



# Borsa İstanbul'da Yatırımcı Duyarlılığı ve Portföy Düzeyinde Varlık Fiyatlama\*

## *Investor Sentiment and Portfolio-Level Asset Pricing in Borsa İstanbul*

MERVE GÜRSOY<sup>a,\*</sup> ORCID: 0000-0003-3886-945X, SİNAN AYTEKİN<sup>b</sup> ORCID: 0000-0003-1502-2643

<sup>a</sup> Öğr. Gör., Balıkesir Üniversitesi, Kepsut MYO, Bankacılık ve Sigortacılık Pr., Balıkesir, Türkiye.

<sup>b</sup> Prof. Dr., Balıkesir Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Bölümü, Balıkesir, Türkiye.

(Gönderim Tarihi / Received: 15.01.2026; Kabul Tarihi / Accepted: 25.03.2026)

DOI: 10.53424/bauniibfd.1863674

### ÖZ

Bu çalışmada, yatırımcı duyarlılığının finansal varlıkların aşırı getirileri üzerindeki etkisi incelenmekte ve özellikle BIST100 endeksi kapsamında piyasa değeri ve defter değeri/piyasa değeri (DD/PD) oranına göre sınıflandırılmış portföylere odaklanılmaktadır. Yatırımcı duyarlılığı endeksi; psikolojik çizgi endeksi, göreceli güç endeksi, düzeltilmiş devir oranı, işlem hacmi ve para akışı endeksi olmak üzere beş duyarlılık vekilinden yararlanılarak oluşturulmuştur. Araştırmada, söz konusu yatırımcı duyarlılığı endeksinin portföy aşırı getirileri üzerindeki etkisi Fama-French risk faktörleri ile kontrol edilerek analiz edilmiştir. Elde edilen sonuçlar, kurulan tüm portföy düzeyindeki regresyon modellerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu ve yüksek açıklayıcı güce sahip olduğunu göstermektedir. Ayrıca, daha düşük piyasa değerine ve daha düşük DD/PD oranına sahip portföylerde yatırımcı duyarlılığı endeksinin aşırı getirileri pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir. Tüm portföyler genelinde panel sonuçlarına yönelik kapsamlı değerlendirme, yatırımcı duyarlılığı endeksinin portföy aşırı getirileri üzerinde olumlu bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Davranışsal Finans, Finansal Varlık Fiyatlama, Yatırımcı Duyarlılığı, Psikolojik Çizgi Endeksi, BIST

**JEL Sınıflandırması:** G12, G41, C58

### ABSTRACT

This study examines the effect of investor sentiment on the excess returns of financial assets, focusing specifically on portfolios classified according to market capitalisation and book value/market value (B/M) ratio within the scope of the BIST 100 index. The investor sentiment index was constructed using five sentiment proxies: the psychological line index, relative strength index, adjusted turnover ratio, trading volume, and money flow index. In the study, the effect of the investor sentiment index on portfolio excess returns was analyzed by controlling for Fama-French risk factors. The results show that the regression models established at all portfolio levels are statistically significant and have high explanatory power. Furthermore, it was found that the investor sentiment index positively affects excess returns in portfolios with lower market capitalisations and lower B/M

\* Bu makale, Balıkesir Üniversitesi Bilimsel Araştırma Projeleri kapsamında (proje no: 2023/060) desteklenen ve Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı Muhasebe ve Finansman Bilim Dalında devam etmekte olan "Davranışsal Faktörlerin Finansal Varlık Fiyatlamada Kullanımı" başlıklı doktora tezinden üretilmiştir.

\* Sorumlu yazar / Corresponding author.


E-posta adresi / E-mail address: mervegodes@gmail.com (M. Gürsoy).

**Bu Makaleye Atıf Vermek İçin / To Cite This Article:** Gürsoy, M. & Aytekin, S. (2026). Borsa İstanbul'da Yatırımcı Duyarlılığı ve Portföy Düzeyinde Varlık Fiyatlama. *Balıkesir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 7(1), 40-62.

ratios. A comprehensive evaluation of the panel results across all portfolios indicates that the investor sentiment index has a positive effect on portfolio excess returns.

**Keywords:** Behavioral Finance, Financial Asset Pricing, Investor Sentiment, Psychological Line Index, BIST.

**JEL Classification:** G12, G41, C58

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

## 1. GİRİŞ

Standart finans teorileri, finansal varlık fiyatlarını genellikle etkin piyasa hipotezi ve rasyonel yatırımcı varsayımı çerçevesinde açıklarken; davranışsal finans, yatırımcıların rasyonel olmayan karar alma süreçlerine ve bu davranışların arkasında yatan psikolojik ve duyarlılık temelli unsurlara odaklanmaktadır. Davranışsal finans literatüründe standart finans teorilerine yöneltilen eleştirilerin temelinde, yatırımcıların her koşulda rasyonel davrandığı varsayımının gerçek piyasa koşullarında geçerli olmaması yatmaktadır. Finansal varlık fiyatlarını açıklamaya yönelik öncü ampirik çalışmalar, yatırımcıların irrasyonel davranışlarının fiyat oluşum sürecini etkilediğine dair güçlü kanıtlar sunmuştur (De Long vd., 1990: 735; Lee vd., 2002: 2277; Brown ve Cliff, 2005: 437; Baker ve Wurgler, 2006: 1677). Son çalışmalar ise, yatırımcı duyarlılığının piyasalar arası farklılık gösterdiği gibi gecelik ve gün içi zaman dilimlerinde de farklılık sergilediğini göstermektedir (Wang, 2024: 1462). Bu bulguların yanı sıra yatırımcı duyarlılığını en iyi ölçen vekil göstergelere ilişkin araştırmalar bulunmaktadır. Baker ve Wurgler'in (2006) birden fazla duyarlılık vekilinin ortak bileşenine dayalı metodolojisinin takip edilmesiyle yatırımcı duyarlılığı üzerine yapılan çalışmalar hız kazanmıştır. Literatürde yaygın biçimde kabul gören çok sayıda duyarlılık vekili bulunsa da, en yüksek açıklayıcılığa sahip göstergelerin belirlenmesine yönelik araştırmalar halen devam etmektedir.

Bu çalışmada, özellikle son on yılda literatürde yaygın biçimde kullanılan duyarlılık vekili göstergeler dikkate alınarak kısmen özgün bir yatırımcı duyarlılığı endeksi oluşturulmuştur. BIST100 endeksine ait seçilen duyarlılık göstergelerinin günlük verileri kullanılmış ve Baker ve Wurgler'in (2006) metodolojisi izlenerek yatırımcı duyarlılığı endeksi oluşturulmuştur. Bu endeksin, Fama-French faktörlerinin ötesinde finansal varlıkların aşırı getirileri üzerindeki etkisi incelenerek, literatüre yeni bir bakış açısı kazandırılması amaçlanmaktadır. Araştırmanın hipotezleri, yatırımcı duyarlılığının küçük piyasa değeri ve düşük defter değeri/piyasa değeri oranına sahip finansal varlık portföylerinin getiri performansı üzerindeki etkisini ampirik olarak test etmeye odaklanmaktadır. Çalışma, giriş bölümünün ardından sırasıyla, teorik çerçeve, literatür incelemesi, veri seti, metodoloji, bulgular ve sonuç bölümleri ile yapılandırılmıştır.

## 2. TEORİK ÇERÇEVE

Sermaye piyasalarında işlem gören varlık fiyatlarının hangi dinamikler doğrultusunda belirlendiği, finans literatüründe uzun süredir incelenen temel araştırma konuları arasında yer almaktadır. 1950'li yıllara kadar finansal varlık değerlemesinde basit çeşitlendirme ile riskin azaltılabileceği düşünülmüştür (Kıyılar ve Akkaya, 2020: 32). Bu alanda daha sonra geliştirilen teorilerde, riskin nasıl algılandığına ve riskle ilişkili faktörlerin finansal varlık getirilerini nasıl etkilediğine odaklanılmıştır. Bu teorilerin öncüsü olarak, Markowitz (1952) tarafından geliştirilen, ortalama varyans temelli Modern Portföy Teorisi kabul edilmektedir. Bu teoriye dayanarak Sharpe (1964), Lintner (1965) ve Black (1972) tarafından birbirinden bağımsız olarak gerçekleştirilen çalışmalar sonucunda ise Sermaye Varlık Fiyatlama Modeli (CAPM) oluşturulmuştur. CAPM, beklenen getiri ile risk arasındaki ilişkiyi ortaya koyarken, tek bir sistematik risk faktörü olarak piyasa portföyüne karşı duyarlılığı ifade eden beta katsayısına veya portföyün standart sapmasına odaklanmaktadır. Ancak CAPM'e getirilen eleştiriler ve uygulamasına ilişkin birtakım zorluklar nedeniyle finansal varlık fiyatlamaya ilişkin model arayışları başlamıştır. Bu süreçte yapılan çalışmalar arasında Ross'un (1976), CAPM'e göre

daha az kısıtlayıcı birden fazla sistematik risk faktörünün olabileceğini belirten Arbitraj Fiyatlama Teorisi öne çıkan teorilerden olmuştur. 1980 ve sonrasında yapılan araştırmalarda çok faktörlü varlık fiyatlama modelleri yaygın olarak çalışılmıştır. Bu çalışmalardan Fama ve French (1992, 1993) tarafından geliştirilen ve CAPM'in risk primi faktörüne (RMRF), firma büyüklüğü faktörünü (SMB) ve değer faktörünü ekleyerek üç faktör modelini oluşturmuşlardır. Fama ve French (1996) üç faktör modelinin kısa vadeli getirilerin devam etmesini açıklayamadığını belirtmişlerdir. Fama ve French (2015) çalışmalarında ise üç faktör modeline karlılık faktörü (RMW) ve yatırım faktörü (CMA) ekleyerek beş faktörlü modeli geliştirmişlerdir. Fama-French beş faktör modeli üç faktör modeline göre daha iyi performans göstermiştir. Daha sonra Fama ve French (2018)'de beş faktör modeline momentum (UMD) faktörü entegre ederek altı faktörlü model önermişlerdir. Bu modeldeki momentum faktörünün kökeni Carhart (1997) çalışmasına dayanmaktadır. Tüm bu varlık fiyatlandırma modelleri literatürde halen önemli bir yere sahip olmakla birlikte yatırımcının rasyonel olduğu temeline dayanan risk faktörleri ile belirlenmektedir.

Kahneman ve Tversky (1979) tarafından yatırımcının kararlarında rasyonel olmadığını Beklenti Teorisi ile açıklanması, davranışsal finansın doğuşu olarak kabul edilmektedir. Davranışsal ekonominin doğuşu ile birlikte finansal piyasalarda psikolojik faktörlerin varlığını araştıran, finansal varlık fiyatlarını etkileyen davranışsal faktörleri inceleyen ve model öneren çalışmalar hız kazanmıştır. Black (1986) finansal piyasalardaki gürültünün finansal varlığa ilişkin beklenen getiriyi bilmeye engel olduğunu bildirmiştir. Gürültü yatırımcısı teorisi üzerine çalışan De Long vd. (1990) piyasa anomalilerinin irrasyonel yatırımcı riskine dayandıran bir model geliştirirken, Barberis vd. (1998) ise oluşturdukları yatırımcı duyarlılığı modeliyle finansal varlık fiyatlarında gözlemlenen aşırı tepki ve yetersiz tepki davranışlarını açıklamışlardır. Diğer taraftan, Neal ve Wheatley (1998), duyarlılık göstergelerinin küçük ve büyük ölçekli finansal varlık getirileri arasındaki farkı öngörebildiğini ortaya koymuşlardır. Yatırımcı duyarlılığına ilişkin öncü çalışmalar arasında yer alan Lee vd. (1991) ise kapalı uçlu yatırım fonları iskonto oranlarındaki dalgalanmaların yatırımcı duyarlılığından kaynaklandığını bildirmişlerdir. Brown ve Cliff (2005) ise anket sonuçlarına dayalı yatırımcı duyarlılığı ile getirilerdeki sapmaların açıklanabildiğine dair kanıtlar sunarak finansal varlık fiyatlama modellerinde yatırımcı duyarlılığının göz önünde bulundurulmasını önermişlerdir. Yatırımcı duyarlılığını ölçmeye yönelik çok sayıda vekil değişken geliştirilmiş ancak bu vekillerden hangisinin ya da hangilerinin mutlak duyarlılık temsilcisi olduğuna dair bir kesinliğe varılamamıştır. Bu kapsamda, Baker ve Wurgler'in (2006) yatırımcı duyarlılığı endeksi hesaplama metodolojisi, duyarlılığı birden fazla vekil ile ölçmeyi amaçlayan sonraki çalışmalara öncülük etmiştir. Kuo ve Huang (2022), duyarlılık endeksleri ile elde edilen piyasa döngülerinin Fama-French beş faktör modeline entegre edilmesini desteklemektedir.

