

# Turizm Şirketlerinde İflas Olasılıkları ile Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişkilerin İncelenmesi\*

Emrah ÖGET\*\*

Ferudun KAYA\*\*\*

## ÖZ

*Bu çalışmada BİST turizm endeksinde işlem gören şirketlerin iflas olasılıklarıyla hisse senedi kapanış fiyatları arasındaki ilişkilerin incelenmesi amaçlanmıştır. Bu amaç kapsamında öncelikle Altman'ın gelişmekte olan imalat dışı şirketlerin iflas olasılıklarını ortaya koymak için geliştirdiği Z skoru modeli ile Borsa İstanbul Turizm Endeksine dâhil olan dokuz şirketin 2012-2021 dönemine ilişkin Z skorları hesaplanmıştır. Daha sonra yıllık Z skorları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiler panel veri analizi ile incelenmiştir. Serilerin eğim katsayısı heterojenliğine sahip olması ve artıklarda yatay kesit bağımlılığının varlığı nedeni ile ikinci nesil birim kök ve eşbütünleşme analizleri kullanılmıştır. Son olarak nedensellik ilişkileri analiz edilmiştir. Sonuç olarak değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilememiştir. Z skorundan hisse senedi fiyatına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.*

**Anahtar Kelimeler:** Altman Z skoru, panel eşbütünleşme, panel nedensellik, turizm sektörü  
**JEL Sınıflandırması:** G11, G33, M21

## Examination of the Relationship Between the Probability of Bankruptcy and Stock Prices in Tourism Companies

### ABSTRACT

*In this study, it is aimed to examine the relationship between the probability of bankruptcy and stock prices of companies traded in the BIST tourism index. For this purpose, the nine companies' bankruptcy probabilities included in the Borsa İstanbul Tourism Index were calculated with the Z-score model developed by Altman to reveal the bankruptcy possibilities of developing non-manufacturing companies, for the period 2012-2021. Then, the relationships between annual Z scores and stock prices were examined by panel data analysis. Second generation unit root and cointegration tests were used due to the heterogeneity of the slope coefficients of the series and the presence of cross-section dependence in the residuals. Finally, causality relationships were analyzed. As a result, no cointegration relationship was detected between the variables. A one-way causality relationship was found from Z score to stock price.*

**Key Words:** Altman Z score, panel cointegration, panel causality, tourism industry  
**JEL Classification:** G11, G33, M21

\* Bu makale 17-18 Kasım 2022 tarihinde Aksaray-Kapadokya'da gerçekleştirilen 8th International Entrepreneurship Social Sciences Congress'te online olarak sunulmuş ve bildiri özet kitapçığında özet bildiri olarak yayımlanmıştır. Çalışma genişletilmiş ve eklemeler yapılarak geliştirilmiştir.

\*\* Öğr. Gör. Dr., Zonguldak Bülent Ecevit Üniversitesi, Devrek Meslek Yüksekokulu, emrahoget@hotmail.com, ORCID Bilgisi: 0000-0002-7659-4357

\*\*\* Prof. Dr., Bolu Abant İzzet Baysal Üniversitesi, Gerede Uygulamalı Bilimler Fakültesi, Finans ve Bankacılık Bölümü, kayaferudun@gmail.com, ORCID Bilgisi: 0000-0002-8930-9711

(Makale Gönderim Tarihi: 19.01.2023 / Yayına Kabul Tarihi: 15.12.2023)

Doi Number: 10.18657/yonveek.1235597

Makale Türü: Araştırma Makalesi

## **GİRİŞ**

Hisse senedi fiyat ve getirilerini etkileyen siyasi, politik, ekonomik, toplumsal vb. birçok faktör bulunmaktadır. Bu faktörlerden birisi de şirkete özgü faktörlerdir. Şirketlerin finansal açıdan istikrarlı, likit ve karlı olması o şirkete yatırım yapmayı düşünen yatırımcılar için önem arz etmektedir. Şirketlerin finansal durumlarının kötü olması veya iflas olasılıklarının yüksek olması tüm tarafları olumsuz olarak etkileyecektir (Özyeşil, 2020: 175). Dolayısıyla şirkete özgü faktörlerin hisse senedi fiyatlarını etkileyeceği düşünülmektedir (Bayrakdaroğlu, 2012: 140; Ege ve Bayrakdaroğlu, 2009: 142). Bu konuda Tekin (2021: 781), yatırımcıların yatırım kararlarını vermeden önce bilgiye ihtiyaç duyduklarını ve şirkete özgü bilgiler olarak nitelendirilen bu bilgileri şirketlerin finansal raporlarından hesaplanan finansal oranlarla elde ettiklerini belirtmiştir.

Yatırımcıların dikkate alması gereken şirkete özgü bilgilerden birisi de şirketlerin iflas olasılıklarıdır (Apergis, 2011: 289; Tekin, 2021: 781). Bu olasılığın düşük olması şirketlerin finansal açıdan başarılı olarak görülmesini sağlarken yüksek olması ise finansal başarısızlık olarak nitelendirilebilmektedir. Şirketlerin iflas olasılıklarının hesaplanmasında bir dizi model geliştirilmiştir ancak literatürde en yaygın olarak kullanılan model şirketlerin finansal raporlarından elde edilen likidite, karlılık ve borçlanma oranlarının bir arada kullanılmasıyla geliştirilen Altman Z skorudur (Apergis, 2011: 289; Özyeşil, 2020: 175). Altman ilk defa çok değişkenli bir diskriminant analizi yöntemiyle 1968 yılında gelişmiş piyasalar için Z skoru modelini geliştirmiş ve daha sonra modelin imalat dışı ve gelişmekte olan piyasalar için uygulanabilir versiyonlarını ortaya koymuştur (Altman ve Hotchkiss, 2006).

