



## Muhasebe Manipülasyonunun Pay Senedi Getirisine Etkisi: BİST Sınai İşletmelerinde Bir Uygulama

Suphi ASLANOĞLU<sup>1</sup>  
Evren YANYA<sup>2</sup>

### Öz

Bu çalışmada, muhasebe manipülasyonunun işletmelerin pay senedi getirisi üzerindeki etkisi incelenmiştir. Çalışmada, 2012-2021 yılları arasında BİST Sınai Endeksi'nde faaliyet gösteren 95 işletmeye ilişkin veriler panel veri analizi ile değerlendirilmiştir. Pay senedi getirilerinin hesaplanmasında yıllık veriler esas alınmıştır. Muhasebe manipülasyonu, Beneish (1999) modeline göre hesaplanan M-skor göstergesi ile temsil edilmiştir. Çalışmanın kontrol değişkenleri, finansal kaldıraç oranı ve işleme büyüklüğü olmak üzere modelde yer almıştır. Analiz sonuçlarına göre, pay senedi getirisi üzerinde muhasebe manipülasyonunun etkisi pozitif yönde ve işletme büyüklüğünün etkisi ise negatif yönde ve anlamlı bulunmuştur.

**Anahtar Sözcükler:** Muhasebe Manipülasyonu, Beneish Modeli, Pay Senedi Getirisi.

**JEL Kodları:** M41, G12.

## The Effect of Accounting Manipulation on Stock Return: An Application in BIST Industrial Firms

### Abstract

The current study examines the impact of accounting manipulation on the stock returns of firms. In the study, the data of 95 firms operating in the BIST Industrial Index between 2012 and 2021 are evaluated using panel data analysis. Stock returns are calculated using annual data. The M-score indicator calculated according to the Beneish (1999) model represents accounting manipulation. The control variables of the study are the financial leverage ratio and firm size. According to the results of the analysis, the effect of accounting manipulation on stock returns is found to be positive, while the effect of firm size is negative and significant.

**Keywords:** Accounting Manipulation, Beneish Model, Stock Return.

**JEL Codes:** M41, G12.

<sup>1</sup> Suphi ASLANOĞLU, (Prof. Dr.), Kırıkkale Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Öğretim Üyesi, Kırıkkale, Türkiye, E-mail:

[s.aslanoglu@hotmail.com](mailto:s.aslanoglu@hotmail.com), ORCID: [0000-0003-4394-5541](https://orcid.org/0000-0003-4394-5541).

<sup>2</sup> Sorumlu Yazar (Corresponding Author): Evren YANYA, Kırıkkale Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü Doktora Öğrencisi, Kırıkkale, Türkiye, E-mail:

[evrenyanya@gmail.com](mailto:evrenyanya@gmail.com), ORCID: [0000-0001-5275-833X](https://orcid.org/0000-0001-5275-833X).

APA 6 Stili Kaynak Gösterimi: (To Cite This Article)

Aslanoğlu, S., Yanya, E. (2023). Muhasebe manipülasyonunun pay senedi getirisine etkisi: BİST sınai işletmelerinde bir uygulama. *Muhasebe ve Vergi Uygulamaları Dergisi*, 16(2), 247-267. doi: <https://doi.org/10.29067/muvu.1273117>



---

## EXTENDED SUMMARY

### Introduction

Manipulation can take the form of accounting and earnings manipulation, as in the Enron case, as a result of transactions by company managers that affect the share price, or it can take the form of spreading misinformation or rumors through communication channels in the virtual environment (Aggarwal and Wu, 2006: 1916). The increasing use of accounting information by investors and financial analysts to value stocks creates a tendency for managers to manipulate earnings to influence stock performance (Cruz and Luiz, 2015).

Accounting manipulation, as defined by Copeland (1968: 101), is the ability to increase or decrease reported net income at will. Investors are expected to direct their investment behavior based on positive or negative company revenue news (Bhutto, Shaique, Kanwal, and Matlani, 2021).

The aim of the current study is to analyze the impact of accounting manipulation on the stock returns of companies in the BIST Industrial Index from 2012 to 2021. The findings of the study using the panel data analysis method revealed that the effect of accounting manipulation on stock returns is positive and the effect of firm size is negative and significant.

### Literature on Research

For many years, international researchers have been interested in the relationship between accounting manipulation and stock returns. Ball and Brown (1968) were the first researchers to document the relationship between accounting manipulation and stock returns. International studies, which are similar to the aim of the current study, show more research subjects than national studies. As a result, this study aims to contribute to the users of financial statements in terms of the data set and variables that differ from the literature as well as the analysis results.

Huang, Chen, and Cheng (2005) examined the characteristics of manipulated stocks in the Taiwan Stock Exchange and their impact in market quality. The sample of the study consisted of stock manipulation cases from 1991 to 2005. According to the results of the analysis, stock prices rose during the manipulation period but then fell again. Moreover, due to the high trading volume and high volatility of the stock price during the manipulation period, the manipulated stocks exhibited increased return persistence.

Aggarwal and Wu (2006) analyzed 142 cases of stock market manipulation based on an examination of case releases issued by the United States Securities and Exchange Commission (SEC) between 1990 and 2001. The analysis results revealed that stock returns, stock volatility, and liquidity increased during the manipulation period. Another result was that stock prices rose during the manipulation period and then fell.

Diaz, Theodoulidis, and Sampaio (2011) analyzed the data of eight stocks and funds traded on the New York Stock Exchange for the year 2003 for manipulated cases from the SEC litigation releases database. The study confirms that quarter-ends and year-ends, as well as closing times, are common antecedent conditions for manipulations, revealing that liquidity, return, and volatility are more highly correlated with manipulated stocks.

Tang and Alvita (2021) examined the impact of earnings management on the stock returns of Indonesian Stock Exchange companies. The sample of the study consisted for 277 companies from 2015 to 2019. The results of the study, using the descriptive statistical method, revealed that earnings management had a significant effect on stock returns.

Bansal, Ali, and Choudhary (2021) examined the impact of real earnings management on stock returns. The sample of their study consisted of 3085 stocks traded on the Bombay Stock Exchange from 2000 to 2019. The results of the study indicated that stocks with increasing real earnings management had lower excess returns than stocks with decreasing real earnings management.

---

Nur and Serter (2022) examined the relationship between financial information manipulation and the stock returns of BIST Construction Index companies. Within the scope of the research, they used the panel data analysis method for nine construction companies operating from 2013 to 2020. The results of the analysis indicated that financial information manipulation had a positive and significant effect on stock returns.

### **Method of The Research**

In the current study, which includes data from 95 companies in the BIST Industrial Index and 10 years period, the effect of accounting manipulation on stock returns is analyzed using the panel data analysis method.

Since this study includes cross-sectional data from 95 companies and time series data from 10 years periods, the panel data analysis method is required.

### **Findings of The Research**

The findings of the analysis show that accounting manipulation has a positive and statistically significant effect on the stock return variable. On the other hand, the company size variable has a negative and significant relationship with the stock return variable. Another finding of the analysis is that there is no significant relationship between the financial leverage variable and the stock return variable.

### **Conclusion**

Accounting manipulation by managers means activities aimed at deceiving both shareholders and users of financial statements in order to overstate the financial performance of the company. Accounting manipulation practices may reduce the credibility of accounting information, undermining the confidence of the users of such information in the decision-making process for equity investments. Therefore, it can be stated that the stock return that investors expect to obtain as a result of their stock investments is affected by accounting manipulation.

This study examines the effect of accounting manipulation on the stock returns of BIST Industrial Index companies. Panel data analysis is used for 95 companies operating between 2012 and 2021 in the study. Accounting manipulation has a positive effect on stock returns, according to the study's analysis, which uses Beneish (1999) model M-score value as the manipulation indicator. The result of the study is similar to the results obtained by Aggarwal and Wu (2006), Diaz et al. (2011), Huang et al. (2005), Nur and Serter (2022), and Sayari et al. (2013).

Since managers have more information than shareholders due to their position within the company and their closer observation of company activities, an information asymmetry arises. Due to this information asymmetry, managers have the opportunity to manipulate accounting data for their own benefit. Also, managers use accounting manipulations to avoid the negative effects of information asymmetry. Managers attempt to signal their capabilities and hidden qualities by reporting favorable operating and financial performances for the company. Accounting manipulation is expected to positively affect stock returns by achieving positive market effects through a higher share price (Bansal et al., 2021).

