*. Ankara: Ekin Kitapevi.
- Bouteska, A., Regaieg, B. (2020). Loss aversion, overconfidence of investors and their impact on market performance evidence from the US stock markets. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 25(50), 451-478. <https://doi.org/10.1108/JEFAS-07-2017-0081>
- Chuang, W. (2006). An empirical evaluation of the overconfidence hypothesis. *Journal Of Banking & Finance*. 30(9): 2489-2515. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2005.08.007>
- Daniel, K., Hirshleifer, D., Subrahmanyam, A. (1998). Investor psychology and security market under and overreactions. *The Journal of Finance*. 1839-1885. <https://www.jstor.org/stable/117455>
- Dikmen, N. (2009). *Ekonometri*. Ankara: Nobel Yayın.
- Grezo, M. (2021). Overconfidence and financial decision-making: a meta-analysis. Review of Behavioral Finance, 13 (3), 276-296, doi: 10.1108/RBF-01-2020-0020.
- Elmas, B. (2022). *Davranışsal finans*. Erzurum: Atatürk Üniversitesi Açıköğretim Fakültesi :1-25.
- Gaygusuz, F. (2008). Hisse senedi piyasalarında işlem hacmi-volatilite ilişkisi ve İMKB'ye ait bir uygulama. *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdarî Bilimler Fakültesi Dergisi*. 12(1).
- Gazel, S. (2019). BİST sınai endeksi ile çeşitli metaller arasındaki ilişki: Toda-Yamamoto nedensellik testi. *The Journal of Academic Social Science*, 287-299. Doi:: 10.16992/ASOS.12637
- Jlassi, M., Naoui, K., Mansour, W. (2014). Overconfidence behavior and dynamic market volatility: Evidence from international data. *Procedia Economics and Finance*. 13: 128-142. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(14\)00435-3](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(14)00435-3)
- Kahneman, D., Tversky, A. (1979). On the interpretation of intuitive probability. A Reply to Jonathan Cohen. 263-291.
- Kansal, P., Singh, S. (2018). Determinants of overconfidence bias in Indian stock market. Qualitative Research in Financial Markets, 10 (4), 381-394, doi: 10.1108/QRFM-03-2017-0015.
- Karabıyık, L., Anbar, A. (2007). Volatilite ve varyans swapları. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*. (35) :62-77.
- Kartini, K., Nahda, K. (2021). Behavioral biases on investment decision: A case study in Indonesia. *Journal of Asian Finance, Economics and Business*, 8 (3), 1231-1240, doi:10.13106/jafeb.2021.vol8.no3.1231.
- Korkmaz, T., Çelik, E. İ. (2007). Davranışsal finans modellerinden aşırı güven hipotezinin geçerliliği: İMKB'de bir uygulama. *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*. 22(261): 137-154.
- Kutlar, A. (2005). *Uygulamalı ekonometri*. Ankara: Nobel Yayınevi.

- Merkle, C. (2017). Financial overconfidence over time: Foresight, hindsight, and insight of investors. *Journal of Banking and Finance*, 84, 68-87, <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2017.07.009>
- Metwally, A. H., Darwish, O. (2015). Evidence of the overconfidence bias in the Egyptian stock market in different market states. *International Journal of Business and Economic Development*, 3 (3), 35-55.
- Mushinada, V. N., Veluri, V. S. (2018). Investors overconfidence behaviour at Bombay Stock Exchange. *International Journal of Managerial*, 14(5), 613-632, doi: 10.1108/IJMF-05-2017-0093.
- Nurbarani, B. S., Soepriyanto, G. (2022). Determinants of investment decision in cryptocurrency: Evidence from Indonesian investors. *Universal Journal of Accounting and Finance*, 10 (1), 254-266, doi: 10.13189/ujaf.2022.100126.