Bu çalışmada BİST Turizm Endeksinde (XTRZM) yer alan şirketinin Z skorları ile hisse senedi kapanış fiyatları arasındaki ilişkiler ortaya konulmaya çalışılmıştır. Çalışmanın sonuçları neticesinde Borsa İstanbul'da işlem gören turizm şirketleri için yatırımcıların yatırım kararlarını verirken Altman Z skorlarını kullanıp kullanmadıkları, diğer açıdan turizm şirketlerinin finansal açıdan başarılı olup olmamaları durumunun hisse senedi fiyatlarını etkileyip etkilemediği ortaya konulabilecektir. Çalışmada turizm şirketlerinin seçilmesinin ise iki kritik önemi bulunmaktadır. Bunlardan ilki sektörün istihdama katkısı, döviz girdisi sağlaması, yatırımcıları teşvik etme özelliği ve dış ticaret açıklarını azaltmadaki payı nedeniyle gelişmekte olan ülkeler için önemli bir sektör olmasıdır (Özkurt ve Bilgir, 2022: 277). İkincisi ise konuyla ilgili incelenen benzer çalışmalarda turizm sektörüne yönelik olarak yapılan çalışmalara rastlanılmamış olmasıdır. Dolayısıyla bu çalışma Türkiye turizm sektörü için Altman Z skorlarının önemli bir rol oynayıp oynamadığı ortaya konularak literatüre katkı sağlanması amaçlanmaktadır. Çalışmanın birinci bölümünde konuyla ilgili gerçekleştirilen benzer çalışmalara yer verilmiş, ikinci bölümde çalışmanın verilerine ve veri kaynaklarına değinilmiş, yöntem üçüncü bölümde açıklanmış ve dördüncü bölümde bulgulara yer verilmiştir. Sonuç kısmında çalışmanın sonuçlarına yer verilerek bundan sonra konuyla ilgili olarak gerçekleştirilecek benzer çalışmalar için önerilerde bulunulmuştur.

## I. LİTERATÜR

Literatürde şirketlerin finansal oranları ile hisse senedi getiri ve fiyatları arasındaki ilişkilerin sıklıkla araştırıldığı görülmektedir (Ege ve Bayrakdaroğlu, 2009; Birgili ve Düzer, 2010; Karaca ve Başçı, 2011; Öz vd., 2011; Aydemir vd., 2012; Bayrakdaroğlu, 2012; Say, 2022). Çalışmaların sonuçları farklı zaman, örneklem ve yöntemlere göre farklılık göstermekle birlikte genel olarak finansal oranlarla hisse senedi fiyat ve getirileri arasında ilişkilerin tespit edildiği görülmüştür.

Bu çalışmalar incelendiğinde; Ege ve Bayrakdaroğlu (2009), çalışmalarında 2004 yılında borsaya kote en büyük 30 şirkete ait 20 finansal oranı kullanmışlardır. Lojistik regresyon modelinin kullanıldığı çalışmada hisse senedi getirileri ile Fiyat/Kazanç, Nakit ve Toplam Varlıkların Devir Hızı oranlarının ilişkili olduğunu bulmuşlardır. Birgili ve Düzer (2010), çalışmalarında borsaya kote 58 şirketin 2001-2006 yıllarına ait yıllık finansal raporlarını kullanarak likidite oranlarını, mali yapı oranlarını, varlık kullanım oranlarını, kârlılık oranlarını ve borsa performans oranlarını hesaplamışlar ve bu oranlarla şirket değeri arasındaki ilişkileri panel veri analizi ile incelemişlerdir. Sonuç olarak likidite, mali yapı ve borsa performans oranlarının şirket değeri üzerinde güçlü bir etkisinin bulunduğunu ortaya koymuşlardır. Karaca ve Başçı (2011), borsaya kote en büyük 14 şirketin 2001-2009 yıllarına ilişkin yıllık finansal raporlarını kullanarak 17 farklı finansal oran hesaplamışlardır. Sonuç olarak net kar marjı, esas faaliyet kar marjı, varlıkların devir hızı ve özsermaye devir hızı oranlarıyla hisse senedi kapanış fiyatlarının ilişkili olduğunu ortaya koymuşlardır. Öz vd. (2011), borsaya kote en büyük 30 şirketin 2005 ve 2006 yıllarına ilişkin finansal raporlarını kullanarak diskriminant analizi yardımıyla 2007 yılındaki hisse senedi getirilerini tahmin etmede hangi finansal oranların tutarlı olduğunu incelemişlerdir. Sonuç olarak hisse senedi getirilerini tahmin etmede şirketlerin bir yıl önceki faaliyet devir hızları ve kaldıraç oranlarının ve şirketlerin iki yıl önceki faaliyet devir hızı, kaldıraç ve likidite oranlarının istatistiksel olarak anlamlı olduklarını bulmuşlardır. Aydemir vd. (2012), borsaya kote 73 imalat şirketinin 1990-2009 yıllarına ilişkin finansal raporlarını kullanarak her şirkete ilişkin karlılık, likidite, borçluluk ve faaliyet oranlarını hesaplamışlardır. Panel veri analizi sonucunda hesaplanan oranlardan kârlılık ve likidite oranlarının hisse senedi getirileri üzerinde pozitif etkisinin olduğunu ortaya koymuşlardır. Say (2022), çalışmasında Borsa İstanbul'da işlem gören 18 gıda şirketinin yıllık finansal raporlarını kullanarak altı finansal oran hesaplamış ve hisse senedi fiyatlarının yıllık ortalamaları ile finansal oranlar arasındaki ilişkiyi çoklu regresyon analizi ile incelemiştir. Sonuç olarak Nakit Oranı, Stok Devir Hızı, Aktif Devir Hızı ve Duran Varlık Devir Hızının şirketlerin hisse senedi fiyatlarını etkilediğini ortaya koymuştur.

Literatürdeki bu sonuçların aksine Bayrakdaroğlu (2012), borsaya kote 96 imalat sanayi şirketinin 1998–2007 yıllarına ait 10'ar yıllık finansal raporlarından elde edilen çeşitli 15 rasyo ile hisse senedi fiyatlarının geometrik ortalamalarını kullanarak panel lojistik regresyon analizi gerçekleştirmiş ve sonuç olarak incelenen performans ölçütlerinin hisse senedi fiyatlarını açıklama gücünün

oldukça düşük olduğunu ortaya koymuştur. Farklı bir bakış açısı ile gerçekleştirilen benzer bir çalışmada Kurtaran Çelik (2011), 1998-2008 dönemine ilişkin verileri kullanarak borsaya kote şirketleri finansal başarılarına göre gruplandırmıştır. Tespit edilen 178 başarılı ve 136 başarısız şirketin aylık hisse senedi getirilerinde bir farklılık olup olmadığını Mann-Whitney U testi ile araştırmış, ancak anlamlı bir farklılık tespit edilmemiştir.