## 1. GİRİŞ

İşletmeler, finansal durum ve performans ile ilgili göstergelerini yansıtan raporlarını dönemlik olmak üzere hazırlanan finansal tablolar aracılığı ile finansal tablo kullanıcılarına sunmaktadırlar. Finansal tablo kullanıcıları; yöneticiler, paydaşlar ve çalışanlar gibi işletme içerisinde olabileceği gibi potansiyel yatırımcılar, kredi kuruluşları, tedarikçiler ve devlet gibi işletme dışından da olabilmektedir. Finansal raporda sunulan bilginin, finansal tablo kullanıcılarının amaçları doğrultusunda alacak oldukları finansal kararlara fayda sağlaması ve işletmenin finansal faaliyetlerinin ekonomik gerçekliği yansıtması gereklidir.

İşletmeler tarafından genel kabul görmüş muhasebe ilkeleri, muhasebe standartları ve ilgili düzenlemeler çerçevesinde hazırlanarak sunulan finansal tablo bilgisinin kaliteli olduğuna ilişkin görüş genel kabul görmektedir. Bununla birlikte, işletme yönetiminden sorumlu olanlar çıkarlarını gözetenek ilgili ilkelere, standartlarda ve düzenlemelerde ortaya çıkan esneklikler veya boşluklardan istifade etmek suretiyle veya yasadışı olacak şekilde; finansal performansı ve durumu yansıtan finansal tablo kalemlerinde ve bunlara ilişkin hesaplarda yer alan bilgileri manipüle edebilmektedir.

Manipülasyon, örneğin Enron davasında olduğu gibi işletme içerisindeki yöneticilerin pay senedi fiyatını etkileyen işlemleri sonucunda muhasebe ve kazanç manipülasyonu şeklinde ortaya çıkabileceği gibi, sanal ortamda iletişim kanallarındaki yanlış bilgi ya da söylentilerin yayılması şeklinde de ortaya çıkabilmektedir (Aggarwal ve Wu, 2006: 1916). Yatırımcılar ve finansal analistler tarafından pay senetlerinin değerlemesine yönelik olarak muhasebe bilgilerinin giderek daha fazla kullanılıyor olması, yöneticiler açısından pay senedi performansını etkilemek amacıyla gelirleri manipüle etme eğilimi oluşturmaktadır (Cruz ve Luiz, 2015).

Copeland (1968:101), muhasebe manipülasyonunu “rapor edilen net geliri isteğe bağlı olarak artırma veya azaltma yeteneği” olarak tanımlamaktadır. İşletmelerin finansal tabloları aracılığı ile rapor edilen gelir, pay senedi fiyatlarını etkileyen faktörlerden birisidir. Yatırımcıların, işletme gelirleriyle ilgili olumlu veya olumsuz haberlere göre yatırım davranışlarını yönlendirmesi beklenmektedir (Bhutto vd., 2021).

Yönetim tarafından uygulanan muhasebe manipülasyonu, rapor edilen gelirlerin güvenilirliğini azaltmakta, böylece raporlanan gelir bilgileri ekonomik gerçekliği göstermeyeceğinden gelirlerin kalitesini düşürmektedir. Dolayısıyla, muhasebe manipülasyonu “olumsuz haber” şeklinde algı oluşturduğu için pay senedi fiyatı üzerinde olumsuz etki oluşturabilmektedir (Nuryaman, 2013: 73). Ancak “olumsuz haber” gibi istisnai bir durum muhasebe manipülasyonu yapıldığının anlaşılması koşulu ile birlikte sınırlı seviyede etki oluşturabilecektir.

Diğer taraftan, yatırımcılar, sürdürülebilir nakit akışı sağlayan ve büyümeye açık gelir yaratma kabiliyeti olan işletmelerin pay senetlerine daha yüksek fiyat ödemeye istekli olabilmektedirler. Yatırımcılara daha yüksek gelir elde etme gücünü rapor eden işletmeler, pay senedi fiyatları açısından olumlu bir izlenim bırakma eğilimindedir. Muhasebe manipülasyonu, yatırımcılara bir işletmenin daha yüksek gelir elde etme gücüne sahip olduğunu göstermenin ve daha yüksek pay fiyatının oluşmasına yardımcı olmanın yollarından biri olabilmektedir (Mulford ve Comiskey, 2002).

Bu çalışma, muhasebe manipülasyonunun BİST Sınai Endeksi’ndeki işletmelerin pay senedi getirileri üzerindeki etkisini 2012-2021 dönem aralığı için incelemeyi amaçlamaktadır. Çalışmanın amacı ile benzerlik gösteren ulusal çalışmaların (Kara ve Sakarya, 2021; Nur ve Serter, 2022), uluslararası çalışmalara (Huang, Chen ve Cheng, 2005; Aggarwal ve Wu, 2006; Diaz, Theodoulidis ve Sampaio, 2011; Nuryaman, 2013; Sayari, Mraihi, Finet ve Omri, 2013; Christianto, 2014; Cruz ve Luiz, 2015; Saedi, 2018; Omush, Masadeh ve Zahran, 2019; Rachman vd., 2021; Tang ve Alvita, 2021) göre daha sınırlı sayıda olduğu gözlemlenmektedir. Muhasebe manipülasyonu ve pay

senedi getirisi arasındaki ilişki Nur ve Serter (2022) tarafından Beneish (1999) modeli kullanılarak panel veri analizi ile açıklanmaya çalışılmıştır. Bu çalışmada, muhasebe manipülasyonunun pay senedi getirisine etkisi, ulusal literatürden farklı olarak BİST Sınai Endeksi işletmelerine ait veri seti, kontrol değişkenleri ve genişletilmiş dönem aralığı kapsamında panel veri analizi ile incelenmiştir. Çalışmada elde edilen bulgu, pay senedi getirisi üzerinde pozitif etki oluşturmak amacıyla muhasebe manipülasyonuna başvurulabileceğini göstermektedir. Çalışmanın literatüre katkı sağlayabileceği öngörülmektedir.

## 2. MUHASEBE MANİPÜLASYONU VE BENEISH (1999) MODELİ

Literatürde, teorik ve uygulamalı olarak farklı araştırma konuları kapsamında incelenen muhasebe manipülasyonu kavramıyla ilgili olarak kabul görmüş ortak bir tanım yapılmadığı gözlemlenmektedir.

Trussel (2003: 616) muhasebe manipülasyonunu, bir işletmenin yöneticilerinin, işletmenin finansal performansını olduğundan iyi yansıtmak amacıyla finansal bilgilerini bilinçli olarak çarpıtması olarak tanımlanmaktadır.

Muhasebe manipülasyonu, Schilit ve Perler (2010: 24) tarafından şu biçimde tanımlanmıştır:

“Finansal Kurnazlık” olarak belirtilen muhasebe manipülasyonu, “yatırımcıların, işletmenin kârının daha yüksek, nakit akışlarının daha istikrarlı ve bilanço yapısının gerçek durumdan daha sağlıklı olduğu hususlarına inanmaya yönlendirmek amacıyla bir işletmenin, finansal performansı veya finansal açıdan durumu hakkında yatırımcıları yanılgıya düşüren ve işletmenin yönetimi tarafından uygulamaya konulan faaliyetlerdir”.

Stolowy ve Breton (2004: 6), muhasebe manipülasyonunu, “işletme ile kamu (politik maliyetlerin azaltılması), finansman sağlayan taraflar (sermaye maliyetinin azaltılması) veya yöneticiler (ücretlendirme planlarının artırılması) arasında servet transferi fırsatlarını etkileyebilmek amacıyla muhasebe seçimlerini gerçekleştirmek veya hesap hareketlerini yönlendirmek için yönetimin tasarruf yetkisini kullanması” olarak tanımlamaktadır.

Muhasebe manipülasyonuna teşvik eden unsurlar arasında; işletme içindeki veya dışındaki beklentilere uygun gelir elde etme ihtiyacı, işletmenin giderek bozulan finansal durumunu gizleme girişimi, finansal sonuçlara bağlı olarak yönetim ücretlerini iyileştirme arzusu (Beasley vd., 2010), muhtelif paydaş grupları arasında servet transferi olanaklarını etkileme arzusu (Stolowy ve Breton, 2004), işletmenin pay senedi fiyatlarının yükseltilmesi, kredi değerliliğini artırma ve kredi faiz maliyetlerini azaltma veya fazladan esneklik oluşturma isteği, kredi sözleşmelerinden kaynaklanan sınırlamaların azaltılması ve bunlara ek olarak düzenleyici kurumların nezdinde nispeten daha az dikkat çekici olunmasını veya yüksek vergiden kaçınılmasını da içeren politik maliyetlerin düşürülmesi yer almaktadır (Mulford ve Comiskey, 2002).