Son yıllardaki çalışmaların yatırımcıların tamamen rasyonel olmadığını ortaya koyması ile birlikte finansal varlık fiyatlamaya yönelik araştırmalar boyut değiştirmiştir. Bu bağlamda, araştırmalar duyarlılık endekslerini geliştirmeye ve yatırımcı duyarlılığının finansal varlık fiyatları üzerindeki etkilerini klasik varlık fiyatlama modelleri ile birlikte incelemeye yönelmiştir. Bu kapsamda yapılan çalışmalara literatür bölümünde yer verilmektedir.

### **3. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI**

Bu bölümde, öncelikle yatırımcı duyarlılığını farklı ölçüt ve vekiller kullanarak inceleyen çalışmalara yer verilmiştir. Ardından, standart finans teorileri çerçevesinde yatırımcı duyarlılığını ele alan araştırmalar incelenmiş ve bu doğrultuda geliştirilen hipotezler sunulmuştur.

Yatırımcının irrasyonel davranışlarını ölçmek için literatürde piyasa temeli ve anket bazlı birçok farklı ölçüt kullanılmıştır. De Long vd. (1990) söylentiye dayalı işlem yapan irrasyonel yatırımcıların olası getirileri ve söylenti ticareti riskini kapalı uçlu yatırım fonları iskontosu (CEFD) ile ortaya koymaktadır. Neal ve Wheatley (1998) CEFD oranının yanı sıra yatırım fonları ortalama fon akışı ve lot altı satış/alış oranını yatırımcı duyarlılığı ölçütü olarak kullanmışlardır. Yatırım ortaklıkları iskontosu ve yatırım fonları ortalama fon akışının firmaların büyüklük primini tahmin ettiği ancak lot altı alış/satış oranının aynı düzeyde tahmin sağlamadığını belirtmişlerdir. Baker ve Wurgler (2006) ise önceki çalışmalardan farklı olarak, altı farklı vekili bir araya getirerek yatırımcı duyarlılığı endeksi oluşturmuştur. Bu vekiller CEFD, temettü primi, yeni ihraçlarda pay oranı, işlem hacmi, ilk halka arzların sayısı ile ilk gün getirileridir. Sonuçta pay getirilerinin yatırımcı duyarlılığından etkilendiği bulgulanmıştır. Fisher ve Statman (2000), üç farklı yatırımcı grubu için farklı anketler ile yatırımcı duyarlılığını ölçmüşlerdir. Büyük yatırımcılar için Merrill Lynch'in anketlerini, orta büyüklükteki yatırımcılar için Chartercraft yatırım şirketinin Investors Intelligence anketini ve küçük yatırımcılar için ise Amerikan Bireysel Yatırımcılar Birliği anketini kullanmışlardır. S&P500 getirileri ile tüm yatırımcı duyarlılıklarının negatif etkili olduğu ancak bu etkinin küçük ve büyük yatırımcı duyarlılığı için istatistiksel olarak anlamlı olduğu belirtilmiştir. Diğer taraftan Baker ve Stein (2004) piyasa likiditesi ve duyarlılık göstergesi üzerine yaptığı çalışmaya dayanarak sonraki çalışmalarda işlem hacmi ve devir hızı oranı yatırımcı duyarlılık vekili olarak değerlendirmiştir. Daha sonraki çalışmalarda bu ölçütler duyarlılık vekili olarak sıklıkla kullanılmıştır. Kim ve Ha (2010) ise yatırımcı duyarlılığı vekili olarak Psikolojik Çizgi Endeksi (PLI) geliştirmiş ve ilave farklı vekiller dahil ederek yatırımcı duyarlılığı endeksi oluşturmuşlardır. Chen vd. (2010) ve Kim ve Ha (2010) bağımsız yaptıkları çalışmalarında yatırımcı duyarlılığı endeksi ölçümünde vekil olarak Göreceli Güç Endeksi (RSI) ve Para Akışı Endeksini (MFI) benimsedikleri görülmektedir. Sadaqat ve Butt (2016) yatırımcı duyarlılığının volatilité ve aşırı getiriyi tahmin etme kabiliyetini MFI, RSI, Parkinson volatilitesi, işlem görme oranı, ARMS endeksi ile PLI ile oluşturdukları yatırımcı duyarlılığı endeksi kapsamında araştırmışlardır. Sonuçta, yatırımcı duyarlılığının aşırı getiriler üzerinde önemli ölçüde pozitif eş zamanlı, gecikmeli etkisinin ise önemli ölçüde negatif olduğu bulgulanmıştır. Kumar ve Lee (2006) geliştirdikleri alım satım dengesizliği (BSI) ölçütü ile yatırımcı duyarlılığının farklı portföylerin getirilerini açıklamadaki etkisini ortaya koymaktadır. Phuong (2020), PLI ile ölçtüğü yatırımcı duyarlılığı ve BSI'nın pay getirileri üzerindeki etkisini araştırdığı çalışmada PLI ve BSI'nın pay getirileri üzerinde önemli etkiye sahip olduğunu belirtmiştir. Ayrıca hem PLI hem de BSI'nın kullanıldığı modellerde firma büyüklüğünün pay getirisi üzerinde belirgin etkiye sahip olduğu ancak PLI'nin ölçülmediği modellerde pay getirisinin firma büyüklüğünden etkilenmediği belirtilmiştir. Chau vd. (2016) ise yatırımcı duyarlılığını ölçerken hem anket temelli hem de piyasa temelli ölçütlerden yararlanmışlardır. Mampouya (2024), piyasa temelli ölçütlerle anket temelli ölçütlere kıyasla birleştirilmiş duyarlılık endeksinin açıklayıcılık gücünü farklı ülke piyasalarında araştırmıştır. Anket temelli ölçüt olarak Tüketici Güven Endeksi; piyasa temelli ölçüt için ise RSI ve PLI ölçütleri seçilmiş ve bu ölçütlerle bileşik duyarlılık endeksi oluşturulmuştur. Bulgular, duyarlılık endeksinin getirileri açıklamada piyasa temelli ölçütlere kıyasla daha yüksek ancak anket temelli ölçümlere göre daha düşük açıklayıcılığa sahip olduğunu ortaya koymuştur. Daha yeni çalışmalardan Gambarelli ve Muzzioli (2025) ise haber temelli duyarlılık göstergelerini incelemekte olup, bu göstergelerin Avrupa piyasalarında açıklayıcı güce sahip olduğunu göstermiştir. Isakin ve Pu (2023) ise haber temelli duyarlılık etkilerinin tahviller gibi sabit getirili menkul kıymet piyasalarında da etkili olduğunu belirtmektedir.

Bu çalışmada piyasa temelli ölçütlerle günlük duyarlılık endeksi oluşturulmaya odaklanılmıştır. Bu nedenle son on yılda yatırımcı duyarlılığının finansal varlık fiyatları üzerindeki kısa vadeli etkilerini araştıran çalışmalar incelenmiştir. Ryu vd. (2017) yatırımcı duyarlılığı ile yatırımcıların işlem

davranışı olarak bilinen BSI'nın varlık fiyatları üzerindeki etkisini, farklı yatırımcı grupları ve farklı zaman dilimleri için dokuz farklı model ile incelemiştir. Çalışmalarında, hesaplanan duyarlılık endeksi için RSI, PLI, ATR ve işlem hacmi logaritması (LTV) gibi duyarlılık vekilleri kullanılmıştır. Elde edilen bulgular, pay getirilerini açıklamada yatırımcı duyarlılığının BSI'ya kıyasla daha belirleyici bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Aynı duyarlılık vekilleri ile yatırımcı duyarlılığı endeksi oluşturan Yang vd. (2017) ise yatırımcı duyarlılığının etkisini piyasa değeri, defter değeri/piyasa değeri (DD/PD) oranı, volatilité, pay fiyatı, aşırı getiri ve bireysel yatırımcıların işlem yoğunluğu gibi sınıflandırma kapsamında incelemiştir. Sonuçta, yatırımcı duyarlılığının; küçük piyasa değerine, düşük fiyata, yüksek DD/PD oranına, yüksek aşırı getiriler ile yüksek volatilitéye sahip ve bireysel yatırımcılar tarafından yoğun şekilde işlem gören paylar üzerinde daha güçlü bir etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Nasiri vd. (2021) ise muhasebe bilgi riski, yatırımcı duyarlılığı ve BSI'nın pay getirileri üzerindeki etkisi araştırdıkları çalışmada; yatırımcı duyarlılığı RSI, PLI, ATR, LTV vekilleri ile elde edilmiştir. Çalışmanın yatırımcı duyarlılığı özelindeki bulgusu, pay getirileri üzerinde yatırımcı duyarlılığının doğrudan ve anlamlı etkisi olduğu şeklindedir. Kim vd. (2021) yatırımcı duyarlılığı, bilgi belirsizliği, analist raporları ve pay getirileri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada RSI, PLI, BSI, LTV ve ATR ölçütleri ile yatırımcı duyarlılığı oluşturulmuştur. Sonuçta bilgi belirsizliğinin yüksek ve analist tavsiyelerinin aşağı yönlü değiştirildiği durumlarda pay getirilerinin yatırımcı duyarlılığından önemli ölçüde etkilendiği belirtilmektedir. Persakis ve Iatridis (2023) ise ekonomik belirsizlik altında yatırımcı algılarının ve risk alma davranışlarının nasıl dalgalandığını, analist tahminlerinin doğruluğu ve pay getirilerinin eş zamanlılığını araştırdığı çalışmalarında RSI, ATR, PLI, LTV ile elde ettikleri yatırımcı duyarlılığı endeksi özelindeki bulgusu: ekonomik belirsizliğin yüksek olduğu dönemlerde duyarlılığın daha düşük olduğu ve payların daha senkronize olduğu şeklindedir. Yatırımcı duyarlılığının finansal varlık fiyatları üzerindeki kısa vadeli etkilerini inceleyen çalışmalarda genellikle RSI, PLI, ATR ve LTV vekillerinden oluşturulan birleştirilmiş duyarlılık endekslerine odaklanıldığı görülmektedir. Bu çalışmada ise söz konusu dört vekile ek olarak, Chen vd. (2010) ve Kim ve Ha (2010) çalışmalarını izleyerek MFI vekili de dahil edilmekte ve böylece beş vekil ile yatırımcı duyarlılığı endeksi oluşturulmaktadır.

Bu çalışmanın diğer odak noktası ise Fama-French faktörleri ötesinde yatırımcı duyarlılığının etkilerinin araştırılmasıdır. Bu nedenle yatırımcı duyarlılığını standart finans teorileri ile birlikte araştıran çalışmalar incelenmiş ve çalışmanın hipotezleri geliştirilmiştir. Sakariyahu vd. (2024) gürlü ticaretini yansıtan duyarlılık faktörünün geleneksel varlık fiyatlama modellerine eklendiğinde aşırı getirileri açıklamada daha iyi performans gösterdiğini belirtmektedir. Zhou vd. (2025), yatırımcı duyarlılığının koşullu CAPM'in genel getiri tahmin gücünü artırdığını ve koşullu FF3F (Fama-French üç faktör) modellerinde belirli anomalilerin daha etkili biçimde yakalanmasını sağladığını göstermektedir. Habibah vd. (2021) ise finansal varlık fiyatlarının aşırı getirilerini araştırdıkları çalışmalarında, FF5F (Fama-French beş faktör) modeline yatırımcı duyarlılığı eklenmemiş modele göre eklenmiş modelin açıklayıcılık gücünün arttığını ortaya koymuşlardır. Dhaoui ve Bensalah (2016) ise yatırımcı duyarlılığının portföy getirileri üzerindeki etkisini inceledikleri çalışmalarında, momentum faktörünün dahil edildiği FF5F modeline yatırımcı duyarlılığı değişkeninin eklenmesinin modelin açıklayıcılığını artırıp artırmadığını test etmişlerdir. Bulgularından bazıları, yatırımcı duyarlılığı değişkeninin eklendiği modelin büyük ölçekli portföylerde ve yüksek DD/PD oranına sahip portföylerde açıklayıcılık gücünü anlamlı, ancak sınırlı düzeyde kaldığı şeklindedir. Bu kapsamda Fama-French altı faktöre yatırımcı duyarlılığı endeksi eklenmiş modelin piyasa değeri ve DD/PD açısından farklılaşan portföyler için açıklayıcılık gücünün araştırılmasına ihtiyaç duyulmuştur. Buradan hareketle  $H_1$ ,  $H_2$  ve  $H_3$  hipotezleri geliştirilmiştir.