Altman'ın gelişmiş piyasalarda finansal başarı/başarısızlığı veya temerrüt olasılıklarını ölçmek için 1968 yılında diskriminant analizi ile ortaya koyduğu ve daha sonra gelişmekte olan ve imalat dışındaki işletmeler için geliştirdiği Z skoru modelleri de gerek şirketlerin iflas olasılıklarının belirlenmesinde gerekse iflas olasılıkları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkilerin araştırılmasında sıklıkla kullanılmaktadır. Bu çalışmalar farklı ülke ve zamanlarda farklı analiz teknikleriyle gerçekleştirilmiş olsalar da genel olarak Altman Z skorları ile hisse senedi fiyat ve getirilerinin ilişkili olduğu sonucu ortaya konulmuştur (Apergis vd., 2011; Zhao, 2015; Özyeşil, 2020; Tekin, 2021; Karaca ve Çonkar, 2022; Kurniasih, vd., 2022). Bu çalışmalara bakıldığında; Apergis vd. (2011), çalışmalarında 2003-2009 yıllarına ait yıllık verileri kullanarak Londra borsasından 279, Frankfurt borsasından 193 ve Paris borsasından 197 şirketin Altman Z skorlarını hesaplamışlardır. Daha sonra Altman Z skorları ve hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi incelemek için Pedroni (1999) panel eşbütünleşme testi gerçekleştirmişler ve değişkenler arasında anlamlı ilişkilerin olduğunu ortaya koymuşlardır. Uzun dönemli ilişkinin katsayılarını dinamik en küçük kareler yöntemi (DOLS) ile tahmin etmişler ve düşük Altman Z skorlarıyla düşük hisse senedi fiyatlarının ilişkili olduğunu ortaya koymuşlardır. Son olarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini incelemek için Pesaran, Shin ve Smith (1999) tarafından geliştirilen Pooled Mean Group (PMG) testini kullanmışlar ve hata düzeltme katsayılarının anlamlı ve negatif olduğunu, dolayısıyla karşılıklı nedensellik ilişkilerinin bulunduğunu ortaya koymuşlardır. Zhao (2015), öncelikle ABD bilgisayar sektöründeki üç büyük şirketin 2004-2014 yıllarına ilişkin yıllık finansal raporlarını kullanarak Altman Z skorlarını hesaplamıştır. Daha sonra Z skorları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkileri doğrusal regresyon modeli yardımıyla tahmin etmiş ve sonuç olarak yüksek Z skorunun veya düşük finansal sıkıntının daha yüksek hisse senedi fiyatları ile ilişkili olduğu ortaya koymuştur. Özyeşil (2020), Borsa İstanbul 30 endeksinde yer alan ve finansal olmayan 23 şirketin 2015-2018 yıllarına ilişkin finansal raporlarını kullanarak Altman Z skorlarını hesaplamış ve şirketlerin yıllık hisse senedi getirileriyle Altman Z skorları arasındaki ilişkiyi grafikler yardımıyla incelemiştir. Çalışma sonuçlarına göre Altman Z skoru en yüksek olan şirketlerin hisse senedi fiyat performansı Altman Z skoru en düşük olan şirketlerin hisse senedi fiyat performansından daha yüksek olarak tespit edilmiştir. Tekin (2021), çalışmasında Borsa İstanbul'da işlem gören 12 teknoloji şirketinin 2010-2019 yıllarına ait çeyrek dönemlik finansal raporlarını kullanarak Altman Z skorlarını hesaplamıştır. Çalışmada Pedroni ve Kao eşbütünleşme testi ve Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik analizi kullanılmıştır. Sonuç olarak değişkenler arasında uzun dönemli ilişki ortaya konulmuştur. Karaca

ve Çonkar (2022), Borsa İstanbul sürdürülebilirlik endeksinde yer alan işletmelerin 2011-2020 yıllarına ait yıllık finansal raporlarını kullanarak Altman Z skorlarını hesaplamışlar ve Z skorlarının hisse senedi getirilerine etkisini araştırmışlardır. Analiz sonucunda işletmelerin finansal riskleri azaldıkça hisse senedi getiri oranlarının arttığını tespit etmişlerdir. Bu çalışmaların aksine Afrin (2014), çalışmasında öncelikle Dakka Menkul Kıymetler Borsasında işlem gören yedi çimento şirketinin yıllık finansal raporlarını kullanarak 2004-2015 yıllarına ait 12'şer yıllık Altman Z skorlarını ve şirketlere ait hisse senetlerinin sektör ortalamalarının üzerindeki getirilerini hesaplamıştır. Daha sonra yüksek ve düşük Z skoruna sahip şirketlerin ortalama getirilerini karşılaştırmak için bağımsız örnekler t testi uygulanmıştır. Sonuç olarak şirketlerin piyasa performansının değerlendirilmesinde ve tahmin edilmesinde Altman Z skor modelinin Bangladeş'teki çimento sektörü için anlamlı bir rol oynamadığı tespit edilmiştir. Kurniasih vd. (2022), Endonezya borsasında işlem gören kağıt hamuru ve kağıt şirketlerinin Altman Z skorlarıyla hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkileri incelemek için 2013-2019 dönemine ilişkin yıllık verileri kullanmışlardır. Yıllık hisse senedi fiyatlarını temsil etmek için günlük hisse senedi fiyat ortalamalarının kullanıldığı çalışmada panel veri analizi gerçekleştirilmiş ve sonuç olarak Z skorunun hisse senedi fiyatlarını etkilediği ortaya konulmuştur.

## II. VERİLER

Çalışmada XTRZM endeksinde yer alan şirketlerin 2012-2021 yıllarına ilişkin 10'ar yıllık finansal raporları ve günlük hisse senedi kapanış fiyat ortalamalarının doğal logaritmaları kullanılmıştır. Turizm şirketleri için olası mevsimsel etkinin elimine edilmesi, yıllık bilançoların bağımsız denetime tabii olması nedeniyle daha güvenilir olması ve literatürde yer alan benzer çalışmaların büyük bir kısmının yıllık veriler kullanılarak gerçekleştirilmesi bu çalışmanın yıllık verilerle gerçekleştirilmesini motive etmiştir. Şirket finansal raporları Kamuyu Aydınlatma Platformu'ndan (KAP) <https://www.kap.org.tr/tr/> elde edilmiştir. Şirketlerin hisse senedi kapanış fiyatları <https://tr.investing.com/> adresinden sağlanmıştır. Şirketlere ilişkin bilgiler Tablo 1'de gösterilmiştir.

**Tablo 1:** Çalışma Kapsamında Yer Alan Şirketler

Kod	Şirket Ünvanı
AYCES	Altın Yunus Çeşme Turistik Tesisler A.Ş.
AVTUR	Avrasya Petrol ve Turistik Tesisler Yatırımlar A.Ş.
ETILR	Etiler Gıda ve Ticari Yatırımlar Sanayi ve Ticaret A.Ş.
MAALT	Marmaris Altinyunus Turistik Tesisler A.Ş.
MARTI	Martı Otel İşletmeleri A.Ş.
MERIT	Merit Turizm Yatırım ve İşletme A.Ş.
PKENT	Petrokent Turizm A.Ş.
TEKTU	Tek-Art İnşaat Ticaret Turizm Sanayi ve Yatırımlar A.Ş.
ULAS	Ulaşlar Turizm Yatırımları ve Dayanıklı Tüketim Malları Ticaret Pazarlama A.Ş.