Muhasebe manipülasyonunun tespit edilmesinde, bağımsız denetim kuruluşları ve ilgili düzenleyici kurumlar tarafından yayımlanan denetim raporları ve bültenler faydalı olabilmektedir. Bunun yanı sıra araştırmacıların ortaya koymuş olduğu bazı tahmin modellerinden ve yöntemlerinden de yararlanılabilmektedir. Literatürde, tahakkukları esas alan (Healy, 1985; DeAngelo, 1986; Jones, 1991; Dechow, Sloan, ve Sweeney, 1995; Kothari, Leone, ve Wasley, 2005; Roychowdhury, 2006) modellerin yanı sıra tahakkuklar ile birlikte endeksleri de esas alan (Beneish, 1999; Spathis, 2002) karma modellerin geliştirilmiş olduğu görülmektedir. Bu çalışmada, literatürde sıklıkla kullanılan Beneish (1999) modeli ile hesaplanan M-skor değeri muhasebe manipülasyonu için bir gösterge olarak kullanılmıştır.

Beneish (1999), muhasebe manipülasyonu gerçekleştiren bir örneklem ve bu örneklemin karakteristik özellikleri ile muhasebe manipülasyonunu ortaya çıkarmak için geliştirilen bir tahmin modeli sunmuştur. Modelin değişkenleri, manipülasyon sonucunda ortaya çıkabilecek finansal

tablo çarpıtma etkilerini ya da işletmeleri manipülatif davranmaya yönlendirebilecek koşulları göz önünde bulunduracak şekilde tasarlanmıştır. Modelde finansal tablo verilerine dayandırılan sekiz değişken kullanılmıştır. Modeldeki değişkenler ve hesaplanma yöntemleri Tablo 1’de gösterilmektedir (Beneish, 1999: 27):

**Tablo 1. Beneish (1999) Modelinde Yer Alan Değişkenler**

M-Skor Değişkenleri	Değişkenlerin Hesaplanma Yöntemleri
Ticari Alacaklar Endeksi (DSRI)	$\frac{Ticari\ alacaklar_t / Brüt\ satışlar_t}{Ticari\ alacaklar_{t-1} / Brüt\ satışlar_{t-1}}$
Brüt Kâr Marjı Endeksi (GMI)	$\frac{(Brüt\ satışlar_{t-1} / Satılan\ mal\ maliyeti_{t-1}) / Brüt\ satışlar_{t-1}}{(Brüt\ satışlar_t / Satılan\ mal\ maliyeti_t) / Brüt\ satışlar_t}$
Aktif Kalitesi Endeksi (AQI)	$\frac{(1 - Dönen\ varlıklar_t + Maddi\ duran\ varlıklar_t) / Toplam\ varlıklar_t}{(1 - Dönen\ varlıklar_{t-1} + Maddi\ duran\ varlıklar_{t-1}) / Toplam\ varlıklar_{t-1}}$
Satışlardaki Büyüme Endeksi (SGI)	$\frac{Brüt\ satışlar_t}{Brüt\ satışlar_{t1}}$
Amortisman Giderleri Endeksi (DEPI)	$\frac{Amortisman\ giderleri_{t-1} / (Amortisman\ giderleri_{t-1} + Maddi\ duran\ varlıklar_{t-1})}{Amortisman\ giderleri_t / (Amortisman\ giderleri_t + Maddi\ duran\ varlıklar_t)}$
Pazarlama, Satış, Dağıtım ve Genel Yönetim Giderleri Endeksi (SGAI)	$\frac{(Pazarlama,\ satış\ dağıtım\ giderleri_t + Genel\ yönetim\ giderleri_t) / Brüt\ satışlar_t}{(Pazarlama,\ satış\ dağıtım\ giderleri_{t-1} + Genel\ yönetim\ giderleri_{t-1}) / Brüt\ satışlar_{t-1}}$
Borçlanma Yapısındaki Değişim Endeksi (LVGI)	$\frac{(Uzun\ vadeli\ borçlar_t + Kısa\ vadeli\ borçlar_t) / Toplam\ varlıklar_t}{(Uzun\ vadeli\ borçlar_{t-1} + Kısa\ vadeli\ borçlar_{t-1}) / Toplam\ varlıklar_{t-1}}$
Toplam Tahakkukların Toplam Varlıklara Oranı (TATA)	$\frac{\Delta Dönen\ varlıklar_t - \Delta Kasa_t - \Delta Kısa\ vadeli\ borç_t}{-\Delta Uzun\ vadeli\ borç\ anapara\ taksit\ ve\ faizleri_t - \Delta Ödenecek\ vergi\ ve\ diğer\ yasal\ yük.\ karşılıkları_t - Amortisman\ giderleri_t}$ Toplam varlıklar <sub>t</sub>

Modelde, ilk raporlamadaki aykırılığın gerçekleştirildiği yıldaki finansal tablo verilerini bir önceki yılın verileriyle mukayese ederek, manipülasyondan kaynaklı olabilecek çarpıtma etkilerini ortaya çıkarabilmek için sekiz değişkenden yedisi endeks şeklinde tasarlanmıştır. Beneish (1999) modelinde, muhasebe manipülasyon olasılığını (M-skor) tahmin etmek için ağırlıksız probit regresyonu ile hesaplanan katsayı denklem (1)’de yer almaktadır (Beneish, 1999: 29):

$$M_i = -4.840 + (0.920 \times DSRI) + (0.528 \times GMI) + (0.404 \times AQI) + (0.892 \times SGI) + (0.115 \times DEPI) + (-0.172 \times SGAI) + (4.679 \times TATA) + (-0.327 \times LVGI) \quad (1)$$

Modelde, M-skoru -1,78’in üzerinde olan işletmeler potansiyel manipülatör olarak değerlendirilmektedir (Beneish, 1999: 32).

### 3. LİTERATÜR

Muhasebe manipülasyonu ve pay senedi getirileri arasındaki ilişkinin incelenmesi, uzun yıllardır uluslararası araştırmacıların ilgisini çeken bir konu olmuştur. Ball ve Brown (1968), muhasebe manipülasyonu ve pay senedi getirileri arasındaki ilişkiyi ilk belgeleyen araştırmacılarıdır. Muhasebe manipülasyonunun, pay senedi getirisi, pay senedi oynaklığı, piyasanın likiditesi gibi göstergeler üzerindeki etkisinin incelenmiş olduğu çalışmalar bu bölümde özetlenmiştir.

Huang vd. (2005), Tayvan Borsası'nda manipüle edilen pay senetlerinin özelliklerini ve piyasa kalitesine etkisini incelemişlerdir. 1991'den 2005'e kadar gerçekleştirilen pay senedi manipülasyon vakaları çalışmanın örneklemini oluşturmaktadır. Analiz sonuçlarına göre, pay senedi fiyatları manipülasyon dönemi boyunca yükselmekte ve ardından fiyatlar yeniden düşüşe geçmektedir. Ayrıca, manipüle edilen pay senetleri, yüksek işlem hacmine bağlı olarak artan getiri sürekliliği ve manipülasyon döneminde piyasanın yüksek likiditesine bağlı olarak pay senedi fiyatının yüksek oynaklığını sergilemiştir.

Aggarwal ve Wu (2006), 1990- 2001 yılları arasında Amerika Birleşik Devletleri (ABD) Menkul Kıymetler ve Borsa Komisyonu (Securities and Exchange Commission – SEC) dava bültenlerinin analizi sonucunda 142 pay senedi piyasası manipülasyonu vakasını incelemişlerdir. Analiz sonuçları, manipülasyon döneminde pay senedi getirilerinin, pay senedi oynaklığının ve likiditenin artış gösterdiğini ortaya koymuştur. Pay senedi fiyatlarının manipülasyon dönemi boyunca yükseldiği ve sonrasında düştüğü tespit edilmiştir.

Diaz vd. (2011), SEC dava bültenleri veri tabanından manipüle edilmiş vakalara yönelik olarak New York Borsası'nda işlem gören 8 pay senedi ve fon verilerini 2003 yılı için incelemişlerdir. Çalışmalarında, pay senedi fiyat manipülasyonunu tespit etmek üzere veri madenciliği tekniklerinden yararlanmışlardır. Çalışma, çeyrek dönem sonları ve yılsonlarının yanı sıra kapanış saatlerinin, manipülasyonlar için yaygın öncül koşullar olduğunu doğrularak, manipüle edilmiş pay senetleriyle likidite, getiri ve oynaklığın daha yüksek ilişkili olduğunu ortaya koymaktadır.

Nuryaman (2013), denetim kalitesinin kazanç yönetimi ile pay senedi getirileri üzerindeki etkisini incelemiş olduğu çalışmanın örneklemini, 2010 yılında Endonezya Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören 149 imalat işletmelerini kapsamaktadır. Kazanç yönetiminin göstergesi olan ihtiyari tahakkuklar Düzeltilmiş Jones (1995) modeli kullanılarak tahmin edilmiştir. Çoklu regresyon analizinin kullanıldığı çalışmanın sonuçları, kazanç yönetiminin pay senedi getirilerini olumsuz etkilediğini göstermektedir. Denetim kalitesinin ölçüti olan dört büyük denetim şirketinin denetlediği işletmelerde, dört büyük denetim şirketi tarafından denetlenmeyen işletmelere kıyasla kazanç yönetimi ile pay senedi getirisi arasındaki olumsuz ilişki daha güçlüdür. Bir diğer analiz sonucu, işletme büyüklüğünün pay senedi getirileri ile olumlu ilişkili olduğunu göstermektedir.