- Olivier, J., Johnson, W. D., Marshall, A. G. (2008). The Logarithmic transformation and the geometric mean in reporting experimental ige results: What are they and when and why to use them?. *Annals of Allergy, Asthma & Immunology*: 333-337. Doi: 10.1016/S1081-1206(10)60595-9
- Otluoğlu, E. (2009). *Davranışsal finans çerçevesinde aşırı güven hipotezinin test edilmesi: İMKB’de bir uygulama*. İstanbul: İstanbul Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Özerol, H. (2016). *Saçmalama-bireysel yatırımcıların nasıl davranacakları belli olmaz!* Ankara: Elma Yayınevi.
- Pata, U. K., Yurtkuran, S., Kalça, A. (2016). Türkiye’de enerji tüketimi ve ekonomik büyüme: ARDL sınır testi yaklaşımı. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 38(2), 255-271.
- Philips, P. C., Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*. 75(2): 335-346. <https://doi.org/10.2307/2336182>
- Pikulina, E., Renneboog, L., Tobler, P. N. (2017). Overconfidence and investment: An experimental approach. *Journal of Corporate Finance*, 43, 175-192, <https://doi.org/10.1016/j.jcorpfin.2017.01.002>.
- Sarioğlu, S. E. (2021). *Modern portföy teorisi, finansın temel teorileri*. Ankara: Gazi Kitabevi.
- Sevüktekin, M., Nargeleçekenler, M. (2010). *Ekonometrik zaman serileri analizi*. Ankara: Nobel Yayın.
- Sumer, S. (2020). *Deneyisel finans kavramına teorik bir bakış, davranışsal finans, Homo Economicus, Psikoloji, İrrasyonalite*. 1-19. Ankara: Gazi Kitabevi.
- Tekçe, B., Yılmaz, N., Bildik, R. (2015). What factors affect behavioral biases? Evidence from individual turkish stock investors. *Research in International Business and Finance*. 37: 515-526. <https://doi.org/10.1016/j.ribaf.2015.11.017>
- Temizel, F. (2008). İMKB’de hisse senedi fiyatlarının gün içi yapılarına dayalı alternatif bir yatırım stratejisi önerisi. *Muhasebe ve Finansman Dergisi* (39), 128-141.
- Trejos, C., Deemen, A. v., Rodríguez, Y. E., Gómez, J. M. (2019). Overconfidence and disposition effect in the stock market: A micro world based setting. *Journal of Behavioral and Experimental Finance*, 21, 61-69, <https://doi.org/10.1016/j.jbef.2018.11.001>.
- Tufan, C., Sarıççek, R. (2013). Davranışsal finans modelleri, etkin piyasa hipotezi ve anomalilerine ilişkin bir değerlendirme. *Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. 159-182.
- Türkiye Sermaye Piyasaları Birliği. “Türkiye Sermaye Piyasası Genel Görünümü”. Erişim: 09 2023. [Tspb.org.tr](https://www.tspb.org.tr)
- Uddin, S., Gul, F., Mubarak, F. (2021). Overconfidence bias across countries: Evidence from south asian stock markets. *international transaction Journal of Engineering*,

-
- Management, & Applied Sciences & Technologies*, 12(7), 1-12. Doi: 10.14456/ITJEMAST.2021.147
- Ünlübulduk, S. N. (2023). Yatırımcı önyargılarının işlem hacmi üzerine etkisi: Borsa İstanbul sektör endeksleri üzerinde bir araştırma”. *Alanya Akademik Bakış*. 7(2): 671-695.
- Zia, L., Sindhu, M. I., Hashmi, S. H. (2017). Testing overconfidence bias in Pakistani stock market. *Cogent Economics & Finance*, 5, 1-8, <http://dx.doi.org/10.1080/23322039.2017.1289656>.
- Zhang, X., Liang, J., He, F. (2019). Private information advantage or overconfidence? Performance of intraday arbitrage speculators in the Chinese stock market. *Pacific-Basin Finance Journal*, 58, 1-13, <https://doi.org/10.1016/j.pacfin.2019.101215>.
-