**Kaynak:** Kamuyu Aydınlatma Platformu (KAP) (t.y.). Finansal Tablolar [Veri]. Erişim Adresi: <https://www.kap.org.tr/tr/> Erişim Adresi: 02.07.2022

## III. YÖNTEM

Çalışmada ilk olarak Borsa İstanbul'da yer alan dokuz turizm şirketinin yıllık bilançoları kullanılarak Altman Z skorları hesaplanmış ve Kurniasih vd. (2022) takip edilerek şirketlerin günlük hisse senedi kapanış fiyatlarının

ortalamaları alınarak yıllık hisse senedi fiyat serileri oluşturulmuştur. Daha sonra seriler panel veri analizi için düzenlenerek Stata 16 paket programı ile analiz edilmiştir. Çalışmamızın genel çerçevesini oluşturan panel regresyon modeli eşitlik (1)'de gösterilmiştir.

$$P_{it} = a + \beta Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Burada  $P$ , bağımlı değişken olarak hisse senedi kapanış fiyatını;  $a$ , sabiti;  $\beta$ , eğim katsayısını;  $Z$ , Altman Z skorunu ve  $\varepsilon$ , hata terimleri vektörünü göstermektedir.  $i$  modelde yer alan her bir şirketi ( $i= 1,2,3,\dots,9$ ) ve  $t$  ise her şirkete ait zaman boyutunu ( $t= 1,2,3,\dots,10$ ) ifade etmektedir.

### Altman Z Skoru Modeli

Altman (1968), iflas başvurusunda bulunan 33 şirket ve varlığını sürdüren 33 şirket olmak üzere 66 şirketin bilançolarından elde edilen çeşitli rasyolarla çok değişkenli bir diskriminant analizi modeli geliştirerek imalatçı şirketler için iflas olasılıklarını Z skorları ismini verdiği bir değer ile hesaplamış ve iflası doğru tahmin etmede modelin %94 bir başarı ile çalıştığını belirtmiştir (Altman, 1968; 609). Ancak Altman tarafından geliştirilen bu modelde diskriminant modeli bileşenleri içerisinde özkaynakların piyasa değeri yer aldığı için bu model yalnızca halka açık şirketler için kullanılabilir ve orijinal model eşitlik (2)'de gösterilmiştir (Altman, 1968; 594);

$$Z = 0,12(X_1) + 0,14(X_2) + 0,33(X_3) + 0,06(X_4) + 0,999(X_5) \quad (2)$$

burada  $X_1$ : İşletme sermayesi/ Toplam varlıklar

$X_2$ : Dağıtılmamış karlar/ Toplam varlıklar

$X_3$ : Faiz vergi öncesi karlar/ Toplam varlıklar

$X_4$ : Özkaynak piyasa değeri / Toplam borcun defter değeri

$X_5$ : Satışlar / Toplam varlıklar

Z: Genel endeks

Ayrıca model, imalat sektöründeki şirketler için geliştirildiğinden dolayı imalat dışı sektörler açısından uygun bulunmamaktadır. Altman bu eksikliği gidermek için orijinal modele alternatif yeni modeller ortaya koyarak modelin halka açık olmayan imalat dışı gelişmekte olan piyasalar içinde kullanılabilirliğini olanaklı hale getirmiştir. Bu çalışmada şirketlerin finansal başarılarının hesaplanmasında imalat dışı gelişmekte olan piyasalar için önerilen Z skoru hesaplama modeli kullanılmıştır ve eşitlik (3)'de gösterilmiştir (Altman ve Hotchkiss, 2006; 265-268);

$$Z = 6,56(X_1) + 3,26(X_2) + 6,72(X_3) + 1,05(X_4) \quad (3)$$

burada  $X_1$ : İşletme sermayesi/ Toplam varlıklar

$X_2$ : Dağıtılmamış karlar/ Toplam varlıklar

$X_3$ : Faaliyet gelirleri/ Toplam varlıklar

$X_4$ : Özkaynak defter değeri/ Toplam yükümlülükler olarak tanımlanmaktadır.

Hesaplamalar sonucu elde edilen Z skorlarına bakılarak şirketlerin finansal başarıları hakkında yorum yapılabilmekte ve iflas riski taşıyıp taşımadıklarına karar verilmektedir. Buna göre eğer;

$Z > 2,6$  ise şirketin güvenli bölgede,

$1,1 < Z < 2,6$  ise şirketin gri bölgede ve  $Z < 1,1$  ise şirketin tehlikeli bölgede olduğuna karar verilmektedir.

Burada unutulmaması gereken önemli bir husus Altman Z skorunda kullanılan ağırlıkların her ülke örneği için farklılık gösterebileceğidir. Aynı durum Z skoruna göre güvenli ve güvenli olmayan bölgelerin belirlenmesi içinde geçerlidir. Ancak bu çalışmada şirketler güvenli bölgede olup olmadıklarına göre ayrılmayacak, Z skoru değerlerinin hisse senedi fiyatlarını etkileyip etkilemediği araştırılacaktır. Bu nedenle şirketlerin güvenli bölgede olup olmadıkları bu çalışmanın sonuçları açısından önemsizdir.

Çalışmada Borsa İstanbul'da yer alan dokuz Turizm şirketinin 2012-2021 yıllarına ait 10'ar yıllık bilançoları esas alınarak  $X_1$ ,  $X_2$ ,  $X_3$  ve  $X_4$ 'ün hesaplanmasında eşitlik (4), (5), (6) ve (7)'deki işlemler gerçekleştirilmiştir.

$$X_1 = \frac{\text{Toplam Dönen Varlıklar} - \text{Toplam Kısa Vadeli Yükümlülükler}}{\text{Toplam Varlıklar}} \quad (4)$$

$$X_2 = \frac{\text{Geçmiş Yıllar Karları veya Zararları}}{\text{Toplam Varlıklar}} \quad (5)$$

Geçmiş faaliyet dönemlerinde ortaya çıkan ancak işletme ortaklarına dağıtılmamış olan karlardan yedek hesaplarına aktarılmayan tutarlar geçmiş yıl karları olarak ve geçmiş dönemlerde ortaya çıkan net zararlar da geçmiş yıl zararları olarak ifade edilmektedir (Coşkun, 2021; 92-93). Bu hesaplarda biriken tutarlar dağıtılmadıkları sürece kümülatif olarak birikmekte ve bir sonraki döneme aktarılmaktadırlar. Dolayısıyla çalışmamızda dağıtılmamış karların hesaplanabilmesi için şirket bilançolarında *Geçmiş Yıllar Karları veya Zararları* hesaplarında yer alan tutarlar kullanılmıştır.