Sayari vd. (2013), Tunus Borsası'nda 1999-2008 dönem aralığında faaliyet gösteren 26 işletmeye ilişkin kazanç yönetimi uygulamalarının pay senedi getirilerine etkisini incelemişlerdir. İhtiyari tahakkuklar değişkenini daha yüksek ve daha düşük seviyeler olarak sınıflandırmışlardır ve ardından getiriler üzerindeki etkisini analiz etmişlerdir. Elde edilen sonuçlar, ihtiyari tahakkukların iki düzeyi için (dört modele göre) anlamlı bir katsayıya işaret etmektedir. Ayrıca, bu çalışma işletme büyüklüğünün belirleyici rolünü de göstermiştir. Kazanç yönetimi, büyük işletmeler için anormal pozitif pay senedi getirilerinin artmasına ve küçük işletmeler için anormal negatif pay senedi getirilerinin azalmasına olanak sağlamaktadır.

Christianto (2014), 2009-2011 döneminde Endonezya Borsası'nda işlem gören işletmelerde Beneish M-Skor modeli kullanılarak gerçekleştirilen kazanç manipülasyonu tespitinin pay senedi getirisi üzerindeki etkisini incelemiştir. Çalışmanın bağımlı değişkeni olan pay senedi getirisi kümülatif anormal getiri ile temsil edilmektedir. Kontrol değişkenleri olarak finansal kaldıraç oranı ile piyasa değeri/değer oranı kullanılmıştır. Çoklu regresyon analiz sonucunda, kazanç

manipülasyonunun pay senedi getirisini olumsuz olarak etkilediği tespit edilmiştir. Benzer şekilde, finansal kaldıraç oranının pay senedi getirisi üzerinde olumsuz etki gösterdiği bulunmuştur.

Cruz ve Luiz (2015), kazanç yönetiminin pay senedi getirilerine etkisini incelemiş oldukları çalışmanın örneklemini, 2009-2013 dönem aralığında Filipinler Borsası'nda faaliyet gösteren sanayi, gayrimenkul, hizmet ve madencilik sektörlerindeki toplam 138 işletmeden oluşmaktadır. Kazanç yönetimini; tahakkuk esasına ve gerçek faaliyetlere dayalı stratejiler temsil etmektedir. Tahakkuk esaslı kazanç yönetiminde ihtiyari tahakkuklar Jones (1991) modeli ile hesaplanmıştır. Gerçek faaliyete dayalı kazanç yönetimi uygulaması Roychowdhury (2006) modeli ile hesaplanmıştır. Panel veri regresyon uygulanan çalışmanın sonuçları, tahakkuk esasına ve gerçek faaliyete dayalı kazanç yönetimi uygulamalarının pay senedi getirilerini etkilemediğini göstermektedir. Analiz sonuçlarında, işletme büyüklüğünün pay senedi getirileri üzerinde olumlu etkisi görülmekte iken, piyasa değeri/defter değerinin olumsuz etkisinin olduğu görülmektedir.

Saedi (2018) çalışmasında, Katar Borsası'nda 2009-2017 yılları arasında işlem gören 7 sanayi işletmesine ilişkin kazanç yönetimi uygulamaları ile pay senedi getirileri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Kazanç yönetimi uygulamaları için hesaplanan ihtiyari tahakkuklar Düzeltilmiş Jones (1995) modeli ile tahmin edilmiştir. Panel veri regresyon sonucuna göre, kazanç yönetimi ile pay getirisi arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin bulunmadığı tespit edilmiştir.

Lock vd. (2019) çalışmalarında, döviz kuru hareketleri ile muhasebe manipülasyonu uygulamaları arasındaki ilişkiyi ve bu ilişkinin Bursa Malezya Menkul Kıymetler Borsası'ndaki işletmelerin pay senedi getirilerini nasıl etkilediğini incelemeyi amaçlamışlardır. Çalışmanın örneklemini, 2012- 2016 dönem aralığında Bursa Malezya'da finans sektöründe yer almayan 839 işletmeden oluşmaktadır. Muhasebe manipülasyonun tespit edilmesinde Düzeltilmiş Jones (1995) modeli kullanılmıştır. Bulgular, muhasebe manipülasyonunun yıllık pay senedi getirilerini pozitif yönde etkilediğini göstermektedir.

Omush vd. (2019) çalışmalarında, kazanç yönetiminin Amman Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören sanayi işletmelerinin pay senedi getirileri üzerindeki etkilerini araştırmışlardır. Çalışmanın örneklemini, 2014-2018 dönemi için Madencilik ve Maden Çıkarma Sanayi işletmeleri ile Gıda ve İçecek işletmelerini kapsayan 18 işletmeden oluşmaktadır. Çalışmada, kazanç yönetiminin göstergesi olan ihtiyari tahakkukları ölçmek için Jones (1991) ve Düzeltilmiş Jones (1995) modelleri kullanılmıştır. İşletme büyüklüğü ve faaliyetlerden nakit akışları çalışmanın kontrol değişkenleridir. Hipotez testleri uygulanan çalışmanın sonuçlarında, kazanç yönetimi uygulamaları ile pay senedi getirileri arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Bir diğer sonuç, pay senedi getirileri ile işletme büyüklüğü arasında anlamlı bir ilişki olduğunu ve faaliyet nakit akışları ile anlamlı olmayan bir ilişki olduğunu göstermektedir.

Rachman vd. (2021), gerçek kazanç yönetimi ile pay senedi getirileri arasındaki ilişkiyi incelemiş oldukları çalışmalarının örneklemini, 2016-2018 dönem aralığında Endonezya Borsası'ndaki altyapı, hizmet ve ulaşım sektöründe işlem gören 87 işletmeden oluşmaktadır. Gerçek kazanç yönetiminin kukla değişken olarak kullanıldığı çalışmada, kısmi regresyon testi (t test) kullanılmıştır. Kısmi regresyon testi sonuçları, gerçek kazanç yönetimi ile pay senedi getirisi arasındaki ilişkinin çok zayıf olduğunu gösterirken, gerçek kazanç yönetimi uygulamalarına bağlı olarak pay senedi getirileri arasında pozitif ancak anlamsız bir ilişki bulunduğunu göstermektedir.

Tang ve Alvita (2021), kazanç yönetiminin Endonezya Borsası'ndaki işletmelerin pay senedi getirileri üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışmanın örneklemini, 2015-2019 dönem aralığı için 277 işletme verisinden oluşmaktadır. Kazanç yönetimi uygulamalarını temsil etmek üzere Düzeltilmiş Jones (1995) modeli ile ihtiyari tahakkuklar hesaplanmıştır. Betimsel istatistik yöntemi kullanılan çalışmada elde edilen sonuçlar, kazanç yönetiminin pay senedi getirisi üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir.



Bhutto vd. (2021), kazanç yönetimini Pakistan Borsası'nda işlem gören işletmelerin pay senedi getirileri üzerindeki etkisini araştırmış oldukları çalışmanın örneklemini, 2005-2017 dönem aralığındaki 3900 işletme-yıl gözlemi oluşturmaktadır. Kazanç yönetimi, tahakkuk esasına ve gerçek faaliyete dayalı yöntemlere göre ayrı olarak ve iki yöntemin bileşimi şeklinde dikkate alınmıştır. Çalışmanın sonuçları, pay senedi getirileri ile gerçek faaliyete ve tahakkuk esasına dayalı kazanç yönetimi arasında anlamlı ve negatif bir ilişkinin olduğunu göstermektedir. Ayrıca, gerçek ve tahakkuk eden kazanç yönetiminin pay senedi getirisi üzerindeki birleşik etkisinin de önemli ölçüde negatif olduğu bulunmuştur.

Kara ve Sakarya (2021), muhasebe manipülasyonu uygulanan işletmelerin pay senedi getirilerine ve oynaklığa etkisini incelemiş oldukları çalışmanın örneklemini, BİST imalat sanayi işletmelerinin alt gruplarında yer alan 154 işletmeden oluşmaktadır. 2014-2019 dönem aralığına ilişkin veriler lojistik regresyon modeli ile analiz edilmiştir. Muhasebe manipülasyonu yapan ve yapmayan işletmelerin ayrımı Beneish (1999) modelinde hesaplanan M-skor değeri ile ölçülmüştür. Analiz sonucunda, muhasebe manipülasyonu yapan işletmelerin pay senedi getirisi ve piyasa değeri/defter değeri oranı değişkenleri ile negatif ilişkili olduğu ve hisse başına kazanç değişkeni ile pozitif ilişkili olduğu gözlemlenmiştir.