H<sub>1</sub>: Yatırımcı duyarlılığı eklenmiş Fama-French modellerinden, küçük piyasa değerli portföy modelinin açıklama gücü büyük piyasa değerli portföy modeline göre daha yüksektir.

H<sub>2</sub>: Yatırımcı duyarlılığı eklenmiş Fama-French modellerinden, düşük DD/PD oranına sahip portföy modelinin açıklama gücü orta DD/PD oranına sahip portföy modeline göre daha yüksektir.

H<sub>3</sub>: Yatırımcı duyarlılığı eklenmiş Fama-French modellerinden, düşük DD/PD oranına sahip portföy modelinin açıklama gücü yüksek DD/PD oranına sahip portföy modeline göre daha yüksektir.

Yatırımcı duyarlılığını standart finans teorileri kapsamında ele alan çalışmalar incelenmiştir. Kumar ve Lee (2006) bireysel yatırımcı duyarlılığını BSI ölçütü inceledikleri çalışmalarında, duyarlılığının farklı firma özelliklerine göre getiriler üzerindeki etkisini makroekonomik değişkenler ve Fama-French risk faktörleri ile kontrol ederek araştırmışlardır. Sonuçta, yatırımcı duyarlılığının getiriler üzerinde açıklayıcı güce sahip olduğunu tespit etmişlerdir. Özellikle duyarlılığının düşük piyasa değerine, yüksek DD/PD oranına ve düşük fiyatlı, düşük kurumsal sahipli paylarda yoğunlaştığını belirtmektedirler. Kim ve Ha (2010), yatırımcı duyarlılığını CAPM, FF3F ve Carhart (1997) dört faktör modellerinin ötesinde analiz etmişlerdir. Bulgular, düşük fiyatlı, küçük piyasa değerine sahip ve düşük DD/PD oranına sahip portföy getirilerinin yatırımcı duyarlılığından sistematik olarak etkilendiğini göstermektedir. Yang ve Zhou (2015) FF3F modelinin ötesinde yatırımcı duyarlılığı ve BSI etkilerini araştırmışlardır. Çalışmada hem BSI'nin hem de yatırımcı duyarlılığının aşırı getirileri açıklamada pozitif etkiye sahip olduğu bulunmuştur. Bu etkinin değer portföylerine göre büyüme portföylerinde daha güçlü olduğu tespit edilmiştir. Bouteska vd. (2024) finansal varlıkların fiyatlarındaki anomalilerin açıklanmasında yatırımcı duyarlılığının rolü incelenmiştir. Yatırımcı duyarlılığı FF3F modeline eklendiğinde, DD/PD oranı düşük olan payların getirilerindeki anomalilerin daha iyi açıklandığı; FF5F modeline eklendiğinde ise piyasa değeri küçük olan payların getirilerindeki anomalilerin daha iyi açıklandığı sonucuna ulaşılmıştır. Putri vd. (2023), yatırımcı duyarlılığının büyüklük ve değer portföylerinin getirileri üzerindeki etkisini FF3F modeli ile kontrol ederek araştırılmışlardır. Çalışmada RSI, PLI, LTV, ATR bileşenlerinden elde edilen yatırımcı duyarlılık endeksi ve VIX endeksi olmak üzere iki farklı duyarlılık göstergesi kullanılmıştır. Sonuçta yatırımcı duyarlılığı göstergelerinden VIX endeksi değer ve büyüklük portföyleri üzerinde negatif ve anlamlı etkili iken; yatırımcı duyarlılığı endeksinin ise değer portföyleri üzerinde pozitif etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir. Ancak büyüklük portföylerinde anlamlı etkisi olmadığı bulgulanmıştır.

Yapılan literatür araştırması sonrasında çalışmaların piyasa değeri ve DD/PD'ne göre oluşturulmuş portföylerde yatırımcı duyarlılığının etkilerini araştıran Lee vd. (1991), Kumar ve Lee (2006), Kim ve Ha (2010), Yang ve Zhou (2015), Yang vd., (2017), Phuong (2020), Bouteska vd. (2024) takiben H<sub>4</sub> ve alt hipotezleri geliştirilmiştir.

H<sub>4</sub>: Yatırımcı duyarlılığı, portföy getirileri üzerinde istatistiksel olarak anlamlı etkiye sahiptir.

H<sub>4a</sub>: Yatırımcı duyarlılığı küçük piyasa değerine sahip portföy getirileri üzerinde anlamlı etkiye sahiptir.

H<sub>4b</sub>: Yatırımcı duyarlılığı büyük piyasa değerine sahip portföy getirileri üzerinde anlamlı etkiye sahiptir.

H<sub>4c</sub>: Yatırımcı duyarlılığı, DD/PD oranı küçük olan portföy getirileri üzerinde anlamlı etkiye sahiptir.

H<sub>4d</sub>: Yatırımcı duyarlılığı, DD/PD oranı orta büyüklükte olan portföy getirileri üzerinde anlamlı etkiye sahiptir.

H<sub>4e</sub>: Yatırımcı duyarlılığı, DD/PD oranı büyük olan portföy getirileri üzerinde anlamlı etkiye sahiptir.

#### 4. VERİ SETİ

Bu çalışmada, yatırımcı duyarlılığının finansal varlıkların aşırı getirileri üzerinde Fama-French faktörlerinin ötesinde bir etkisinin olup olmadığı, BIST100 endeksi ve bu endekste işlem gören paylar kapsamında incelenmiştir. BIST100'ün gözlem birimi olarak seçilmesinin temel nedeni, endeksin Borsa İstanbul'un genelini temsil eden gösterge niteliğine sahip olmasıdır (Borsa İstanbul A.Ş., t.y.). 2024 yılının son çeyreğinde BIST Tüm endeksinin toplam piyasa değeri 378.414 milyon ABD doları iken, BIST100'ün piyasa değeri 242.878 milyon ABD doları olarak gerçekleşmiştir. Benzer şekilde, toplam 210.272 milyon ABD doları olan işlem hacminin 156.658 milyon ABD dolarlık kısmı BIST100 şirketleri tarafından oluşturulmuştur (TÜYİD, 2024). Bu veriler, BIST100'ün piyasa değeri ve işlem hacmi bakımından Türkiye sermaye piyasasının önemli bir bölümünü kapsadığını göstermektedir. Çalışmanın dönemi, 01.01.2020-31.12.2024 tarihleri arasında Borsa İstanbul'da gerçekleşen 1.251 işlem gününü kapsamaktadır. Veriler Finnet Hisse Expert veri tabanından elde edilmiştir. Bu bölümde yatırımcı duyarlılığı endeksi, Fama-French risk faktörleri ve portföy oluşturma sürecine ilişkin veri setleri açıklanmaktadır. Yatırımcı duyarlılığı endeksinde kullanılan vekil değişkenler Tablo 1'de sunulmaktadır.

**Tablo 1**

*Yatırımcı Duyarlılık Vekil Değişkenleri*

Kısaltma	Vekil Adı	Formül
PLI	Psikolojik Çizgi Endeksi	$PLI_{i,t} = 100 \times \left[ \sum_{k=0}^{11} \left\{ \frac{\max(P_{i,t-k} - P_{i,t-k-1}, 0)}{P_{i,t-k} - P_{i,t-k-1}} \right\} / 12 \right]$
RSI	Göreceli Güç Endeksi	$RSI_{i,t} = \left[ \frac{RS_{i,t}}{1 + RS_{i,t}} \right] \times 100; RS_{i,t} = \frac{\sum_{k=1}^{14} \max(P_{i,t-k} - P_{i,t-k-1}, 0)}{\sum_{k=1}^{14} \max(P_{i,t-k-1} - P_{i,t-k}, 0)}$
ATR	Düzeltilmiş Devir Hızı Oranı	$ATR_{i,t} = \frac{R_{i,t}}{ R_{i,t} } \times \left[ \frac{Vol_{i,t}}{Tedavüldeki \text{ pay sayısı}_t} \right]$
LTV	İşlem Hacmi Logaritması	$LTV_{i,t} = \ln(Vol_{i,t})$
MFI	Para Akışı Endeksi	$MFI_{i,t} = \frac{100}{1 + MR_{i,t}}; MR_{i,t} = \frac{\text{Pozitif } MF_{i,t}}{\text{Negatif } MF_{i,t}};$ $MF_{i,t} = TP_{i,t} \times \text{Devir hızı}_{i,t}; TP_{i,t} = \frac{Pl_{i,t} + Ph_{i,t} + Pc_{i,t}}{3}$

*Psikolojik Çizgi Endeksi:* Varlık fiyatlarının kısa vadeli fiyat değişimlerini ve yatırımcının psikolojik eğilimlerini yakalamak için kullanılan duyarlılık vekilidir (Yang vd., 2017: 136). Psikolojik çizgi endeksi (PLI), Kim ve Ha (2010) tarafından geliştirilmiş ve duyarlılık endeksi oluşturmada kullanılmıştır. PLI, 0 ile 100 arasında bir değer almaktadır. Bu değer 75'in üzerinde olması yatırımcının iyimser olduğunu, 25'in altında olması ise yatırımcının kötümser olduğunu göstermektedir (Bouteska vd., 2024: 3492). Tablo 1'de sunulan PLI formülünde yer alan  $P_{i,t-k}$  finansal varlığın t-k günündeki kapanış fiyatını temsil etmektedir.

*Göreceli Güç Endeksi:* Bir finansal varlığın son kazançlarının büyüklüğünü son kayıplarının büyüklüğü ile karşılaştırarak, aşırı alınıp alınmadığını veya aşırı satılıp satılmadığını yansıtan göstergedir (Seok vd., 2024: 302). Teknik analiz göstergesi olan RSI, yatırımcı duyarlılığı endeksi üzerine yapılan çalışmalarda duyarlılık vekili olarak kabul görmektedir (Chen vd., 2010; Kim ve Ha,

2010; Yang ve Zhou, 2015; Ryu vd., 2017; Nasiri vd., 2021; Seok vd., 2024). RSI, 0 ile 100 arasında yer almaktadır ve 80'in üzerinde olması piyasanın iyimser olduğunu, 20'nin altında olması ise kötümser olduğunu göstermektedir (Kim vd., 2021: 4). Tablo 1'de sunulan RSI formülünde, finansal varlığın t-k günündeki fiyatı  $P_{i,t-k}$  ile gösterilirken, RS fiyatın yukarı veya aşağı yönlü hareketlerini yansıtan göreceli gücü ifade etmektedir.

*Düzeltilmiş Devir Hızı Oranı:* Devir hızı oranı, Baker ve Stein (2004) tarafından piyasa likiditesinin bileşeni olarak yatırımcı duyarlılığını yakalayan bir vekil olarak önerilmesiyle birlikte duyarlılık sinyali olarak kabul edilmiştir. Ancak devir hızının yatırımcıların piyasaya ilişkin beklentiler hakkında bilgi vermemesi nedeniyle düzeltilmiş devir hızı (ATR) duyarlılık vekili olarak yapılan çalışmalarda (Yang vd., 2017; Zhou vd., 2024; Putri vd., 2023; Seok vd., 2024) yer almıştır. Tablo 1'de sunulan ATR formülünde  $R_{i,t}$ , i finansal varlığın t günündeki getirisini,  $Vol_{i,t}$  ise finansal varlığın t günündeki işlem hacmini ifade etmektedir.