$$X_3 = \frac{\text{Finansman Geliri (Gideri) Öncesi Faaliyet Karı (Zararı)}}{\text{Toplam Varlıklar}} \quad (6)$$

$$X_4 = \frac{\text{Toplam Özkaynaklar}}{\text{Toplam Yükümlülükler}} \quad (7)$$

### Homojenlik Testi

Altman Z skorları hesaplandıktan sonra panel veri modelimiz için eğim katsayılarının homojenliği delta ve düzeltilmiş delta testleri ile sınanmıştır. Pesaran ve Yamagata (2008; 54), Swamy (1970) eğim homojenliği testinin  $N < T$  olan panel veri modelleri için uygun olduğunu belirterek değiştirilmiş bir versiyonunu ortaya koymuşlar ve büyük örnekler ve küçük örnekler için delta ve düzeltilmiş delta testi olarak isimlendirmişlerdir. Delta ve düzeltilmiş delta testi istatistikleri eşitlik (8) ve (9)'da gösterilmiştir (Pesaran ve Yamagata, 2008; 56-58);

$$\hat{\Delta} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1} \hat{S} - k}{\sqrt{2k}} \right) \quad (8)$$

$$\tilde{\Delta}_{adj} = \sqrt{N} \left( \frac{N^{-1} \tilde{S}_2 - k_2}{\sqrt{\text{Var}(\tilde{z}_{iT})}} \right) \quad (9)$$

$k \times 1$  vektörlü eğim katsayısı  $\beta$ 'nin homojenliğinin sınanması için oluşturulan hipotezler aşağıda gösterilmiştir (Pesaran ve Yamagata, 2008; 52);

$H_0: \beta_i = \beta$  tüm  $i$  değerleri için (eğim katsayıları homojendir)

$H_1: \beta_i \neq \beta_j$   $i \neq j$  için ikili eğimlerin sıfır olmayan bir fraktalı için (Eğim katsayıları homojen değildir).

### Yatay Kesit Bağımlılığı

Panel veri analizinin yapıldığı çalışmalarda önemli konulardan biri de paneli oluşturan yatay kesitlerin (bu çalışmada şirketler yatay kesiti oluşturmaktadır) birbirinden bağımsız olmasının gerekliliğidir. Eğim katsayılarının homojenlikleri sılandıktan sonra yatay kesit bağımlılığının test edilmesi için Pesaran (2004: 9) tarafından önerilen CD testi kullanılmıştır ve test istatistikleri eşitlik (10)'da gösterilmiştir;

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)} \left( \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \hat{\rho}_{ij} \right)} \rightarrow N(0,1) \quad (10)$$

Burada  $\hat{\rho}_{ij}$ , artıkların ikili korelasyonunun tahminidir. Pesaran (2004: 9), CD testinin, sonsuza giden  $N$  ve  $T$  için geçerli olduğunu,  $T > k + 1$  ve  $N$  için CD'nin ortalaması tam olarak sıfıra eşit olduğundan, testin küçük örnekler için kullanılabilmesini belirtmişlerdir.

### Birim Kök Testi

Çalışmada şirketlere ait  $Z$  skorlarının ve ortalama hisse senedi fiyatlarının durağanlığının sınanması için CİPS (Cross-sectionally Augmented IPS) testi kullanılmıştır. CİPS testi Pesaran (2007) tarafından geliştirilmiştir ve CADF (Cross-sectionally Augmented DF) test istatistiği değerlerinin aritmetik ortalamaları alınarak oluşturulmaktadır. Heterojen bir panel veri modeli için  $t$  anında  $i$ . kesit birimi üzerindeki gözlem  $y_{it}$  eşitlik (11)'deki gibi ele alınmış olsun (Pesaran, 2007: 268);

$$y_{it} = (1 - \phi_i)\mu_i + \phi_i y_{i,t-1} + u_{it}, \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (11)$$

Burada  $i$  kesit birimini ve  $t$  zamanı gösterirken hata terimi  $u_{it}$ , tek faktörlü bir yapıya sahiptir ve eşitlik (12)'deki gibi ifade edilebilir;

$$u_{it} = \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

Dolayısıyla CADF testinde hata teriminin, gözlemlenemeyen ortak bir etki  $f_t$  ve her seriye özgü özel hata  $\varepsilon_{it}$  olmak üzere iki kısımdan meydana geldiği varsayılmaktadır. Eşitlik (11) ve (12) birleştirilerek eşitlik (13) elde edilebilir;

$$\Delta y_{it} = a_i + \beta_i y_{i,t-1} + \gamma_i f_t + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Burada  $a_i = (1 - \phi_i)\mu_i$ ,  $\beta_i = -(1 - \phi_i)$  ve  $\Delta y_{it} = y_{it} - y_{i,t-1}$  olarak gösterilmiştir. Bu durumda birim kök hipotezi  $\phi_i = 1$  aşağıdaki gibi ifade edilebilir;

$H_0: \beta_i = 0$  tüm  $i$  birimleri için (seri durağan değildir)

$H_1: \beta_i < 0, i = 1, 2, \dots, N_1; \beta_i = 0, i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$  (seri durağandır)



Pesaran (2007: 269), birim kök hipotezi testini eşitlik (14)'te gösterilen kesitsel olarak artırılmış DF (CADF) regresyonunda  $b_i$ 'nin en küçük kareler (EKK) tahmini  $\hat{b}_i$ 'nin t-oranına dayandırmıştır;

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i y_{i,t-1} + c_i \bar{y}_{t-1} + d_i \Delta y_t + e_{it} \quad (14)$$

Burada  $\bar{y}_t$ ,  $y_{it}$ 'nin enine kesit ortalaması olup  $N^{-1} \sum_{j=1}^N y_{jt}$  olarak hesaplanmaktadır ve gecikmeli değerleri  $\bar{y}_{t-1}, \bar{y}_{t-2}, \dots, \bar{y}_{t-n}$  olarak temsil edilmektedir.  $\hat{b}_i$ 'nin t-oranı,  $t_i(N, T)$  olarak tanımlanmaktadır ve i için CADF istatistiği olarak isimlendirilmektedir. CIPS istatistiği, CADF regresyonunda  $y_{i,t-1}$ 'in EKK katsayısının  $(\hat{b}_i)$  t-oranının kesit ortalaması olarak ifade edilmektedir (Pesaran, 2007: 298) ve CIPS test istatistikleri eşitlik (15)'te gösterilmiştir (Pesaran, 2007: 276);

$$CIPS(N, T) = t \text{ bar} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (15)$$

Pesaran (2007: 293), CIPS testinin hem  $N > T$  hem de  $T > N$  panel tipleri için de uygulanabilir olduğunu belirtmiştir.