Bansal vd. (2021), piyasa etkisi, büyüklük etkisi, değer etkisi ve momentum etkisinin düzenleyici rolünü göz önünde bulundurarak, gerçek kazanç yönetiminin pay senedi getirisi üzerindeki etkisini incelemişlerdir. Çalışmanın örneklemini, 2000-2019 dönem aralığında Bombay Borsası'nda işlem gören 3085 pay senedi verileri oluşturmaktadır. Gerçek kazanç yönetiminin hesaplanmasında Roychowdhury (2006) modeli esas alınmıştır. Çalışmanın sonuçları, artan gerçek kazanç yönetimine sahip pay senetlerinin, azalan gerçek kazanç yönetimine sahip pay senetlerine kıyasla daha düşük aşırı getiri elde ettiğini göstermektedir. Bir diğer sonuç, daha yüksek betaya sahip, büyük ve aşırı değerlenmiş ve daha yüksek momentum niceliklerine sahip işletmelerin artan kazanç yönetimine başvurma olasılığının daha yüksek olduğunu göstermektedir.

Nur ve Serter (2022), finansal bilgi manipülasyonu ile BİST İnşaat Endeksi işletmelerinin pay senedi getirileri arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Araştırma kapsamında, 2013-2020 dönem aralığında faaliyette bulunan 9 inşaat işletmesine ilişkin olarak panel veri analizi yöntemini kullanmışlardır. Analiz sonucu; finansal bilgi manipülasyonunun pay senedi getirisini pozitif ve anlamlı yönde etkilediğini göstermektedir.

## 4. ARAŞTIRMA

### 4.1. Araştırmanın Amacı ve Örneklemi

Bu araştırma, muhasebe manipülasyonunun BİST Sınai Endeksi'nde yer alan işletmelerin pay senedi getirileri üzerindeki etkilerini, finansal kaldıraç ve işletme büyüklüğü kontrol değişkenlerini de göz önünde bulundurarak incelemeyi amaçlamıştır. BİST Sınai Endeksi'nde işlem gören işletmelerin, finans ve hizmet işletmeleri dışında yer almaları ve dolayısıyla finansal tablo verilerinin daha homojen yapı sergilemesi bakımından çalışmanın örneklemini olarak seçilmiştir. Çalışmada, 2012-2021 yılları arasında finansal verilerine kesintisiz olarak erişilebilen 95 işletme verisi için panel veri analizi yöntemi kullanılmıştır. Araştırmada yer alan değişkenler yıllık olarak hesaplanmıştır. Değişkenlere ilişkin veriler Finnet veri tabanı üzerinden elde edilmiştir.

### 4.2. Araştırmanın Hipotezleri

Pay senedi getirileri, yatırımcıların borsadaki alım ve satım faaliyetlerinden elde ettikleri getirilerdir. Dolayısıyla, bu getiriler fiyat keşfi mekanizmasının bir ürünü olarak anlaşılabilir. Fiyat keşfi süreci çeşitli faktörlerden etkilenebilir. Örneğin, pay senedi getirileri işletmelerin muhasebe manipülasyonu uygulamalarından etkilenmektedir (Bansal vd., 2021).

Muhasebe manipülasyonu ile pay senedi getirisi arasındaki ilişki üzerine çok sayıda çalışma

mevcut olmasına rağmen elde edilen bulgular farklılık göstermektedir.

Bazı çalışmalar, muhasebe manipülasyonunun pay senedi getirisi üzerindeki pozitif etkisini ortaya koymaktadır (Aggarwal ve Wu, 2006; Diaz vd., 2011; Huang vd.,2005; Lock vd., 2019; Nur ve Serter, 2022; Sayari vd., 2013). Diğer taraftan, muhasebe manipülasyonunun pay senedi getirisini negatif etkilediğini ortaya koyan çalışmalar (Bansal vd., 2021; Bhutto vd., 2021; Christianto, 2014; Kara ve Sakarya 2021) bulunmaktadır. Muhasebe manipülasyonu ile pay senedi getirisi arasında anlamlı bir ilişki olmadığını belgeleyen çalışmalar da mevcuttur (Cruz ve Luiz, 2015; Omush vd., 2019; Rachman vd.,2021; Saedi, 2018; Tang ve Alvita 2021).

Sinyal teorisi, muhasebe verilerinin, yatırımcıların işletmenin gerçek değerini daha iyi değerlendirmesine izin verdiği ölçüde, piyasa eğilimlerine işaret eden gerçek bir araç olarak kabul edilmesi gerektiğini varsayar. Yöneticiler, işletmenin içinde bulunduğu durum ve geleceğe yönelik beklentiler ile aynı zamanda gelecekteki nakit akışlarını yaratma kapasitesi hakkında özel bilgilere sahiptir (Sayari vd., 2013). Bu da yöneticiler ile hissedarlar arasında bilgi asimetrisine yol açmaktadır. Bilgideki bu asimetri, yöneticilerin kendi çıkarları için muhasebe verilerini manipüle etme olanağı vermektedir (Bansal vd., 2021: 268).

Muhasebe manipülasyonu, hissedarlara özel bilgilerin, özellikle de işletmenin uzun vadeli stratejisine ilişkin görüşlerin iletilmesine ve yasaların sınırları dâhilinde muhasebe bilgilerinin şekillendirilmesine olanak tanıyan esnek bir araç olarak kullanılabilir (Sayari vd., 2013). Yöneticiler, olumlu piyasa etkisine ulaşmak için uyguladıkları muhasebe manipülasyonu ile pay senedi getirisi üzerinde olumlu etki oluşturmayı amaçlamaktadır. Sinyal teorisi, muhasebe manipülasyonu ile pay senedi getirisi arasında pozitif bir ilişki olduğunu savunmaktadır (Bansal vd., 2021: 269).

Bu bağlamda bu araştırmanın hipotezi:

*H<sub>1</sub>: Muhasebe manipülasyonunun pay senedi getirisi üzerinde pozitif yönde bir etkisi vardır.*

**Kaldıraç oranı:** Piyasa zamanlaması teorisi, sermaye yapısının pay senedi piyasasını zamanlamaya yönelik geçmiş girişimlerin kümülatif sonucu olduğunu öne sürmektedir. Pay senedi piyasası zamanlaması, pay senetlerini yüksek fiyatlarla ihraç etme ve düşük fiyatlarla geri satın alma uygulamasını ifade etmektedir (Baker ve Wurgler, 2002: 1). Piyasa zamanlaması teorisi, yöneticilerin davranışlarında bazen irrasyonel olduklarını varsaymaktadır. Finans yöneticisinin değerlendirmeleri yatırımcılara göre daha istikrarlıysa, pay senedi fiyatı çok yüksek olduğunda pay senedi ihraç etmeye ve pay senedi fiyatı çok düşük olduğunda borçlanmaya karar verebilmektedir. Piyasa zamanlaması teorisi, borcun pay senedi getirileriyle negatif korelasyon gösterebileceğini öne sürmektedir (Brealey, Myers ve Allen, 2011: 463). Kaldıraç oranındaki değişiklikler ile pay senedi getirileri arasında negatif ilişkinin varlığını tespit eden diğer çalışmalar (Dimitrov ve Jain, 2006; George ve Hwang, 2010; Korteweg, 2004) mevcuttur.

Masulis (1983), kaldıraç oranındaki değişikliklerin işletme değeri üzerindeki etkisini araştırmış olduğu çalışmasında, hem işletme değerindeki hem de pay senedi getirilerindeki değişikliklerin kaldıraç oranındaki değişikliklerle pozitif ilişkili olduğunu ortaya koymuştur. Bhandari (1988), beklenen pay senedi getirilerinin beta ve işletme büyüklüğü kontrolü sağlandıktan sonra, kaldıraç oranı ile pozitif ilişkili olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Kaldıraç oranı ile pay senedi getirileri arasında pozitif yönde ilişkinin olduğunu ortaya koyan çalışmalar (Acaravcı, Ural ve Karaömer, 2018; Umar, 2008; Yang vd., 2010) mevcuttur. Kaldıraç oranı yüksek olan işletmelerin pay senetleri yatırımcılar nezdinde riskli varlık olarak değerlendirilmekte, pay senedine yatırım yapılması söz konusu olduğunda daha yüksek getiri talep edilmektedir (Yücel, 2015: 66).