*İşlem Hacmi:* Baker ve Stein (2004) tarafından işlem hacminin yatırımcı duyarlılığını yansıttığı ileri sürülmüştür. Yatırımcı duyarlılığı ile işlem hacmi arasında pozitif ilişki bulunduğu belirtilmektedir (Kim ve Ryu, 2021: 812). Bu çalışmada önceki çalışmaları takiben (Yang vd., 2017; Ryu vd., 2017; Kim ve Ryu, 2021) yatırımcı duyarlılık vekili olarak işlem hacminin logaritmik formu (LTV) alınmıştır. Tablo 1'de sunulan LTV formülünde  $V_{i,t}$ , i finansal varlığın t zamandaki işlem hacmini ifade etmektedir.

*Para Akışı Endeksi:* Bir finansal varlığa ilişkin para giriş veya çıkışların gücünü ölçmektedir. Finansal varlığın hem fiyatı hem de devir hızı bilgisini içeren ve 0-100 arasında değişen bir osilatördür. 80 üzeri aşırı alım ve 20 altı aşırı satım bölgesi olarak yorumlanmaktadır (Chen vd., 2010; 34). Bu çalışmada MFI'nin duyarlılık vekili olarak kullanılmasında önceki çalışmalar (Chen vd., 2010; Kim ve Ha, 2010; Sadaqat ve Butt, 2016) esas alınmıştır. Tablo 1'de sunulan MFI formülünde  $TP_{i,t}$ , bir finansal varlığın tipik fiyatı, günlük en düşük fiyat  $Pl$ , günlük en yüksek fiyat  $Ph$  ve günlük kapanış fiyatı  $Pc$  ortalamaları ile hesaplanmaktadır.  $TP_{i,t}$ , para akışını ifade etmekte olup günlük tipik fiyatla devir hızı çarpımından elde edilmektedir.  $MR_{i,t}$ , ise pozitif ve negatif para akışlarının oranlanması ile hesaplanmaktadır.

Bu çalışmada yatırımcı duyarlılığı endeksinin elde edilmesi süreci, iki aşamalı Temel Bileşenler Analizi (PCA) ve regresyon analizi ile gerçekleştirilmiştir. İlk aşamada gerçekleştirilen PCA ile birinci aşama duyarlılık endeksi ( $SI_1$ ) oluşturulmaktadır. Bu kapsamda seçilen beş duyarlılık vekilinin cari ve gecikmeli değerleri olmak üzere toplam on vekil dikkate alınmaktadır. Gecikmeli değerlerin dikkate alınma nedeni, bazı vekillerin aynı duyarlılığı yansıtmalarının zaman alabilmesi (Baker ve Wurgler, 2006: 1657) ve yatırımcı duyarlılığının aşırı getiri üzerindeki eşanlı ve gecikmeli etkilerinin farklılaşabilmesidir (Sadaqat ve Butt, 2016: 202). PCA uygulanmadan önce, değişkenlerin aynı veri tipine dönüştürülebilmesi amacıyla standardizasyon işlemi gerçekleştirilmiştir. On vekile ilişkin PCA tahmininde birinci temel bileşenin kümülatif varyans oranı %52,29 olarak elde edilmiştir. PCA tahminindeki birinci temel bileşen yükleri dikkate alınarak elde edilen  $SI_1$  endeksi aşağıdaki sunulmuştur.

$$SI_1 = 0,3893 * PLI_t - 0,1302 * ATR_t + 0,4024 * RSI_t + 0,0359 * LTV_t + 0,4102 * MFI_t + 0,3944 * PLI_{t-1} - 0,1273 * ATR_{t-1} + 0,4045 * RSI_{t-1} + 0,0339 * LTV_{t-1} + 0,4044 * MFI_{t-1}$$

$SI_1$  endeksinde yer alan vekillere ilişkin katsayılar incelendiğinde, ATR'nin cari dönem ve gecikmeli değerleri hariç diğer tüm vekillerin pozitif etkiye sahip olduğu ve en güçlü etkinin MFI vekilinde ortaya çıktığı görülmektedir. Bu aşamada ikinci aşama PCA'nın gerçekleştirilebilmesi için standardize edilmiş on duyarlılık vekili ile elde edilen  $SI_1$  arasındaki korelasyonun incelenmesi gerekmektedir. Bunun nedeni, ikinci aşama için tekrar edilecek PCA'da her vekilin cari ve gecikmeli

dönem değerlerinden  $SI_1$  ile mutlak değerce en yüksek korelasyona sahip olanın dikkate alınmasıdır (Baker ve Wurgler, 2006: 1657).

**Tablo 2**

*SI<sub>1</sub> ve Duyarlılık Vekilleri Korelasyonu*

Vekil	SI <sub>1</sub> ile Korelasyon	Vekil	SI <sub>1</sub> ile Korelasyon
PLI <sub>t</sub>	0,8954	PLI <sub>t-1</sub>	0,9070
ATR <sub>t</sub>	-0,2995	ATR <sub>t-1</sub>	-0,2929
RSI <sub>t</sub>	0,9255	RSI <sub>t-1</sub>	0,9303
LTV <sub>t</sub>	0,0826	LTV <sub>t-1</sub>	0,0780
MFI <sub>t</sub>	0,9434	MFI <sub>t-1</sub>	0,9301

Tablo 2’de duyarlılık vekillerinin  $SI_1$  ile korelasyonları incelendiğinde, her bir vekilin en iyi zamanlamasının  $PLI_{t-1}$ ,  $ATR_t$ ,  $RSI_{t-1}$ ,  $LTV_t$  ve  $MFI_t$  şeklinde olduğu görülmektedir. Bu aşamada en iyi zamanlamaya sahip vekiller ile ikinci kez PCA gerçekleştirilerek ikinci aşama duyarlılık endeksi ( $SI_2$ ) oluşturulmadan önce ilgili serilerin faktör analizine uygun olup olmadığının incelenmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda Kaiser’in (1970) KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) testi ile Bartlett’in (1950) Küresellik testi uygulanmıştır. KMO test sonucu 0,656 olarak elde edilmiştir. Kaiser ve Rice’a (1974) göre 0,50 değerinin üzerinde olması kabul edilebilirdir. Ayrıca Bartlett testi  $p < 0,001$  olarak bulunmuştur. KMO ve Bartlett küresellik test sonuçları değerlendirildiğinde veri setinin PCA için uygun olduğu görülmektedir.

En iyi zamanlamaya sahip beş duyarlılık vekili ( $PLI_{t-1}$ ,  $ATR_t$ ,  $RSI_{t-1}$ ,  $LTV_t$ ,  $MFI_t$ ) ile PCA tekrar edilerek ikinci aşama duyarlılık endeksi ( $SI_2$ ) elde edilmiştir. İkinci aşama PCA’da elde edilen birinci temel bileşenin kümülatif varyans oranı %53,82 iken, ikinci temel bileşenle birlikte kümülatif varyans oranı %90,3 olmaktadır. Ancak bu çalışmada önceki çalışmaları takiben ve tek başına en yüksek varyansı açıklıyor olması nedeniyle birinci temel bileşen yükleri dikkate alınarak  $SI_2$  oluşturulmuştur. Ayrıca  $SI_2$  ilişkin elde edilen birinci temel bileşenin kümülatif varyans oranının  $SI_1$ ’e göre (%52,29) artış gösterdiği gözlemlenmiştir. Bu durum, duyarlılık vekillerinin cari ve gecikmeli değerleri arasından seçim yapılmasının yatırımcı duyarlılığı endeksinin daha yüksek varyans oranı ile açıklandığını göstermektedir. Ayrıca  $SI_1$  ile  $SI_2$  arasındaki korelasyon incelendiğinde 0,9962 olarak elde edilmesi bilgi kaybının olmadığını göstermektedir. İkinci aşama PCA tahminindeki birinci temel bileşen yükleri dikkate alınarak elde edilen  $SI_2$  endeksi aşağıdaki sunulmuştur.

$$SI_2 = 0,5562 * PLI_{t-1} - 0,1728 * ATR_t + 0,5725 * RSI_{t-1} + 0,0561 * LTV_t + 0,5744 * MFI_t$$

Elde edilen yatırımcı duyarlılığı endeksi ( $SI_2$ ) önceki çalışmaları takiben (Kumar ve Lee, 2006: 2459; Yang ve Zhou, 2015: 46; Putri vd., 2023:81) piyasa risk primi ile regresyona tabi tutulmaktadır. Bunun nedeni yatırımcı duyarlılığını piyasa risk priminden ayırarak piyasanın genel hareketleri üzerindeki ortak bağımlılıktan arındırmaktır. Regresyon analizinden elde edilen kalıntı değerleri, nihai yatırımcı duyarlılığı değişkeni (SENT) olarak kullanılabilir.

$$SI_2 = \alpha_0 + \alpha_1 * RMRF_t + \epsilon_t$$

$RMRF_t$ , t gününde BIST100 getirisinin repo O/N getirisini aşan kısmı, piyasa risk primi olarak ifade etmektedir.  $\epsilon_t$ , regresyon modelinin kalıntısıdır ve elde edilen bu kalıntı serisi nihai yatırımcı duyarlılığı endeksini (SENT) temsil etmektedir.

BIST100 endeksine ait yatırımcı duyarlılığı değişkeni (SENT) ilişkin veri seti elde edildikten sonra, çalışmada kullanılacak kontrol değişkenlerinin verileri temin edilmiştir. Bu değişkenler, Fama-

French faktörlerinden oluşmaktadır. Söz konusu değişkenlere ilişkin açıklamalara Tablo 3'te yer verilmiştir.

**Tablo 3***Kontrol Değişkenlerine İlişkin Açıklamalar*

Kısaltma	Faktör Adı	Açıklama
RMRF	Excess Market Return	Piyasa Getirisi- Risksiz Faiz Oranı Faktörü
SMB	Small Minus Big	Büyüklik Faktörü (Piyasa Değeri)
HML	High Minus Low	Değer Faktörü (DD/PD)
RMW	Robust Minus Weak	Karlılık Faktörü
CMA	Conservative Minus Aggressive	Yatırım Faktörü
UMD	Up Minus Down	Momentum Faktörü

RMRF, piyasa getirisi ile risksiz faiz oranı farkı; SMB, küçük ve büyük piyasa değerine sahip payların getiri farkı; HML, yüksek ve düşük DD/PD oranlı payların getiri farkı; RMW, yüksek ve düşük kârlılığa sahip payların getiri farkı; CMA, düşük ve yüksek yatırım oranına sahip payların getiri farkı; UMD ise geçmişte yüksek ve düşük getiri sağlayan payların getiri farkı esas alınarak hesaplanmaktadır.

Bu çalışmada, Fama ve French'in (1993, 2015, 2018) faktör çerçevesiyle uyumlu olarak altı kontrol faktörü kullanılmıştır: RMRF, SMB, HML, RMW, CMA ve UMD. RMRF genellikle piyasa fazlası getiri (piyasa getirisi eksi risksiz getiri) olarak tanımlanmakla birlikte, Türkiye piyasası bağlamında risksiz getiri overnight repo (O/N) faizi ile temsil edilmiştir. Önceki çalışmalarda yatırımcı duyarlılığının etkileri genellikle CAPM, Fama ve French üç faktör modeli (1993) veya beş faktör modeli (2015) çerçevelerinde kontrol edilmiştir. Buna karşın bu çalışmada, Carhart (1997) tarafından önerilen momentum faktörü (UMD) de modele dâhil edilmiş ve yatırımcı duyarlılığının etkilerini incelemek üzere Fama ve French altı faktör modeli (2018) kullanılmıştır. Böylelikle mevcut literatüre kıyasla daha kapsamlı ve bütüncül bir bakış açısı sağlanmıştır.