### Eşbütünleşme Testi

Çalışmada Westerlund (2007) tarafından geliştirilen dört hata düzeltme tabanlı eşbütünleşme sınaması gerçekleştirilmiştir. Westerlund (2007) tarafından önerilen dört testin tamamı normal olarak dağıtılmakta ve birime özgü kısa dönem dinamikleri, eğim parametrelerini ve yatay kesit bağımlılığını dikkate almaktadır. İki test panelin bir bütün olarak eşbütünleşik olup olmadığını test ederken diğer iki test ise en az bir birimin eşbütünleşik olup olmadığını test etmek için kullanılmaktadır. Eşbütünleşme ilişkisinin yokluğunu gösteren sıfır hipotezi;  $H_0: a_i = 0$  tüm i değerleri için şeklinde gösterilmektedir (Persyn ve Westerlund, 2008: 232-233).

Grup ortalama testleri (16) ve (17)'deki eşitlik yardımıyla ve panel eşbütünleşme testleri (18)'deki eşitlik yardımıyla elde edilmektedir (Persyn ve Westerlund, 2008: 234-235);

$$G_T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{\hat{a}_i}{SE(\hat{a}_i)} \quad (16)$$

$$G_a = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \frac{T \hat{a}_i}{\hat{a}_i(1)} \quad (17)$$

$$P_T = \frac{\hat{a}}{SE(\hat{a})}, \quad P_a = T \hat{a} \quad (18)$$

### Nedensellik Analizi

Son olarak çalışmada Altman Z skorları ile ortalama hisse senedi fiyatları arasındaki nedensellik ilişkileri Dumitrescu ve Hurlin (2012) yöntemi ile test edilmiştir. Bu test Granger nedensellik testleri ile ilişkili bireysel Wald istatistiklerinin kesit ortalamalarına dayanmaktadır. T periyodunda N birim için

gözlemlenen iki durağan değişken  $x$  ve  $y$  için her birim  $i=1, \dots, N$  ve zaman  $t=1, \dots, T$  olmak üzere eşitlik (19)'daki lineer model oluşturulmuştur (Dumitrescu ve Hurlin, 2012: 1451);

$$y_{i,t} = a_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t}$$

Burada  $K$ , gecikme derecelerini temsil etmektedir.  $x$ 'in geçmiş değerinin  $y$ 'nin şimdiki değeri üzerindeki etkisini test etmek için paneldeki tüm değişkenler için nedenselliğin olmadığı gösteren sıfır hipotezi ve bazı değişkenler arasında nedenselliğin olabileceğini gösteren alternatif hipotez aşağıdaki gibi ifade edilmektedir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012: 1453);

$$H_0: \beta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N \quad \text{with } \beta_i = (\beta_i^{(1)}, \dots, \beta_i^{(K)})$$

$$H_1: \beta_i = 0 \quad \forall i = 1, \dots, N_1 \\ \beta_i \neq 0 \quad \forall i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N$$

Dumitrescu ve Hurlin (2012: 1453), homojen serilerde sıfır hipotezinin test edilmesi için eşitlik (20)'de yer alan bireysel WALD istatistiklerinin ortalamasının kullanılmasını önermektedir;

$$W_{N,T}^{HNC} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N W_{i,T}$$

Dumitrescu ve Hurlin (2012: 1459), kesit bağımsızlığı varsayımı altında,  $W_{N,T}^{HNC}$  istatistiğinin  $T$  ve  $N$  ardışık olarak sonsuza doğru eğilim gösterdiğinde standart bir normal dağılıma yakınsadığını ifade etmişlerdir. Sıfır hipotezinin test edilmesi standart normal  $Z$  dağılımına dayanmaktadır.  $T, N \rightarrow \infty$  olduğunda eşitlik (21)'de gösterilen asimptotik dağılıma sahip  $Z_{N,T}^{HNC}$  istatistiğinin,  $N \rightarrow \infty$  için ise eşitlik (22)'de gösterilen yarı asimptotik dağılıma sahip  $Z_N^{HNC}$  istatistiğinin kullanılması önerilmektedir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012: 1454);

$$Z_{N,T}^{HNC} = \sqrt{\frac{N}{2K}} (W_{N,T}^{HNC} - K) \quad N(0,1)$$

$$Z_N^{HNC} = \frac{\sqrt{N [W_{N,T}^{HNC} - N^{-1} \sum_{i=1}^N E(W_{i,T})]}}{\sqrt{N^{-1} \sum_{i=1}^N \text{var}(W_{i,T})}} \quad N(0,1)$$

#### IV. BULGULAR

Turizm şirketlerine ilişkin  $Z$  skorları hesaplandıktan sonra seriler panel veri analizi için düzenlenmiştir. Daha sonra delta ve düzeltilmiş delta testi, yatay kesit bağımlılığı testi, birim kök testi, eşbütünleşme ve nedensellik analizleri gerçekleştirilerek elde edilen bulgular bu kısımda gösterilmiştir. Tablo 2'de modelimize ilişkin homojenlik testi bulguları gösterilmiştir.

**Tablo 2:** Delta ve Düzeltmiş Delta Testine İlişkin Bulgular

	Delta	p-değeri
$\hat{\Delta}$	1,002	0,316
$\hat{\Delta}_{adj}$	1,197	0,231

Tablo 2’den de görüleceği üzere olasılık değeri p, her iki test istatistiği için de 0,05’ten büyüktür. Dolayısıyla sıfır hipotezi reddedilememektedir. Bu sonuçlar modelimizde kullanılan değişkenlerin eğim katsayılarının homojen olduğunu göstermektedir. Tablo 3’te modelimize ilişkin yatay kesit bağımlılığı bulguları gösterilmiştir.

**Tablo 3:** Yatay Kesit Bağımlılığına İlişkin Bulgular

Değişkenler	CD-Test	p-değeri
LnHisse	10,37	0,000
Zskor	2,06	0,039

Tablo 3 incelendiğinde her iki değişken için de olasılık değerlerinin 0,05’ten küçük olduğu görülmektedir. Dolayısıyla sıfır hipotezi reddedilmiştir ve modelde kullanılan değişkenler için yatay kesit bağımlılığının varlığını gösteren alternatif hipotez kabul edilmiştir. Birim kök testine ilişkin bulgular Tablo 4’te gösterilmiştir.