Bu bağlamda bu araştırmanın hipotezi:

*H<sub>2</sub>: Kaldıraç oranının pay senedi getirisi üzerinde pozitif yönde bir etkisi vardır.*

*İşletme büyüklüğü:* Pay senedi getirisi ile piyasa değeri arasındaki ilişkiyi incelemiş olan ilk çalışma Banz (1981) tarafından gerçekleştirilmiştir. 1936-1975 yılları arasında New York Stock Exchange (NYSE)'de işlem gören küçük işletmelerin büyük işletmelere göre daha yüksek getirilere sahip olduğunu ortaya koymuştur. Benzer sonuçlar elde etmiş olan Roll (1981) çalışmasında, NYSE ve American Stock Exchange (AMEX)'de işlem gören küçük işletmelerin büyük işletmelerden daha yüksek ortalama getiri sağladıklarını tespit etmiştir.

Diğer taraftan, işletme büyüklüğünün pay senedi getirisi üzerinde olumlu bir etki oluşturduğunu ortaya koyan çalışmalar da gözlemlenmektedir (Cruz ve Luiz, 2015; Nuryaman, 2013; Omush vd.,2019).

İşletme büyüklüğü risk faktörü olarak değerlendirildiğinde ve küçük ölçekteki işletmelerin daha riskli oldukları kabul edildiğinde, küçük ölçekteki işletmelerden daha yüksek pay senedi getirisi beklenmektedir (Fama ve French, 1992).

Bu bağlamda bu araştırmanın hipotezi:

*H<sub>3</sub>: İşletme büyüklüğünün pay senedi getirisi üzerinde negatif yönde bir etkisi vardır.*

### 4.3. Araştırmanın Değişkenleri

#### 4.3.1. Bağımlı Değişken

Araştırmada bağımlı değişken olarak pay senedinin yıllık getirisi kullanılmıştır. Pay senedi getirisi, pay senedinin ilgili yıldaki dönem sonu fiyatı ile dönem başı fiyatı arasındaki farkın, pay senedinin ilgili yıldaki dönem başı fiyatına oranlanması suretiyle hesaplanmıştır. İşletmelerin, hissedarlarına dönemsel olarak her zaman nakit temettü ödemediği dikkate alındığında, yıllık olarak pay senedi getirisi ( $R_i$ ) denklem (2)'deki gibi hesaplanabilmektedir (Acaravcı vd.,2018; Cruz ve Luiz, 2015; Kara ve Sakarya, 2021; Lock vd., 2019; Rachman vd., 2021; Saedi, 2018; Yücel, 2015):

$$R_i = P_t - P_{t-1} / P_{t-1} \quad (2)$$

$P_t$  = pay senedinin ilgili yıldaki dönem sonu fiyatı

$P_{t-1}$  = pay senedinin ilgili yıldaki dönem başı fiyatı

#### 4.3.2. Bağımsız Değişken

Araştırmanın bağımsız değişkeni olan muhasebe manipülasyonunu temsil etmek üzere Beneish (1999) modeli aracılığıyla hesaplanan M-skor değeri kullanılmıştır (Christianto, 2014; Kara ve Sakarya, 2021; Nur ve Serter, 2022). Beneish (1999) modeli ile tahakkuk esasına dayalı oranlar ve finansal oranlar esas alınarak M-skor değeri hesaplanmaktadır. M-skor değerinin -1,78'den yüksek olması durumunda manipülatör işletme ve -1,78'den düşük olması durumunda ise manipülatör olmayan, bir başka ifadeyle kontrol işletmesi olarak dikkate alınmaktadır (Beneish, 1999: 32). Araştırmada, M- skor değeri -1,78'den yüksek ve düşük olması değerlendirildiğinde sırasıyla; manipülatör işletmelere 1 ve manipülatör olmayan işletmelere 0 değerleri verilmek suretiyle kukla değişken olarak kullanılmıştır.

#### 4.3.3. Kontrol Değişkenleri

Araştırmanın kontrol değişkenleri, finansal kaldıraç oranı ve işletme büyüklüğü olmak üzere modelde yer almaktadır.

Kaldıraç oranı, bir işletmenin faaliyetlerini ve büyüme sürecini finanse etmek için ne kadar yabancı kaynak kullandığını göstermektedir. Bu araştırmada kaldıraç oranı, toplam borçların toplam varlıklara oranlanması ile hesaplanmaktadır (Acaravcı vd.,2018; Christianto, 2014; Saedi, 2018; Tang ve Alvita, 2021; Yücel, 2015).

Araştırmada işletme büyüklüğü, toplam varlıkların doğal logaritması ile ölçülmüştür (Acaravcı vd.,2018; Cruz ve Luiz, 2015; Lock vd., 2019; Saedi, 2018; Tang ve Alvita, 2021; Yücel, 2015).

#### 4.4. Araştırmanın Yöntemi ve Modeli

BİST Sınai Endeksi'ndeki 95 işletme verisini içeren ve 10 yıllık dönemi dikkate alan bu araştırmada, muhasebe manipülasyonunun pay senedi getirisi üzerindeki etkisi panel veri analiz yöntemi kullanılarak incelenmiştir.

Araştırmanın panel veri regresyon modeli denklem (3)'te gösterildiği gibi kurgulanmıştır.

$$PSG_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Mskor_{it} + \beta_2 KLD_{it} + \beta_3 BYKLN_{it} \quad (3)$$

$$i = 1, \dots, 95 ; t = 1, \dots, 10$$

Panel veri regresyon modelinde; pay senedi getirisini gösteren PSG simgesi araştırmanın bağımlı değişkenidir. Modelin bağımsız değişkeni, muhasebe manipülasyonunu temsil etmek üzere Beneish (1999) modeli ile hesaplanan M-skor olarak gösterilmektedir. Modelde yer alan kontrol değişkenleri ise sırasıyla; finansal kaldıraç oranı KLD simgesi ile işletme büyüklüğü BYKLN simgesi ile gösterilmektedir.

#### 5. ANALİZ VE BULGULAR

Araştırmada, BİST Sınai Endeksi'nde yer alan işletmelerde muhasebe manipülasyonunun pay senedi getirisi üzerindeki etkisinin incelenmesi amacıyla gerçekleştirilen analizlerde Stata 15 istatistik programı kullanılmıştır. Öncelikle değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikler Tablo 2'de sunulmaktadır.

**Tablo 2. Tanımlayıcı İstatistikler**

	PSG	M-Skor	KLD	BYKLN
<b>Ortalama</b>	49,69	0,20	55,035	19,78
<b>Ortanca</b>	17,67	0,00	55,71	19,67
<b>Maksimum</b>	2887,56	1,00	867,43	25,38
<b>Minimum</b>	-70,72	0,00	1,74	15,09
<b>Std. Sapma</b>	146,77	0,40	46,95	1,69
<b>Gözlem</b>	950	950	950	950

Tanımlayıcı istatistik tablosu değerlendirildiğinde, 2012-2021 yılları arasında yıllık pay senedi getirisinin ortalama 49,69 olarak gerçekleştiği gözlemlenmektedir. M-skor değeri minimum 0 ve maksimum 1 değerlerini alan kategorik bir değişkendir. İşletmelerin ortalama yüzde 55,03 civarında borçlanma yoluyla finansman gereksinimlerini karşıladıkları görülmektedir.

#### 5.1. Çoklu Doğrusallık

Bağımsız değişkenler arasındaki karşılıklı ilişki çoklu doğrusallık (multicollinearity) olarak adlandırılmaktadır (Kim, 2019: 558). Çoklu doğrusallık, regresyon katsayılarının varyansını artırarak katsayıların tutarsız olmasına neden olmakta ve bu da katsayıların yorumlanmasında sorun yaratmaktadır. Korelasyon katsayıları ve varyans büyütme faktörü (Variance Inflation Factor –VIF) kullanılarak çoklu doğrusallık tespit edilebilmektedir. Korelasyon katsayısının değerinin 0,8'den küçük olması, çoklu doğrusallığın var olma olasılığının düşük olduğunu göstermektedir (Shrestha, 2020: 39). Değişkenlere ait korelasyon katsayıları Tablo 3'te yer almaktadır.

**Tablo 3. Korelasyon Katsayıları**

	PSG	M-skor	KLD	BYKLN
PSG	1,00			
M-skor	0,05	1,00		
KLD	0,01	0,03	1,00	
BYKLN	-0,00	0,08***	-0,03	1,00

**Not:** \*\*\* 0,01 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Korelasyon katsayılarına ilişkin tablo incelendiğinde, değişkenlerin birbirleri arasındaki korelasyon katsayılarının 0,8'den küçük olduğu ve çoklu doğrusallığın var olmadığı ifade edilebilmektedir.