Çalışmanın bağımlı değişkeninin oluşturulması amacıyla XU100 endeksinde işlem gören şirketler piyasa değerine göre %50 küçük ve %50 büyük şeklinde iki gruba ve DD/PD oranına göre %30 düşük, %40 orta ve %30 yüksek olmak üzere üç gruba ayrılmış ve bu sınıflamalar yıllık olarak güncellenmiştir. Portföy oluşturma sürecinde bilanço yapılarındaki farklılıklar nedeniyle BIST100 endeksinde yer alan finansal şirketler (aracı kurumlar, bankalar, finansal kiralama ve faktöring şirketleri, holding ve yatırım şirketleri ile sigorta şirketleri) çalışma kapsamı dışında bırakılmıştır. Her yıl BIST100 endeksinde yıl boyunca kesintisiz olarak yer alan ve portföylere dahil edilen şirket sayıları sırasıyla 2020 için 61, 2021 için 50, 2022 için 53, 2023 için 55 ve 2024 için 57 olarak gerçekleşmiştir. Portföylerin günlük getirileri, portföylerin aşırı getirilerinin (RPRF) belirlenebilmesi amacıyla O/N repo getirileri ile düzeltilerek hesaplanmıştır. Bağımlı değişkeni oluşturan RPRF değişkeninin alt bileşenleri şu şekildedir: küçük piyasa değerli hisselerden oluşan portföylere ilişkin RPRF1, büyük piyasa değerli hisselerden oluşan portföylere ilişkin RPRF2, düşük DD/PD oranlı hisselerden oluşan portföylere ilişkin RPRF3, orta DD/PD oranlı hisselerden oluşan portföylere ilişkin RPRF4 ve yüksek DD/PD oranlı hisselerden oluşan portföylere ilişkin RPRF5. Literatürde yer alan temel portföy oluşturma yöntemlerinden biri Fama-French'e dayalı olarak iki piyasa değeri (büyük-küçük) ve üç DD/PD grubu (düşük-orta-yüksek) kesişiminden altı portföy oluşturulmasıdır. Söz konusu kesişimin gerekçesi, büyüklük ve değer faktörlerinin ortak risk faktörlerini temsil etmesidir (Fama ve French, 1993: 8). Bu çalışmada ise kesişim tabanlı portföy oluşturma yöntemi yerine ayrı portföyler oluşturulmuş ve analiz edilmiştir. Böylece yatırımcı duyarlılığının analiz edilebilmesi amacıyla yatırımcıların piyasa değeri temelli duyarlılığı ile DD/PD temelli duyarlılığının bağımsız etkilerinin ölçülmesi amaçlanmıştır. Bu yöntem, piyasa koşullarına bağlı olarak tek bir risk faktörüne

(piyasa değeri veya DD/PD) verilen tepkilerin ve değişimlerin ayrı ayrı incelenmesine imkân tanımaktadır.

## 5. METODOLOJİ

Bu çalışmada yatırımcı duyarlılığının, Fama-French faktörlerinin ötesinde portföylerin aşırı getirilerini tahmin etmek için heterojen panel veri analiz yöntemleri kullanılmıştır. İlgili yöntemler tercih edilmeden önce, değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri ve Pearson korelasyon matrisi incelenmiştir. Ardından, değişkenlerin yatay kesit bağımlılığı test edilerek birim kök analizleri uygulanmış ve serilerin durağanlıkları incelenmiştir. Ek olarak, değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı problemi olup olmadığı test edilmiştir. Son olarak, regresyon modelinin tahmincisine karar verilebilmesi için modelin heterojenliği ve yatay kesit bağımlılığı test edilerek uygun yöntem seçilmiştir. Zellner'in (1962) Seemingly Unrelated Regressions (SUR) tahmincisi ile Pesaran ve Smith'in (1995) Mean Group (MG) yaklaşımı tercih edilmiştir. Bu bölümde bahsedilen aşamalara detaylı olarak yer verilmektedir. Analiz edilecek panel veri modelinin genel denklemi,

$$RPRF_{pt} = \alpha_p + \beta_{1p}SENT_{mt} + \beta_{2p}RMRF_{mt} + \beta_{3p}SMB_{mt} + \beta_{4p}HML_{mt} + \beta_{5p}RMW_{mt} + \beta_{6p}CMA_{mt} + \beta_{7p}UMD_{mt} + \varepsilon_{pt}$$

şeklinde. Burada  $RPRF_{pt}$ , p portföyünün t günündeki riskten arındırılmış getirisini ifade etmektedir. Modelde t, toplamda 1251 günlük gözlem periyodunu kapsamaktadır.  $\alpha_p$ , her portföye özgü sabit terimi ifade etmektedir. Modelde yer alan tüm bağımsız değişkenlerin alt indisinde kullanılan m, değişkenlerin BIST100 endeksine dayalı olarak hesaplandığını göstermektedir.  $\beta_{1p}SENT_{mt}$  ifadesi t günündeki BIST100 endeksine ait yatırımcı duyarlılığının p portföyü üzerindeki etkisini ifade etmektedir. Benzer şekilde, modelde piyasaya ilişkin Fama-French risk faktörlerin portföy üzerindeki etkisini yansıtan değişkenler yer almaktadır. Bunlar sırasıyla; risk primi faktörü ( $RMRF_{mt}$ ), büyüklük faktörü ( $SMB_{mt}$ ), değer faktörü ( $HML_{mt}$ ) kârlılık faktörü ( $RMW_{mt}$ ), yatırım faktörü ( $CMA_{mt}$ ) ve momentum faktörü ( $UMD_{mt}$ ) şeklindedir. Son olarak  $\varepsilon_{pt}$  terimi, modelin panel veri yapısını dikkate alan hata terimini ifade etmektedir.

**Tablo 4**

*Tanımlayıcı Test İstatistikleri*

Değişken	Gözlem	Ortalama	Standart Sapma	Min.	Maks.
RPRF	6255	0,0533921	1,918267	-10,14167	9,753611
SENT	6255	-1,10e-09	1,630623	-4,814234	3,518849
RMRF	6255	0,012351	1,81865	-10,0003	9,649700
SMB	6255	-1,750293	14,12117	-56,8891	59,01169
HML	6255	-1,449406	16,04701	-80,71157	55,79603
RMW	6255	0,914970	14,02308	-58,24261	67,93635
CMA	6255	-0,267362	12,03065	-46,83739	40,65124
UMD	6255	5,320935	15,31415	-74,45191	93,43399

Tablo 4'te sunulan tanımlayıcı test istatistikleri incelendiğinde tüm değişkenler için eşit gözlem sayısının 6255 (N: 5, T:1251) olduğunu (panel veri setinin dengeli olduğunu) göstermektedir. Ortalama değerler incelendiğinde, RPRF, RMRF, RMW ve UMD değişkenlerinin genel olarak pozitif eğilim gösterdiği; SENT, SMB, HML ve CMA değişkenlerinin ise genel olarak negatif eğilim gösterdiği görülmektedir. Standart sapma ise veri setindeki değerlerin ortalamadan ne kadar saptığı

hakkında bilgi vermektedir. Değişkenler arasında en yüksek standart sapma sırasıyla HML, UMD, SMB, RMW değişkenlerinde izlenirken en düşük standart sapma SENT değişkeninde izlenmiştir.

**Tablo 5**

*Değişkenlere İlişkin Pearson Korelasyon Matrisi*

Değişken	RPRF	SENT	RMRF	SMB	HML	RMW	CMA	UMD
RPRF	1,0000							
SENT	0,0220 (0,0813)	1,0000						
RMRF	0,9060 (0,0001)	-0,0000 (1,0000)	1,0000					
SMB	0,1129 (0,0001)	0,0461 (0,0003)	-0,1023 (0,0001)	1,0000				
HML	0,0026 (0,8386)	-0,0156 (0,2186)	0,2041 (0,0000)	-0,2095 (0,0000)	1,0000			
RMW	-0,0331 (0,0087)	-0,0177 (0,1611)	-0,1671 (0,0001)	-0,0264 (0,0370)	-0,6403 (0,0001)	1,0000		
CMA	-0,0012 (0,9218)	-0,0154 (0,2247)	0,0351 (0,0055)	0,0788 (0,0001)	0,3427 (0,0000)	-0,2807 (0,0000)	1,0000	
UMD	0,1330 (0,0001)	-0,0141 (0,2661)	0,1456 (0,0001)	-0,2302 (0,0001)	-0,1935 (0,0001)	0,2764 (0,0001)	-0,1192 (0,0001)	1,0000

Pearson korelasyon matrisini gösteren Tablo 5 incelendiğinde, bağımlı değişken olan RPRF ile bazı bağımsız değişkenler arasında anlamlı ilişkiler olduğu görülmektedir. RPRF ile RMRF, SMB ve UMD değişkenleri arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı korelasyon mevcuttur. Özellikle RMRF ile olan ilişki oldukça güçlüdür. Buna karşılık, RMW değişkeniyle RPRF arasında zayıf ama anlamlı bir negatif korelasyon söz konusudur. RPRF ile SENT, HML ve CMA değişkenleri arasındaki korelasyon istatistiksel olarak anlamlı değildir. SENT değişkenine ilişkin korelasyon incelendiğinde, yalnızca SMB değişkeniyle pozitif ve anlamlı bir ilişki içinde bulunduğu görülmüştür.

Panel veri modellerinde, model tahminine geçmeden önce serilerin durağanlık özelliklerinin incelenmesi gerekmektedir. Durağanlığın sınanması için birim köklerinin incelenmesi gerekmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2024: 4). Panel birim kök testleri, literatürde iki kuşak altında sınıflandırılmaktadır. Birinci kuşak birim kök testleri, birimler arası yatay kesit bağımlılığının bulunmadığını varsayarken ikinci kuşak testler birimler arası yatay kesit bağımlılığına izin vermektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2024: 23). Hangi kuşak birim kök testinin uygulanacağına karar verebilmek amacıyla,  $N < T$  iken uygun görülen Breusch ve Pagan (1980) LM testi ile değişkenlerin yatay kesit bağımlılıkları incelenmiştir. Test sonuçlarında göre; tüm değişkenler istatistiksel olarak anlamlı ve güçlü yatay kesit bağımlılığa sahip olduğu ( $p < 0,000$ ) görülmüştür. Bu doğrultuda ikinci kuşak birim kök testlerinin kullanılması gerekmektedir. Bu kapsamda, Bai ve Ng (2004, 2010) tarafından geliştirilen ve birimler arası yatay kesit bağımlılığını dikkate alan PANIC testi tercih edilmiştir. PANIC testi durağan olmama durumunun ortak bir etkenden mi yoksa değişkene özgü (idiyosenkratik) bir etkenden mi ileri geldiğini belirleyebilmektedir (Bai ve Ng, 2004: 1128).

**Tablo 6**

*PANIC Testi Sonuçları*

Test Bileşeni	RPRF	SENT	RMRF	SMB	HML	RMW	CMA	UMD
Ortak faktörler (Sabit)	-13,7979 (0,0001)	-6,86438 (0,00001)	-14,1288 (0,00001)	-14,1594 (0,00001)	-22,1316 (0,00001)	-31,3499 (0,00001)	-21,2526 (0,00001)	-31,2753 (0,00001)
Ortak faktörler (Sabit+Trend)	-13,9575 (0,00001)	-6,96829 (0,00001)	-14,1698 (0,00001)	-14,3279 (0,00001)	-22,2719 (0,00001)	-31,3498 (0,00001)	-15,0721 (0,00001)	-31,3458 (0,00001)

İdiyosenkratik (Sabit)	+/- Inf (0,0001)	6,51293 (0,00001)	-1,91488 (0,05551)	-0,83293 (0,40494)	-1,99541 (0,04600)	-0,82967 (0,40672)	4,33692 (0,00001)	-1,62297 (0,10460)
İdiyosenkratik (Sabit+Trend)	+/- Inf (0,00001)	-2,23584 (0,02536)	4,63450 (0,00001)	+/- Inf (0,00001)	-1,87174 (0,06124)	-2,22109 (0,02634)	-2,21284 (0,02684)	-2,23584 (0,02536)

Değişkenlere ilişkin birim kök testleri sabit ve sabit+trend modeller olarak incelenmiştir. Sabit+trend modellerde tüm değişkenler için gecikme sayısı 4 olarak belirlenmiştir. Buna karşılık, sabit modellerde bazı değişkenler farklılık göstermektedir. HML için gecikme sayısı 1, RMW ve UMD için ise 0 olarak belirlenmiştir. Gecikme kriteri olarak AIC (Akaike Information Criterion) seçilmiştir. Serilerin ortak faktöre dayalı birim kök testi sonuçları incelendiğinde tüm değişkenlerin hem sabit hem de sabit-trend için %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmüştür. İdiyosenkratik unsur birim kök testi sonuçları incelendiğinde ise sabit ve sabit+trend modeller için durağanlık değişmektedir. Sabit modelde SMB, RMW ve UMD değişkenleri durağan değilken sabit+trend modelde RMW değişkeni %5, SMB ve UMD değişkenlerinin %1 anlamlılık düzeyinde durağanlığı sağlamaktadır. HML değişkeni ise sabitte %5, sabit ve trendde %10 anlamlılık düzeyinde durağandır. Diğer değişkenlerin idiyosenkratik unsur birim kök testi sonuçlarının sabit ve sabit-trend için %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. Birim kök testi sonuçları değişkenlerin genel yapısının durağan olduğunu göstermektedir.