**Tablo 4** Birim Kök Testine İlişkin Bulgular

Değişkenler	Trendsiz model I(0)		Değişkenler	Trendsiz model I(I)	
	Zt-bar	p-değeri		Zt-bar	p-değeri
LnHisse	-1.094	0.137	LnHisse	-1.703*	0.044
Zskor	-0.486	0.313	Zskor	-2.349**	0.009
Değişkenler	Trendli model I(0)		Değişkenler	Trendli model I(I)	
	Zt-bar	p-değeri		Zt-bar	p-değeri
LnHisse	1.114	0.867	LnHisse	-1.915*	0.028
Zskor	-0.490	0.312	Zskor	-0.485	0.314

**Not:** \* ve \*\* sırasıyla %5 ve %1 güven seviyesinde anlamlılığı ifade etmektedir.

Tablo 4’te değişkenlerin hem trendli model hem de trendsiz model için seviyede I(0) durağan olmadığı görülmektedir. Değişkenlerin birinci farklarına I(I) ilişkin birim kök testi bulguları incelendiğinde trendsiz model için LnHisse değişkeninin %5 güven seviyesinde, Zskor değişkeninin ise %1 güven seviyesinde durağan olduğu, ancak trendli modelde Zskor değişkeninin birim kök içerdiği görülmektedir. Z skorları trend içermediği için trendsiz model varsayımları altında değişkenlerin birinci farklarında durağan olduğu kabul edilmiştir. Westerlun (2007) eşbütünleşme testlerine ilişkin bulgular Tablo 5’te gösterilmiştir.

**Tablo 5:** Eşbütünleşme Testlerine İlişkin Bulgular

İstatistik	Değer	Z-Değeri	p-değeri
$G_T$	-0.267	2.045	0.980
$G_a$	-0.527	2.160	0.985
$P_T$	1.208	2.347	0.991
$P_a$	0.418	1.497	0.933

Tablo 5’ten de görüleceği üzere dört test istatistiği için de olasılık değerleri 0,05’ten büyüktür. Bu durumda eşbütünleşme ilişkisinin yokluğunu gösteren sıfır hipotezi reddedilememektedir. Dumitrescu ve Hurlin (2012) Granger nedensellik analizine ilişkin bulgular Tablo 6’da gösterilmiştir.

**Tablo 6:** Granger Nedensellik Analizine İlişkin Bulgular

Sıfır Hipotezi	$W_{N,T}^{HNC}$	$Z_{N,T}^{HNC}$	$Z_N^{HNC}$
$Zskor \neq LnHisse$	2.2260	2.6007 (0.0093)	0.6494 (0.5161)
$LnHisse \neq Zskor$	1.4431	0.9399 (0.3472)	-0.0509 (0.9594)

**Not:** Parantez içindeki değerler p olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 6 incelendiğinde Z skorundan hisse senedi fiyatlarına doğru  $Z_{N,T}^{HNC}$  istatistiğinin anlamlı olduğu görülmektedir. Bu nedenle sıfır hipotezi reddedilmektedir. Ancak diğer tüm durumlar için olasılık değerinin 0,05'ten büyük olması sıfır hipotezinin kabul edilmesini gerektirmektedir.

### SONUÇ VE ÖNERİLER

Çalışmada BİST Turizm endeksine dâhil işletmelerin Z skorları hesaplanarak, hesaplanan Z skorları ile ilgili şirketlerin hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiler panel veri analizi ile incelenmiştir. Bu doğrultuda öncelikle panel veri modelinin homojenliği ve yatay kesit bağımlılığı sınanmış ve yatay kesit bağımlılığının varlığı nedeniyle ikinci nesil birim kök ve eşbütünleşme testleri uygulanmıştır. Son olarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri incelenmiştir.

Yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil eşbütünleşme analizi sonuçlarına göre literatürdeki benzer çalışmalarının çoğunun aksine değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi kurulamamış ve nedensellik analizi sonucunda Altman Z skorlarından hisse senedi fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Dolayısıyla Altman Z skoru modelinin BİST Turizm Endeksinde yer alan şirketler için uzun dönemde geçersiz olduğu ortaya konulmuştur. Nedensellik analizi sonuçlarına göre Z skorları yatırımcılara kısa dönem için fikir verebilir. Bu bulgular neticesinde Türkiye turizm sektöründe yaşanan finansal şokların dış ilişkilere ve salgın hastalıklara bağlı olarak kısa süreli olduğu ve yatırımcıların uzun vadede sektöre güvenerek bu şokları önemsemediği çıkarımı yapılabilmektedir. Bu çalışmada şirketler başarılı ve başarısız olarak gruplandırılmamış, yalnızca Z skorları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiler irdelenmiştir. Bundan sonra konuyla ilgili olarak yapılacak olan çalışmalarda turizm sektöründe yer alan şirketler, Altman Z skorlarına göre başarılı ve başarısız olarak gruplandırılarak iki gruptaki şirketlerin hisse senedi fiyat performanslarının birbirinden farklı olup olmadığının araştırılması önerilmektedir.

### Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı

Makalenin tüm süreçlerinde Yönetim ve Ekonomi Dergisi'nin araştırma ve yayın etiği ilkelerine uygun olarak hareket edilmiştir.

### Yazarların Makaleye Katkı Oranları

Yazarlar çalışmaya eşit oranda katkı sağlamıştır.

### Çıkar Beyanı

Yazarların herhangi bir kişi ya da kuruluş ile çıkar çatışması yoktur.