**Tablo 4. VIF Değerleri**

Değişkenler	VIF	1/VIF
M-skor	1,01	0,99
KLD	1,01	0,99
BYKLN	1,00	0,99
Ortalama VIF	1,01	

VIF değerlerinin, 10'un üzerinde değerde olması genellikle çoklu bağlantının sorunlu olduğuna işaret etmektedir (Asteriou ve Hall, 2007: 100). Tablo 4'te yer alan VIF değerlerinin ortalama olarak 1,01 değer aldığı görülmektedir. Bu durumda, çoklu bağlantının var olmadığına ilişkin sonuca ulaşılmaktadır.

## 5.2. Panel Birim Kök Testi

Panel veriler yatay kesitin yanı sıra zaman kesitini de içermesinden dolayı veriye ait oluşumun ortaya konması bakımından durağan olup olmadığı incelenmelidir (Şak, 2018). Panel birim kök testleri, yatay kesit bağımlılığının var olup olmadığı durumlarda birinci ve ikinci nesil testler olmak üzere incelenmektedir (Tatoğlu, 2020b: 4).

Pesaran (2004) çalışmasında, özellikle yatay kesit (N) büyük ve zaman kesiti (T) küçük olduğu durumda, belirli bir uzamsal ağırlık matrisine dayalı olmayan, yeterli küçük örneklem özelliklerine sahip bir yatay kesit bağımlılığı testi önermiştir. Bu çalışmada, yatay kesit sayısı 95 işletmeden ve zaman kesiti 10 dönemden oluşmaktadır. Dolayısıyla, yatay kesit bağımlılığı için Pesaran (2004) CD testi uygulanması öngörülmüştür. Test sonuçları Tablo 5'te gösterilmektedir.

**Tablo 5. Pesaran (2004) CD Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları**

Değişkenler	İstatistik Değeri	Olasılık
PSG	86,05***	0,00
M-skor	8,07 ***	0,00
KLD	17,86***	0,00
BYKLN	190,11***	0,00

**Not:** \*\*\* 0,01 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 5'te yer alan değişkenlere ilişkin olasılık değerlerinin 0,05 değerinden küçük olduğu tespit edilmiştir. Pesaran (2004) CD test sonuçlarına göre,  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve yatay kesit bağımlılığının var olduğu anlaşılmaktadır. Dolayısıyla, panel birim kök testlerinden yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil birim kök testleri güvenilir sonuçlar verdiği için tercih edilmektedir (Tatoğlu, 2020b: 111).

Yatay kesit bağımlılığının varlığına izin veren bir dizi birim kök testi geliştirmiştir. ADF (Augmented Dickey-Fuller) regresyonlarının, gecikmeli seviyelerin kesit ortalamaları ve tekil serilerin ilk farkları ile genişletildiği (Cross-Sectionally Augmented) CADF istatistikleri için yeni asimptotik sonuçlar elde edilmiştir (Pesaran, 2007: 265).

Çalışmada, birim kök testi olarak Pesaran (2007) CADF testi uygulanmıştır. Tablo 6’da birim kök testine ait sonuçlar yer almaktadır.

**Tablo 6. Birim Kök Testi Sonuçları**

Değişkenler	Lags	Zt-bar	Olasılık	Değişkenler	Lags	Zt-bar	Olasılık
I(0)				I(1)			
<b>PSG</b>	0	-15,43	0,00	<b>dPSG</b>	0	-16,90	0,00
	1	-1,94	0,02		1	-4,77	0,00
<b>M-skor</b>	0	-6,74	0,00	-	-	-	-
	1	-3,54	0,00				
<b>KLD</b>	0	-0,71	0,23	<b>dKLD</b>	0	-7,06	0,00
	1	0,78	0,78		1	-3,94	0,00
<b>BYKLN</b>	0	-1,41	0,07	<b>dBYKLN</b>	0	-5,67	0,00
	1	-3,41	0,00		1	3,68	0,00

**Not:** Pesaran (2007) panel birim kök testi (CIPS) için Stata istatistik programında “multipurt” komutu kullanılmıştır. Testte,  $H_0$  hipotezi serilerin I(1) seviyesinde olduğunu göstermektedir. Testte gecikme uzunluğu (lags) 1 olarak belirlenmiştir.

Tablo 6’ya göre, M-skor değişkeninin düzeyde [I(0)] durağan olduğu ve dPSG, dKLD, dBYKLN değişkenlerinin birinci farkları [I(1)] alındığında durağan oldukları görülmektedir. Birinci farkları alınan değişkenleri ifade etmek üzere değişkenlerin kısaltmalarına “d” eklenmiştir.

### 5.3. Panel Veri Modelinde Tahminci Seçimi

Tahminci seçimi için birim etkiler ve/veya zaman etkiler mevcut değilse havuzlanmış en küçük kareler modelinin geçerli olduğu ifade edilebilmektedir. Diğer taraftan birim etkiler ve/veya zaman etkiler mevcut ise sabit etkiler ya da tesadüfi etkiler modelleri arasında seçim yapılması gereklidir (Tatoğlu, 2020a: 176). Tahminci belirlenebilmesi için sırasıyla; F test, Olabilirlik Oranı (Likelihood Ratio-LR) testi ve Hausman (1978) testi uygulanmıştır. İlgili testlere ilişkin sonuçlar Tablo 7’de verilmiştir.

**Tablo 7. Tahminci Seçimine İlişkin Test Sonuçları**

Testler	İstatistik	Olasılık	Hipotezler	Karar
$F_{Birim-Zaman}$	1,44***	0,00	$H_0$ =Birim ve zaman etkiler sıfıra eşittir.	$p=0,005<0,05$ $H_0$ =Reddedilir
$F_{Birim}$	0,06	1,00	$H_0$ =Birim etkiler sıfıra eşittir.	$p=1,00>0,05$ $H_0$ =Reddedilmez
$F_{Zaman}$	20,16***	0,00	$H_0$ =Zaman etkiler sıfıra eşittir	$p=0,00<0,05$ $H_0$ =Reddedilir
$LR_{Birim-Zaman}$	113,74***	0,00	$H_0$ =Birim ve zaman etkilerin standart hataları sıfıra eşittir.	$Chi2(2)=113,74 >5,99$ $H_0$ =Reddedilir
$LR_{Birim}$	0,00	1,00	$H_0$ =Birim etkilerin standart hataları sıfıra eşittir.	$Chi2(1)=0,00<3,84$ $H_0$ =Reddedilmez
$LR_{Zaman}$	113,74***	0,00	$H_0$ = Zaman etkilerin standart hataları sıfıra eşittir.	$Chi2(1)=113,74>3,84$ $H_0$ =Reddedilir
<b>Hausman Test</b>	1,72	0,63	$H_0$ =Parametreler arasındaki fark sistematik değildir.	$Chi2(3)=1,72<7,81$ $H_0$ =Reddedilmez

**Not:** \*\*\* 0,01 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 7'ye göre öncelikle F test sonucu, panel veri modelinin tahmin edilmesinde havuzlanmış en küçük kareler modelinin etkin olmadığını bir diğer ifadeyle, birim ve/veya zaman etkilerinden birinin var olduğunu göstermektedir. Benzer şekilde LR testinde, modelde birim etkilerin olmadığı ve sadece zaman etkilerin olduğu sonucu elde edilmiştir. Bu durumda, sabit etkiler ile tesadüfi etkiler modeli arasında bir seçim yapmak için gerçekleştirilen Hausman (1978) testi sonucuna göre tesadüfi etkiler modelinin etkin olduğu görülmektedir.

#### 5.4. Değişen Varyans ve Otokorelasyon Testleri

Panel veri modelinin tahmincisi belirlendikten sonraki aşamada, tahminciye ilişkin varsayım testlerinin gerçekleştirilmesi gereklidir. Tesadüfi etkiler modeli için değişen varyans ve otokorelasyon sorununun mevcut olup olmadığına ilişkin yapılan testlerin sonucuna göre dirençli standart hata türeten tahminciler kullanılmaktadır. Tesadüfi etkiler modelinde değişen varyansın tespitine yönelik Levene (1960), Brown ve Forsythe (1964) testleri kullanılmıştır. Oto korelasyon sınaması için Bhargava, Franzini ve Narendranathan (1982) Durbin-Watson testi ve Baltagi-Wu (1999) LBI yerel en iyi değişmez testi kullanılmıştır (Ün, 2018).

Değişen varyans ve otokorelasyon testlerine ilişkin sonuçlar Tablo 8'de yer almaktadır.

**Tablo 8. Değişen Varyans ve Otokorelasyon Testlerinin Sonuçları**

	Değişen Varyans		Otokorelasyon	
<b>W0 = 1,61</b>	df(94, 760)	Pr > F = 0,00	Durbin Watson	2,55
<b>W50 = 1,53</b>	df(94, 760)	Pr > F = 0,00	Baltagi-Wu LBI	2,90
<b>W10 = 1,61</b>	df(94, 760)	Pr > F = 0,00		

Tablo 8'e göre, değişen varyans test istatistikleri (W0,W50 ve W10), (94, 760) serbestlik dereceli Snedecor F tablosu üzerinden karşılaştırılmaktadır. Buna göre, "birimlerin varyansları eşittir" şeklinde kurulan H<sub>0</sub> hipotezi reddedilerek modelde değişen varyans olduğu kabul edilmektedir (Tatoğlu, 2020a: 252).