Regresyon modellerine karar verilmeden önce bağımsız değişkenler arasında çoklu doğrusal bağlantı probleminin olup olmadığının incelenmiş ve varyans büyütme faktörü (VIF) sonuçları Tablo 7'de sunulmuştur.

**Tablo 7**

*Çoklu Doğrusal Bağlantı*

Değişken	VIF	1/VIF	Değişken	VIF	1/VIF
HML	2,04	0,491221	CMA	1,17	0,855341
RMW	1,84	0,543365	RMRF	1,09	0,913686
UMD	1,20	0,832567	SENT	1,00	0,996692
SMB	1,20	0,836199	Ortalama	1,36	-

Değişkenlere ilişkin VIF değerleri 1,00-2,04 aralığında ve ortama VIF değeri 1,36 olarak elde edilmiştir. VIF değerinin 10'dan büyük olması yüksek düzeyde çoklu doğrusal bağlantı problemi olduğu anlamına gelmektedir (Gujarati, 2003: 362). Sonuçta, çoklu doğrusal bağlantı probleminin olmadığı görülmüştür. Bu aşamada panel veri modeli tahminine geçilebilmektedir.

Panel veri analizinde uygun tahmin modellerinin belirlenmesi için parametrelerin homojen mi yoksa heterojen mi olduğunun incelenmesi gerekmektedir. Heterojenliği sınamak için yaygın olarak Swamy (1970) S testi ve Pesaran ve Yamagata (2008)  $\Delta$  (delta) ve  $\tilde{\Delta}$  (delta adj.) testleri kullanılmaktadır. Özellikle  $N < T$  koşulunun sağlandığı durumlar için ise Swamy (1970) S testi önerilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2024:177).

**Tablo 8**

*Modelin Homojenlik Testi Sonuçları*

Test	Test istatistiği	p-değeri
Pesaran and Yamagata	$\Delta$	151,519
	$\tilde{\Delta}_{adj}$	152,067
Swamy S	Chi <sup>2</sup>	1785,73

Tablo 8 incelendiğinde hem S testi hem de  $\Delta$  ve  $\tilde{\Delta}_{adj}$  testlerine ait sonuçlara göre temel hipotez reddedilmiştir. Parametrelerin heterojen olduğu sonucuna varılmıştır. Bu durumda, panel veri tahmininde homojen modeller yerine heterojen panel veri modelleri arasından seçim yapılması gerekmektedir. Heterojen panel modelleri ise birimler arasında yatay kesit bağımlılığının olup olmamasına göre iki gruba ayrılmaktadır (Yerdelen Tatoğlu, 2023: 113). Yatay kesit bağımlılığının sınanması için Breusch ve Pagan (1980) LM testi kullanılmıştır. Özellikle  $N < T$  koşulunun sağlandığı durumlar için LM testi uygun görülmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2024: 255).

**Tablo 9**

*Modelin Yatay Kesit Bağımlılığı*

Test	Test istatistiği	p-değeri
LM	2232	0,0001
LM <sub>adj</sub>	1,0e+04	0,0001
LM <sub>cd</sub>	42,71	0,0001

Tablo 9’da gösterildiği üzere, LM, LM<sub>adj</sub> ve LM<sub>cd</sub> testleri kesitsel bağımsızlık sıfır hipotezini tutarlı bir biçimde reddetmektedir ( $p < 0,001$ ). Bu durumda, heterojen panel veri modellerinde birimler arası korelasyonu dikkate alan tahmincilerin kullanılması gerekmektedir. Bu kapsamda, Zellner’in (1962) SUR (Seemingly Unrelated Regressions) tipi tahmincisi, genişletilmiş ortalama grup yaklaşımına dayanan Eberhardt ve Teal’in (2010) AMG (Augmented Mean Group) tahmincisi, ortak korelasyonlu etkileri dikkate alan Pesaran’ın (2006) CCE (Common Correlated Effects) ve CCRMG (Common Correlated Effects Mean Group) tahmincileri tercih edilebilmektedir. Zaman boyutunun uzun, birim boyutunun ise sınırlı ( $N \leq 10$ ) olduğu panel veri yapıları için SUR modeli uygun görülmektedir. SUR regresyon tahmininde her bir alt birim için ayrı regresyon sonuçları elde edilebilmektedir. Regresyon tahmininin tüm panel için elde edilebilmesi adına Pesaran ve Smith (1995) MG (Mean Group) yaklaşımı ile birleştirilebilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2023: 88, 91). Bu çalışmada panel veri yapısına uygun olan SUR tahmincisi ile MG yaklaşımının birleştirilerek modelin tahmin edilmesi tercih edilmiştir.

## 6. BULGULAR

Bu bölümde öncelikle kurulan modelin tüm portföyler için regresyon diagnostikleri değerlendirilmiştir. Bu kapsamda  $R^2$  değerleri bağımsız değişkenlerin portföylerin aşırı getirilerini açıklama gücünü,  $\chi^2$  test istatistiklerine karşılık gelen p-değerleri ise modelin istatistiksel olarak anlamlılığını göstermektedir. İlgili bulgular Tablo 10’da sunulmuştur.

**Tablo 10**

*Portföy Modellerinin Açıklayıcılık Düzeyleri*

Portföyler	RMSE	R <sup>2</sup>	Chi <sup>2</sup>	p > Chi <sup>2</sup>
RPRF1	0,5731781	0,9179	13990,54	0,0001
RPRF2	0,4413055	0,9403	19698,67	0,0001
RPRF3	0,5981722	0,9039	11772,59	0,0001
RPRF4	0,6003729	0,8999	11250,16	0,0001
RPRF5	0,6275594	0,8964	10822,36	0,0001

Portföy modellerinin açıklayıcılık düzeyleri incelendiğinde, en yüksek açıklama gücüne büyük piyasa değerli portföy modelinin (RPRF2,  $R^2 = 0,9403$ ) sahip olduğu görülmektedir. Bu durum, küçük piyasa değerine sahip portföy ((RPRF1) modelinin daha yüksek açıklama gücü olduğu hipotez ( $H_1$ ) kabul edilememiştir. Diğer taraftan DD/PD oranına göre oluşturulan portföylerde modelin açıklayıcılık düzeyleri incelenmiştir. En yüksek açıklayıcılığa sırasıyla; düşük DD/PD oranına göre oluşturulan portföy (RPRF3,  $R^2 = 0,9039$ ), orta düzeyde DD/PD oranına göre oluşturulan portföy (RPRF4,  $R^2 = 0,8999$ ) ve yüksek DD/PD oranına göre oluşturulan portföy (RPRF5,  $R^2 = 0,8964$ ) modelinin ulaştığı görülmüştür. Bu bulgular  $H_2$  ve  $H_3$  hipotezlerini desteklemektedir. Ayrıca kurulan modelin tüm portföyler için anlamlılıkları istatistiksel olarak %1 düzeyindedir. Bulgular genel olarak değerlendirildiğinde Fama-French risk faktörleri modeline yatırımcı duyarlılığı endeksinin dahil edilmesiyle kurulan modelin, piyasa değeri ve DD/PD oranına göre farklılaşan portföylerin aşırı getirilerini yüksek düzeyde açıklayabildiğini göstermektedir. Ancak bu bulgular bireysel regresyon modellerinin sadece genel anlamlılığını sunmakta, yatırımcı duyarlılığı endeksinin dahil edilmesinin etkisi ve anlamlılığı hakkında bilgi vermemektedir. Yatırımcı duyarlılığının farklılaşan portföy bazında etki ve anlamlılıklarının incelenmesi için Görünürde İlişkisiz Regresyon tahmini gerçekleştirilmiş, bulgular Tablo 11'de sunulmuştur.

**Tablo 11***Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR) Tahminleri*

		RPRF1	RPRF2	RPRF3	RPRF4	RPRF5
<b>SENT</b>	Beta	0,0189085	0,0095346	0,0370705	0,0010599	0,0082778
	Standart Hata	0,0099555	0,0076650	0,0103896	0,0104278	0,0109000
	z	1.90	1.24	3.57	0.10	0.76
	p >  z	(0,058)	(0,214)	(0,000)	(0,919)	(0,448)
<b>RMRF</b>	Beta	1,035516	0,9859574	1,008281	0,9992003	1,030009
	Standart Hata	0,0093228	0,0071779	0,0097294	0,0097652	0,0102074
	z	111.07	137.36	103.63	102.32	100.91
	p >  z	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
<b>SMB</b>	Beta	0,0478953	0,0024858	0,0217537	0,0302877	0,0238286
	Standart Hata	0,0012551	0,0009663	0,0013098	0,0013146	0,0013742
	z	38.16	2.57	16.61	23.04	17.34
	p >  z	(0,000)	(0,010)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
<b>HML</b>	Beta	-0,0176796	-0,0106608	-0,0386957	-0,0079021	0,0033013
	Standart Hata	0,0014410	0,0011095	0,0015038	0,0015094	0,0015777
	z	-12.27	-9.61	-25.73	-5.24	2.09
	p >  z	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,036)
<b>RMW</b>	Beta	0,0081326	0,0079093	-0,0021842	0,0126729	0,0133007
	Standart Hata	0,0015679	0,0012071	0,0016362	0,0016422	0,0017166
	z	5.19	6.55	-1.33	7.72	7.75
	p >  z	(0,000)	(0,000)	(0,182)	(0,000)	(0,000)
<b>CMA</b>	Beta	0,0017749	0,0008878	-0,0031525	0,0040129	0,0027039
	Standart Hata	0,0014566	0,0011215	0,0015201	0,0015257	0,0015948
	z	1.22	0.79	-2.07	2.63	1.70
	p >  z	(0,223)	(0,429)	(0,038)	(0,009)	(0,090)
<b>UMD</b>	Beta	0,0010832	-0,0013844	0,0012936	0,0025602	-0,0048194
	Standart Hata	0,0011598	0,0008930	0,0012104	0,0012149	0,0012699
	z	0.93	-1.55	1.07	2.11	-3.80
	p >  z	(0,350)	(0,121)	(0,285)	(0,035)	(0,000)
<b>Sabit</b>	Beta	0,0595453	0,0579588	0,0509310	0,0610699	0,0640789
	Standart Hata	0,0172439	0,0132765	0,0179958	0,0180620	0,0188799
	z	3.45	4.37	2.83	3.38	3.39
	p >  z	(0,001)	(0,000)	(0,005)	(0,001)	(0,001)

Tablo 11’de piyasa değeri ve DD/PD oranına göre ayrıştırılan portföylerde Fama-French risk faktörleri ötesinde yatırımcı duyarlılığı endeksi etkisi ve anlamlılıkları 4 nolu hipotez altında incelenmiştir. Genel hipotez olan  $H_4$  için yatırımcı duyarlılığı endeksinin portföylerin getirileri üzerindeki anlamlı etkisi olduğu varsayımı bazı portföyler (RPRF1 ve RPRF3) için desteklenmektedir. Bireysel regresyon sonuçları incelendiğinde ise, küçük piyasa değerine sahip portföylerde yatırımcı duyarlılığının (RPRF1,  $\beta = 0,018905$ ,  $p = 0,058$ ) pozitif yönlü ve %10 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Bu durum  $H_{4a}$  hipotezini desteklemektedir. Diğer taraftan büyük piyasa değerine sahip portföylerde ise yatırımcı duyarlılığının (RPRF2,  $\beta = 0,0095346$ ,  $p = 0,214$ ) pozitif etkisinin anlamlı olmadığı görülmüş ve  $H_{4b}$  hipotezi reddedilmiştir. Dolayısıyla yatırımcı duyarlılığı yalnızca küçük piyasa değerine sahip portföylerin aşırı getirileri üzerinde sınırlı etkiye sahipken büyük piyasa değerine sahip portföylerin aşırı getirileri üzerinde anlamlı bir etki izlenmemiştir.