**KAYNAKÇA**

- Afrin, R. (2014). Analysing the potential of Altman's Z-Score for prediction of market performance and share returns – A case study of the cement industry in Bangladesh. *The AUST Journal of Science and Technology*, 6(1-2), 1-16. Erişim Adresi: [http://www1.aust.edu/publication/aust\\_journal\\_v6i1\\_2.htm](http://www1.aust.edu/publication/aust_journal_v6i1_2.htm)
- Altman, E. I. (1968). Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy, *The Journal of Finance*, 23(4), 589-609. Doi: 10.2307/2978933.
- Altman, E. I. ve Hotchkiss, E. (2006). *Corporate financial distress and bankruptcy* (Third Edition) New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Apergis, N., Sorros, J., Artikis, P. ve Zisis, V. (2011). Bankruptcy probability and stock prices: The effect of Altman Z-Score information on stock prices through panel data, *Journal of Modern Accounting and Auditing*, 7(7), 689-696. Erişim Adresi: <https://www.academia.edu/3042826>
- Aydemir, O., Ögel, S. ve Demirtaş, G. (2012). Hisse senetleri fiyatlarının belirlenmesinde finansal oranların rolü. *Yönetim ve Ekonomi Dergisi*, 19 (2), 277-288. Erişim Adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/yonveek/issue/13697/165786>
- Bayrakdaroğlu, A. (2012). Performans Ölçütlerinin Hisse Senedi Getirilerini Açıklayabilme Gücü Üzerine Ampirik Bir Çalışma, *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 0(53), 139-157. Erişim Adresi: <https://app.trdizin.gov.tr/makale/TVRZNU56VXINZz09>
- Birgili, E. ve Düzer, M. (2010). Finansal analizde kullanılan oranlar ve firma değeri ilişkisi: İMKB'de bir uygulama, *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 46, 74-83. Erişim Adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/mufad/issue/35625/395935>
- Coşkun, A. (2021). Genel Muhasebe 2 Uygulamaları, Ankara: Iksad Publications.
- Dumitrescu, E. and Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>
- Ege, İ. ve Bayrakdaroğlu, A. (2009). İMKB şirketlerinin hisse senedi getiri başarılarının lojistik regresyon tekniği ile analizi, *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 5 (10), 139-158. Erişim Adresi: <https://www.acarindex.com/dosyalar/makale/acarindex-1423937120.pdf>
- Investing (t.y.) Hisse senedi geçmiş fiyatları [Veri]. Erişim Adresi: <https://tr.investing.com/> Erişim Tarihi: 10.07.2022
- Kamuyu Aydınlatma Platformu (KAP) (t.y.). Finansal Tablolar [Veri]. Erişim Adresi: <https://www.kap.org.tr/tr/> Erişim Adresi: 02.07.2022
- Karaca, S. S. ve Başcı, E. S. (2011). Hisse senedi performansını etkileyen rasyolar ve İMKB 30 endeksinde 2001-2009 dönemi panel veri analizi, *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16 (3), 337-347. Erişim Adresi: <https://dergipark.org.tr/tr/pub/sduibfd/issue/20823/222918>
- Karaca, S. ve Çonkar, K. (2022). The effect of financial risks of companies listed in the b1st sustainability index on stock prices, *Pamukkale Üniversitesi İşletme Araştırmaları Dergisi*, 9 (1), 107-125. Doi: 10.47097/piar.1114136.
- Kurniasih, A., Helianton, Sumarto, A. H. ve Efni, Y. (2022). Impact of financial distress on stock price: The case of pulp & paper companies registered in Indonesia Stock Exchange. *Business and Finance Journal*, 7(2), 141-154. Doi: <https://doi.org/10.33086/bfj.v7i2.2976>
- Kurtalan Çelik, M. (2011). Finansal olarak başarılı ve başarısız firmaların borsa performanslarının karşılaştırılması: İMKB Örneği, *Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 0 (2), 7-16. Erişim Adresi: [https://www.ktu.edu.tr/dosyalar/sbedergisi\\_70685.pdf](https://www.ktu.edu.tr/dosyalar/sbedergisi_70685.pdf)
- Öz, B., Ayriçay, Y. ve Kalkan, G. (2011). Finansal oranlarla hisse senedi getirilerinin tahmini: İMKB 30 endeksi hisse senetleri üzerine diskriminant analizi ile bir uygulama, *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 11(3), 51-64. Erişim Adresi: <https://app.trdizin.gov.tr/makale/TVRJeE16TXpNdZ09>
- Özkurt, İ. C. ve Bilgir, B. (2022). Türkiye'de turizm gelirleri ve ekonomik büyüme ilişkisi: ARDL yaklaşımı. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 18(1), 277-303. Doi: 10.17130/ijmeh.960782.

- Özyeşil, M. (2020). A relationship between Altman's Z scores and stock price performance: A review on listed companies in Best-30 index, *International Journal of Economics and Management Studies*, 7(2), 169-176. Doi: 10.14445/23939125/IJEMS-V7I2P125.
- Persyn, D. ve Westerlund, J. (2008). Error-correction-based cointegration tests for panel data, *The Stata Journal*, 8(2), 232-241. Doi: 10.1177/1536867X0800800205.
- Pesaran, M.H. (2004). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. Cesifo Working Paper No. 1229, 1-39. Available at: <https://www.cesifo.org/>
- Pesaran, M.H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence, *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312. Doi: <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M.H. and Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels, *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>
- Say, S. (2022). Finansal oranlar ve hisse senedi getirileri arasındaki ilişkinin incelenmesi: Gıda sektöründe bir araştırma, *Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi*, 57(1), 34-46. Doi: 10.15659/3.sektor-sosyal-ekonomi.22.01.1703.
- Tekin, B. (2021). Finansal başarısızlık ve hisse senedi fiyatı ilişkisi: XUTEK endeksinde panel eşbütünleşme ve nedensellik analizleri, *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 6(4), 780-790. Doi: 10.29106/fesa.998198.
- Zhao, T. (2015). The relationship between Z-score and stock prices, Doi: 10.2139/ssrn.2595600.

## SUMMARY

There are many political, economic, social factors etc. that affect stock prices and returns. One of these factors is company-specific factors. It is important for investors who are considering investing in that company that companies are financially stable, liquid and profitable. The bad financial situation of the companies or the high probability of bankruptcy will negatively affect all parties (Özyeşil, 2020: 175). Therefore, it is thought that company-specific factors will affect stock prices (Bayrakdaroğlu, 2012: 140; Ege and Bayrakdaroğlu, 2009: 142). On this subject, Tekin (2021: 781) stated that investors need information before making their investment decisions and that they obtain this information, which is defined as company-specific information, with the financial ratios calculated from the financial reports of the companies. One of the company-specific information that investors should consider is the possibility of companies probability of bankrupt (Apergis, 2011: 289; Tekin, 2021: 781). If this probability is low, it enables companies to be seen as financially successful, while its high probability can be described as financial failure. A number of models have been developed to calculate the bankruptcy probabilities of companies, but the most widely used model in the literature is the Altman Z score, which is developed by using the liquidity, profitability and debt ratios obtained from the financial reports of the companies (Apergis, 2011: 289; Özyeşil, 2020: 175).

Therefore, in this study, first of all, the probability of bankruptcy was calculated by using the financial reports of the companies included in the XTRZM index for the years 2012-2021. Then, the relationships between bankruptcy probabilities and stock prices were examined by panel data analysis. The delta tests suggested by Pesaran and Yamagata (2008) were used to test whether the series were homogeneous or not, the CD test recommended by Pesaran (2004) was used to test the cross-section dependence. According to the test results, it was deemed appropriate to perform the second generation unit root test and for this, the CIPS

test recommended by Pesaran (2007) was applied. Since it was decided that the cross-sections of the series are dependent, it was decided to use second-generation cointegration tests that take into account the cross-section dependence, and the cointegration analyzes recommended by Westerlund (2007) were carried out. Finally, causality relationships are examined. According to the results of the second generation cointegration analysis, which takes into account the cross-sectional dependence, a long-term equilibrium relationship could not be established between the variables, unlike most of the similar studies in the literature. As a result of the causality analysis, a one-way causality relationship from Altman Z scores to stock prices was determined.