Bireysel regresyon sonuçları, DD/PD oranına göre ayrıştırılan portföyler için incelendiğinde; düşük DD/PD oranına sahip portföyde yatırımcı duyarlılığının (RPRF3,  $\beta = 0,0370705$ ,  $p = 0,000$ ) aşırı getirileri açıklamada pozitif ve istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı etkisi olduğu görülmektedir. Bu bulgu ile  $H_{4c}$  hipotezini desteklemektedir. Buna karşılık  $H_{4d}$  hipotezinin test edildiği ve DD/PD oranı orta düzeyde olan paylardan oluşan portföyde yatırımcı duyarlılığının (RPRF4,  $\beta = 0,0010599$ ,  $p = 0,919$ ) ve  $H_{4e}$  hipotezinin test edildiği DD/PD oranı yüksek paylardan oluşan portföyde yatırımcı duyarlılığının (RPRF5,  $\beta = 0,0082778$ ,  $p = 0,448$ ) aşırı getiriler üzerinde anlamlı bir etkisinin bulunmadığı görülmüştür. Bu durumda  $H_{4d}$  ve  $H_{4e}$  hipotezlerini reddedilmesine yol açmaktadır.

Bu çalışmada yatırımcı duyarlılığının, panel bazında portföy getirileri (RPRM) üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olup olmadığı da incelenmiştir. Bunun için birimlere göre elde edilen SUR modeli tahmin sonuçları Pesaran ve Smith’in (1995) Ortalama Grup (MG) yaklaşımıyla birleştirilerek tahmin edilmiştir.

**Tablo 12**

*Panel Bazında SUR Tahmini (MG Yaklaşımı ile Birleştirilmiş)*

Bağımlı Değişken: RPRF				
Toplam Gözlem: 6255				
Bağımsız Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	p-değeri
SENT	0,01497026	0,00621194	2,4099169	0,07356141
RMRF	1,0117928	0,00930855	108,69504	4,296e-08
SMB	0,02525023	0,00731657	3,4511029	0,02602823
HML	-0,01432738	0,00696618	-2,0567038	0,10885882
RMW	0,00796626	0,00277194	2,8738975	0,04529045
CMA	0,0012454	0,00121524	1,0248182	0,36337767
UMD	-0,00025335	0,00130813	-0,1936758	0,85586721
Sabit	0,05871678	0,00219281	26,776936	0,00001156

Tablo 12’de sunulan tüm panele ait regresyon tahmin sonuçlarına göre, piyasa risk primi faktörü (RMRF,  $\beta = 1,0118$ ,  $p = 0,00001$ ), portföylerin aşırı getirileri üzerinde pozitif yönlü, istatistiksel olarak anlamlı ve belirleyici bir etkiye sahiptir. Büyüklük faktörünün ise (SMB,  $\beta = 0,025$ ,  $p = 0,0260$ ) %5 düzeyinde anlamlı bulunması, aşırı getirileri pozitif etkileyebileceğini göstermektedir. Benzer şekilde, kârlılık faktörünün (RMW,  $\beta = 0,0079$ ,  $p = 0,0452$ ) de pozitif ve %5 düzeyinde anlamlı etkisi, daha kârlı firmaların getirilerinin görece daha yüksek olabileceğine işaret etmektedir. Ancak Fama-French risk faktörlerinden değer faktörü olan HML, yatırım yoğunluğunu temsil eden CMA ve momentum faktörü UMD anlamlı etkisi bulunamamıştır. Modelin odak değişkeni olan yatırımcı

duyarlılığı endeksinin pozitif etkisinin %10 düzeyinde anlamlı (SENT,  $\beta = 0,0149$ ,  $p = 0,0735$ ) olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Yatırımcı duyarlılığının Fama-French altı faktörlü modelin ötesinde portföylerin aşırı getirilerini açıklamaya katkı sağlayabileceğine işaret etmektedir.

## 7. SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada, Türkiye sermaye piyasalarında işlem gören finansal varlıkların aşırı getirileri üzerinde yatırımcı duyarlılığının etkisi, Fama ve French'in (2018) altı faktör modelinde yer alan RMRF, SMB, HML, RMW, CMA ve UMD risk faktörlerinin ötesinde incelenmiştir.

Literatürde yatırımcı duyarlılığını ölçmek için yaygın olarak kabul gören ölçütler bulunmakla birlikte, yatırımcı duyarlılığını hesaplamak için tek bir standart bulunmamaktadır. Bu çalışmanın yatırımcı duyarlılığı endeksi oluşturma sürecinde, önceki çalışmaları takiben psikolojik çizgi endeksi, göreceli güç endeksi, düzeltilmiş devir oranı, işlem hacmi vekilleri kullanılmaktadır (Yang ve Zhou, 2015; Ryu vd., 2017; Nasiri vd., 2021; Persakis ve Iatridis, 2023; Bouteska vd., 2024). Bu vekillere ilave olarak duyarlılık endeksi hesaplamasına Kim ve Ha (2010), Chen vd. (2010) ve Sadaqat ve Butt'ın (2016) çalışmalarını takiben para akışı endeksi vekili dahil edilmiştir. Böylece, oluşturulan duyarlılık endeksi, literatürde sıklıkla kullanılan dört vekile para akışı endeks vekilinin eklenmesiyle geliştirilmiştir. Duyarlılığı endeksinin elde edilme metodolojisi için Baker ve Wurgler (2006) takip edilmiştir.

Çalışmada kullanılan finansal varlıklar, BIST100 endeksinde işlem gören paylardan oluşmaktadır. Bu paylar, piyasa değerine göre iki gruba (küçük ve büyük), defter değeri/piyasa değeri (DD/PD) oranına göre ise üç gruba (düşük, orta ve yüksek) ayrılarak yıllık portföyler oluşturulmuştur. Böylece yatırımcı duyarlılığının günlük aşırı getiriler üzerindeki etkisi, her yıl için güncellenen portföyler için analiz edilmiştir. Analizler, her portföy için ayrı regresyon tahmini sunan Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR) tahmincisi kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Ayrıca tüm portföyler için panel bazında analizler gerçekleştirilmiştir.

Çalışmanın ilk bulguları, her bir portföyün aşırı getirisini açıklamak için yatırımcı duyarlılığının eklendiği Fama-French modellerinin açıklama gücüne ilişkindir. Elde edilen bulgularda, bütün portföyler için oluşturulan regresyon modellerinin yüksek  $R^2$  değerlerine sahip olduğu görülmüştür. Piyasa değerine göre sınıflandırılan portföy modelleri karşılaştırıldığında, büyük piyasa değerli portföy modelinin küçük piyasa değerli portföy modelinden daha yüksek  $R^2$  değerine sahip olduğu görülmüştür. DD/PD oranına göre sınıflandırılan portföy modelleri karşılaştırıldığında ise düşük DD/PD oranına sahip portföy modelinin orta ve yüksek DD/PD oranına sahip portföy modellerinden daha yüksek  $R^2$  değerine sahip olduğu görülmüştür. Yatırımcı duyarlılığını içeren Fama-French modeli portföy sınıflandırmaları kapsamında değerlendirildiğinde, büyük piyasa değeri ve düşük DD/PD oranına sahip portföy modelleri için daha yüksek açıklayıcı güce sahip olduğu gözlemlenmiştir. Bu bulgular doğrultusunda  $H_1$  reddedilirken,  $H_2$  ve  $H_3$  kabul edilmiştir. Elde edilen sonuçlar, Dhaoui ve Bensalah'in (2016) Fama ve French (2015) modeline momentum ve yatırımcı duyarlılığı eklenen modellerde portföylerin yüksek  $R^2$  değerine sahip olduğu ve açıklayıcılık düzeylerinin portföyler sınıfları arasında farklılaştığı sonuçları ile benzerlik göstermektedir. Ancak bu bulgular yatırımcı duyarlılığının farklılaşan portföy bazında etki ve anlamlılığı hakkında bilgi vermemektedir.

Çalışmanın diğer bulguları, piyasa değeri ve DD/PD oranına göre oluşturulan portföylerin aşırı getirilerinin, yatırımcı duyarlılığı endeksi eklenmiş Fama-French modelinde yatırımcı duyarlılığı etki ve anlamlılığının tahmin edilmesine ilişkindir. Bulgular, yatırımcı duyarlılığının küçük piyasa değeri

portföyü üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğunu, ancak büyük piyasa değeri portföyü üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olmadığını göstermektedir. Ayrıca yatırımcı duyarlılığı düşük DD/PD'li portföy için pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etkiye sahipken, orta ve yüksek DD/PD'li portföyler için anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır. Bu bulgular  $H_4$  hipotezi kapsamında  $H_{4a}$  ve  $H_{4c}$  hipotezlerini desteklerken,  $H_{4b}$ ,  $H_{4d}$  ve  $H_{4e}$  hipotezleri reddedilmiştir. Özetle yatırımcı duyarlılığı, küçük piyasa değerine ve düşük DD/PD oranına sahip portföyler için anlamlı etkiye sahiptir. Bu bulgular Kim ve Ha (2010) ile Bouteska vd. (2024) tarafından yapılan çalışmalarla tutarlıdır. Ayrıca, Kumar ve Lee (2006) ile Yang vd. (2017) çalışmalarına ait, yatırımcı duyarlılığının küçük piyasa değerine sahip portföyler için etkili olduğunu bulguları ile benzerlik gösterirken, yatırımcı duyarlılığının yüksek DD/PD oranlarına sahip portföyler için etkili olduğu yönündeki bulgularından farklılık göstermektedir. Özetle, finansal varlıkların özellikleri gözetildiğinde farklı finansal piyasalar için yatırımcı duyarlılığın etkilerinin farklılaştığı görülmektedir.

Çalışmanın bir diğer bulgusu ise panel bazında yatırımcı duyarlılığının etkilerinin incelenmesine ilişkindir. Tüm portföy sonuçları birlikte değerlendirildiğinde, yatırımcı duyarlılığı endeksinin pozitif etkisinin %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulunmuştur. Bu bulgu, finansal varlıkların getirilerini inceleyen çalışmalarda yatırımcı duyarlılığının önemini göstermektedir.

Bu çalışmanın temel sınırları, yatırımcı duyarlılığının piyasa temelli duyarlılık vekilleri ile ölçülmüş olması, BIST100 endeksi kapsamında analiz edilmesi ve günlük etkilerinin incelenmesidir. Gelecekteki çalışmalarda, bu çalışmada kullanılan duyarlılık endeksinin, farklı sektörlerdeki firma özellikleri üzerindeki etkileri incelenebilir. Ayrıca, duyarlılık endeksi daha da geliştirilerek açıklayıcı gücü karşılaştırılabilir.

#### **Beyan ve Açıklama / Disclosure Statement**

Yazarlar tarafından herhangi bir çıkar çatışması beyan edilmemiştir.

No conflict of interest was declared by the authors.

#### **Finansal Destek / Funding**

#### **Araştırmacıların Katkı Oranı Beyanı / Author Contribution Statement**

Çalışmanın tüm aşamaları yazarlar tarafından ortak yürütülmüştür.

All stages of the study were conducted by the author.

#### **Etik Kurul İzni / Ethics Board Approval**

Bu çalışma etik kurul izni gerektirmemektedir.

This study does not require ethics board approval.

## KAYNAKÇA

- Bai, J., & Ng, S. (2004). A PANIC attack on unit roots and cointegration. *Econometrica*, 72(4), 1127-1177. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2004.00528.x>
- Bai, J., & Ng, S. (2010). Panel unit root tests with cross-section dependence: a further investigation. *Econometric Theory*, 26(4), 1088-1114.
- Baker, M., & Stein, J. C. (2004). Market liquidity as a sentiment indicator. *Journal of financial Markets*, 7(3), 271-299. <https://doi.org/10.1016/j.finmar.2003.11.005>
- Baker, M., & Wurgler, J. (2006). Investor sentiment and the cross-section of stock returns. *The journal of Finance*, 61(4), 1645-1680. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00885.x>
- Barberis, N., Shleifer, A., & Vishny, R. (1998). A model of investor sentiment. *Journal of financial economics*, 49(3), 307-343. [https://doi.org/10.1016/S0304-405X\(98\)00027-0](https://doi.org/10.1016/S0304-405X(98)00027-0)
- Bartlett, M. S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Psychology*, 3, 77-85. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1950.tb00285.x>
- Black, F. (1972). Capital market equilibrium with restricted borrowing. *The Journal of Business*, 45(3): 444-455.
- Black, F. (1986). Noise. *The Journal of Finance*, 41: 529-543. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1986.tb04513.x>
- Borsa İstanbul A.Ş. (2025). *BIST 100 Index Details (XUI100)*. Erişim 4 Haziran 2025, <https://www.borsaistanbul.com/endeks/xu100>
- Bouteska, A., Sharif, T., & Abedin, M. Z. (2024). Does investor sentiment create value for asset pricing? An empirical investigation of the KOSPI-listed firms. *International Journal of Finance & Economics*, 29(3), 3487-3509. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2836>
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. *The review of economic studies*, 47(1), 239-253. <https://doi.org/10.2307/2297111>
- Brown, G. W., & Cliff, M. T. (2005). Investor sentiment and asset valuation. *The journal of Business*, 78(2), 405-440. <https://doi.org/10.1086/427633>
- Carhart, M. M. (1997). On persistence in mutual fund performance. *The Journal of Finance*, 52(1): 57-82. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1997.tb03808.x>
- Chau, F., Deesomsak, R., & Koutmos, D. (2016). Does investor sentiment really matter?. *International Review of Financial Analysis*, 48, 221-232. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2016.10.003>
- Chen, H., Chong, T. T. L., & Duan, X. (2010). A principal-component approach to measuring investor sentiment. *Quantitative Finance*, 10(4), 339-347. <https://doi.org/10.1080/14697680903193389>
- De Long, J. B., Shleifer, A., Summers, L. H., & Waldmann, R. J. (1990). Noise trader risk in financial markets. *Journal of political Economy*, 98(4), 703-738.
- Dhaoui, A., & Bensalah, N. (2017). Asset valuation impact of investor sentiment: A revised Fama-French five-factor model. *Journal of Asset Management*, 18(1), 16-28. <https://doi.org/10.1057/s41260-016-0027-2>
- Eberhardt, M., & Teal, F. (2010). *Productivity analysis in global manufacturing production* (Economics Series Working Papers No. 515). University of Oxford, Department of Economics.

- Fama, E. F., & French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *the Journal of Finance*, 47(2), 427-465. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1992.tb04398.x>
- Fama, E. F., & French, K. R. (1993). Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of financial economics*, 33(1), 3-56. [https://doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](https://doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5)
- Fama, E. F., & French, K. R. (1996). Multifactor explanations of asset pricing anomalies. *The journal of finance*, 51(1), 55-84. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1996.tb05202.x>
- Fama, E. F., & French, K. R. (2015). A five-factor asset pricing model. *Journal of financial economics*, 116(1), 1-22. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2014.10.010>
- Fama, E. F., & French, K. R. (2018). Choosing factors. *Journal of financial economics*, 128(2), 234-252. <https://doi.org/10.1016/j.jfineco.2018.02.012>
- Finnet *Financial Information News Network Elektronik Yayıncılık Data İletişim San. Tic. Ltd. Şti.* Erişim tarihi: 20 Şubat 2025, <https://www.finnet.com.tr/FinnetStore/Tr/Urun/AeHisseExpert>
- Fisher, K. L., & Statman, M. (2000). Investor sentiment and stock returns. *Financial Analysts Journal*, 56(2), 16-23. <https://doi.org/10.2469/faj.v56.n2.2340>
- Gambarelli, L., & Muzzioli, S. (2025). News sentiment indicators and the cross-section of stock returns in the European stock market. *International Review of Economics & Finance*, 101, 104207. <https://doi.org/10.1016/j.iref.2025.104207>
- Gujarati, D. N. (2003). *Basic econometrics*. 4th ed. New York: McGraw Hill.
- Habibah, U., Bhayo, M. U. R., & Iqbal, M. S. (2021). Investor sentiments and Fama-French five-factor premia. *SAGE Open*, 11(2), 1-12. <https://doi.org/10.1177/21582440211027846>
- Isakin, M., & Pu, X. (2023). Dispersion in news sentiment and corporate bond returns. *International Review of Financial Analysis*, 89, 102761. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102761>
- Kahneman, D., & Tversky, A. (1979). Prospect theory: an analysis of decision under risk. *Econometrica*, 47(2): 263-291. [https://doi.org/10.1142/9789814417358\\_0006](https://doi.org/10.1142/9789814417358_0006)
- Kaiser, H. F. (1970). A second generation little jiffy. *Psychometrika*, 35(4), 401-415. <https://doi.org/10.1007/BF02291817>
- Kaiser, H. F., & Rice, J. (1974). Little jiffy, mark IV. *Educational and psychological measurement*, 34(1), 111-117. <https://doi.org/10.1177/001316447403400115>
- Kıyılar, M., & Akkaya, M. (2020). *Davranışsal Finans*. İstanbul: Literatür Yayınları.
- Kim, K., & Ryu, D. (2021). Does sentiment determine investor trading behaviour?. *Applied Economics Letters*, 28(10), 811-816. <https://doi.org/10.1080/13504851.2020.1782331>
- Kim, K., Ryu, D., & Yang, H. (2021). Information uncertainty, investor sentiment, and analyst reports. *International Review of Financial Analysis*, 77, 1-12. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101835>
- Kim, T., & Ha, A. (2010). Investor sentiment and market anomalies. *23rd Australasian Finance and Banking Conference*. School of Banking & Finance The University of New South Wales Australian School of Business. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1663649>
- Kumar, A., & Lee, C. M. (2006). Retail investor sentiment and return comovements. *The Journal of Finance*, 61(5), 2451-2486. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.01063.x>
- Kuo, Y. S., & Huang, J. T. (2022). Factor-based investing in market cycles: Fama-French five-factor model of market interest rate and market sentiment. *Journal of Risk and Financial Management*, 15(10), 460. <https://doi.org/10.3390/jrfm15100460>

- Lee, C. M., Shleifer, A., & Thaler, R. H. (1991). Investor sentiment and the closed-end fund puzzle. *The journal of finance*, 46(1), 75-109. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1991.tb03746.x>
- Lee, W. Y., Jiang, C. X., & Indro, D. C. (2002). Stock market volatility, excess returns, and the role of investor sentiment. *Journal of banking & Finance*, 26(12), 2277-2299. [https://doi.org/10.1016/S0378-4266\(01\)00202-3](https://doi.org/10.1016/S0378-4266(01)00202-3)
- Lintner, J. (1965). The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The Review of Economics and Statistics*, 47(1), 13–37. <https://doi.org/10.2307/1924119>
- Mampouya, J. O. 2024. The Impact and Role of Investor Sentiment in Emerging Markets. SSRN Scholarly, Paper No. 4828994. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4828994>
- Markowitz, H. (1952). Portfolio selection. *The Journal of Finance*, 7(1), 77–91. <https://doi.org/10.2307/2975974>
- Nasiri, M., Sarraf, F., Nourollahzadeh, N., Hamidian, M., & Noorifard, Y. (2021). Modeling asset pricing using behavioral variables: Fama-Macbeth approach. *Interdisciplinary Journal of Management Studies*, 14(3), 547-564.
- Neal, R., & Wheatley, S. M. (1998). Do measures of investor sentiment predict returns?. *Journal of financial and quantitative analysis*, 33(4), 523-547. <https://doi.org/10.2307/2331130>
- Persakis, A., & Iatridis, G. E. (2023). How economic uncertainty influences the performance of investor perceptions and behavior. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 51, 100541. <https://doi.org/10.1016/j.intaccaudtax.2023.100541>
- Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. *Econometrica*, 74(4), 967-1012. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2006.00692.x>
- Pesaran, M. H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 68(1), 79-113. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01644-f](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01644-f)
- Pesaran, M. H., & Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of econometrics*, 142(1), 50-93. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>
- Phuong, L. (2020). Investor sentiment by psychological line index and stock return. *Accounting*, 6(7), 1259-1264. <https://doi.org/10.5267/j.ac.2020.8.026>
- Putri, S. G., Husni, T., & Rahim, R. (2023). The Impact of Investor Sentiment on Value and Growth Stocks Return. *Business and Investment Review*, 1(4), 74-86 <https://doi.org/10.61292/birev.99>
- Ross, S. A. (1976). The arbitrage theory of capital asset pricing.” *Journal of Economic Theory*, 13(3): 341-360. [https://doi.org/10.1016/0022-0531\(76\)90046-6](https://doi.org/10.1016/0022-0531(76)90046-6)
- Ryu, D., Kim, H., & Yang, H. (2017). Investor sentiment, trading behavior and stock returns. *Applied Economics Letters*, 24(12), 826-830. <https://doi.org/10.1080/13504851.2016.1231890>
- Sadaqat, M., & Butt, H. A. (2016). Modeling sentiment, temporal volatility and excess returns: empirical evidence from segmented stock market. *Journal of Business & Economics*, 8 (2): 202-228. <https://ssrn.com/abstract=2947733>
- Sakariyahu, R., Paterson, A., Chatzivgeri, E., & Lawal, R. (2024). Chasing noise in the stock market: an inquiry into the dynamics of investor sentiment and asset pricing. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 62(1), 135-169. <https://doi.org/10.1007/s11156-023-01214-8>

- Seok, S., Cho, H., & Ryu, D. (2024). Dual effects of investor sentiment and uncertainty in financial markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 95, 300-315. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2024.04.006>
- Sharpe, W. F. (1964). Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, 19(3), 425-442. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1964.tb02865.x>
- Swamy, P. A. (1970). Efficient inference in a random coefficient regression model. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 311-323. <https://doi.org/10.2307/1913012>
- TÜYİD Türkiye Yatırımcı İlişkileri Derneği. (2024). *Stock Market Trends Report* (No. 51, Ocak–Aralık). Erişim tarihi: 4 Mayıs 2025, [https://www.tuyid.org/files/yayinlar/BTR\\_2024\\_4C.pdf](https://www.tuyid.org/files/yayinlar/BTR_2024_4C.pdf)
- Wang, W. (2024). Investor sentiment and stock market returns: A story of night and day. *The European Journal of Finance*, 30(13), 1437-1469. <https://doi.org/10.1080/1351847X.2024.2306942>
- Yang, C., & Zhou, L. (2015). Investor trading behavior, investor sentiment and asset prices. *The North American Journal of Economics and Finance*, 34, 42-62. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2015.08.003>
- Yang, H., Ryu, D., & Ryu, D. (2017). Investor sentiment, asset returns and firm characteristics: Evidence from the Korean stock market. *Investment Analysts Journal*, 46(2), 132-147. <https://doi.org/10.1080/10293523.2016.1277850>
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2023). İleri panel veri analizi: Stata uygulamalı (5. Baskı). İstanbul: Beta Yayıncılık.
- Yerdelen Tatoğlu, F. (2024). Panel zaman serileri analizi (4. Baskı). İstanbul: Beta Yayıncılık.
- Zellner, A. (1962). An efficient method of estimating seemingly unrelated regressions and tests for aggregation bias. *Journal of the American statistical Association*, 57(298), 348-368. <https://doi.org/10.2307/2281644>
- Zhou, L., Lin, W., & Yang, C. (2024). Investor trading behavior and asset prices: Evidence from quantile regression analysis. *International Journal of Finance & Economics*, 29(2), 1722-1744. <https://doi.org/10.1002/ijfe.2754>
- Zhou, Z. Q., Wu, J., Huang, P., & Xiong, X. (2025). Cross-sectional anomalies and conditional asset pricing models based on investor sentiment: evidence from the Chinese stock market. *Financial Innovation*, 11(1), 103. <https://doi.org/10.1186/s40854-025-00774-z>