Baltagi-Wu LBI istatistik değeri 2,90 ve Bhargava, Franzini ve Narendranathan (1982) Durbin-Watson istatistik değeri 2,55 olarak bulunmuştur. Her iki test de birinci dereceden oto korelasyon olmadığı H<sub>0</sub> hipotezini reddetmektedir (Baltagi, 2005: 91). Dolayısıyla modelde otokorelasyon mevcut değildir.

### 5.5. Tesadüfi Etkiler Modelinde Dirençli Standart Hatalar

Tesadüfi etkiler modeli için gerçekleştirilmiş olan varsayım testleri sonucunda modelde değişen varyans olduğu gözlemlenmiştir. Bu durumda, dirençli standart hataların elde edilmesi için Huber (1967), Eicker (1967) ve White (1980) tarafından ortaya konulan tahminci kullanılacaktır. Teste ilişkin sonuçlar Tablo 9'da yer almaktadır.

**Tablo 9. Huber, Eicker ve White Dirençli Tahminci Sonucu**

dPSG	Katsayı	Dirençli Std. Hatalar	z istatistiği	P>   z
<b>M-Skor</b>	54,27	15,82	3,43***	0,00
<b>dKLD</b>	0,03	1,01	0,03	0,97
<b>dBYKLN</b>	-175,37	71,68	-2,45***	0,01
<b>Sabit terim</b>	23,89	13,87	1,72*	0,08
<b>Wald chi2(3):</b>	23,81***			
<b>Prob &gt; chi2:</b>	0,00			
<b>R<sup>2</sup> :</b>	0,04			

**Not:** \*\*\*,\* sırasıyla 0,01 ve 0,10 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.

Tablo 9'daki sonuçlar değerlendirildiğinde, modelin tümünün anlamlılığını sınanan Wald istatistiğinin 23,81 ve olasılık değerinin yüzde 0,00 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ifade edilebilmektedir. Modelde yer alan değişkenler pay senedi getirilerindeki değişkenliğin yaklaşık olarak yüzde 4'ünü açıklamaktadır. Analizde, M- skor değişkeninin PSG değişkeni üzerinde yüzde 0,01 düzeyinde pozitif yönde etkili ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç, araştırmanın H<sub>1</sub> hipotezini desteklemektedir. BYKLN değişkeni ise PSG değişkenini yüzde 0,01 düzeyinde anlamlı olarak negatif yönde etkilemekte ve araştırmanın H<sub>3</sub> hipotezini desteklemektedir. Diğer taraftan, KLD değişkeni ile PSG değişkeni arasında anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.



## 6. SONUÇ

Yöneticiler tarafından uygulanan muhasebe manipülasyonu, işletmenin finansal performansını olduğundan daha yüksek gösterebilmek için gerek pay sahiplerini gerek finansal tablo kullanıcılarını yanıltmaya yönelik faaliyetleri içermektedir. Muhasebe manipülasyonu uygulamaları, muhasebe bilgilerinin inandırıcılığını azaltabilmekte ve dolayısıyla bu bilgilerden faydalanma gereksinimi duyan ilgili çıkar gruplarının pay senedi yatırımlarına karar verme sürecindeki güvenini de zedeleyebilmektedir. Bu açıdan, pay senedi yatırımlarına bağlı olarak elde edilmesi beklenen pay senedi getirisinin muhasebe manipülasyonundan etkilenebileceği ifade edilebilmektedir.

Bu çalışmada, BİST Sınai Endeksi işletmelerinde muhasebe manipülasyonunun pay senedi getirilerine etkisi araştırılmıştır. Çalışmada, 2012-2021 dönem aralığında faaliyet gösteren 95 işletme verisine ilişkin panel veri analizi uygulanmıştır. Beneish (1999) modeli M-skor değerinin manipülasyon göstergesi olarak esas alındığı çalışmanın analiz sonucunda, muhasebe manipülasyonunun pay senedi getirisini pozitif olarak etkilediği tespit edilmiştir. Çalışmanın sonucu ile benzerlik gösteren çalışmalar mevcuttur (Aggarwal ve Wu, 2006; Diaz vd., 2011; Huang vd., 2005; Lock vd.,2019; Nur ve Serter, 2022; Sayari vd., 2013).

Yöneticilerin, işletme içerisindeki konumları ve işletme faaliyetlerini daha yakından gözlemlemeleri nedeniyle pay sahiplerinden daha fazla bilgiye sahip olmalarından dolayı bilgi asimetrisi ortaya çıkmaktadır. Bilgi asimetrisi, yöneticilere kendi çıkarları için muhasebe verilerinde manipülasyon yapabilme olanağı sağlamaktadır. Yöneticiler, bilgi asimetrisinin olumsuz etkilerinden kaçınmak için muhasebe manipülasyonuna yönelmekte ve işletmenin lehine olan faaliyet ve finansal performansları raporlayarak kabiliyetlerinin ve gizli niteliklerinin sinyalini vermeye çabalamaktadırlar. Uygulanan muhasebe manipülasyonu, daha yüksek bir pay fiyatı yoluyla olumlu piyasa etkisine ulaşılmasını sağlayarak pay senedi getirisini olumlu yönde etkilemesi beklenmektedir (Bansal vd.,2021).

Fama ve French (1992), işletmenin büyüklüğünü risk faktörü olarak esas almıştır. Dolayısıyla, küçük işletmelerin riskli olmaları nedeniyle büyük işletmelere kıyasla daha yüksek pay senedi getirisi sağladıkları belirlenmiştir. Çalışmanın bulgularını destekleyen çalışmalar (Banz, 1981; Roll, 1981; Canbaş, Kandır ve Erişmiş, 2008) mevcuttur.

Bu çalışmada, muhasebe manipülasyonunun pay senedi getirileri üzerindeki etkisi ortaya konulmaya çalışılmıştır. Çalışmanın sınırlılığı, incelenen dönem aralığı itibarıyla uç değer niteliğindeki işletme verilerinin analiz kapsamı dışında tutulmuş olmasıdır. İşletmeye özgü değişkenlerin yanı sıra makroekonomik değişkenlerin de bağımsız değişken olarak analize dâhil edilmesi ile pay senedi getirilerindeki değişimin açıklanma gücü artırılabilir. Gelecekte yapılması öngörülen çalışmalarda, gerçek faaliyete dayalı kazanç yönetimi ile pay senedi getirileri arasındaki ilişkinin; piyasa riski (beta), piyasa değeri, piyasa değeri/defter değeri ve geçmiş 12 aylık pay senedi getirileri ortalaması (momentum etkisi) gibi düzenleyici değişkenler ile modellenmesi literatüre katkı sunabilir.

## KAYNAKÇA

Acaravcı, S. K., Ural, T., ve Karaömer, Y. (2018). Hisse senedi getirisi ve sermaye yapısı ilişkisine etki eden faktörlerin yapısal eşitlik modellemesi ile analizi. *İşletme ve İktisat Çalışmaları Dergisi*, 6(4), 26-38.

Aggarwal, R. K., ve Wu, G. (2006). Stock market manipulations. *Journal of Business*, 79(4), 1915-1953.

Asteriou, D., ve Hall, S. G. (2007). *Applied econometrics*. England: Palgrave Macmillan.

Baker, M., ve Wurgler, J. (2002). Market timing and capital structure. *The Journal of Finance*,

---

57(1), 1-32.

Ball, R., ve Brown, P. (1968). An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, 6(2), 159-178.

Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data*. England: John Wiley ve Sons.

Bansal, M., Ali, A., ve Choudhary, B. (2021). Real earnings management and stock returns: moderating role of cross-sectional effects. *Asian Journal of Accounting Research*, 6(3), 266-280. doi:10.1108/AJAR-11-2020-0107

Banz, R. W. (1981). The relationship between return and market value of common stocks. *Journal of Financial Economics*, 9, 3-18.

Beasley, M. S., Hermanson, D. R., Carcello, J. V., ve and Neal, T. L. (2010). Fraudulent financial reporting: 1998-2007:an analysis of U.S. public companies. *Association Sections, Divisions,Boards, Teams.453*. [https://egrove.olemiss.edu/aicpa\\_assoc/453](https://egrove.olemiss.edu/aicpa_assoc/453) erişim tarihi:07.03.2023

Beneish, M. D. (1999). The detection of earnings manipulation. *Financial Analysts Journal*, 55(5), 24-36. doi:10.2469/faj.v55.n5.2296

Bhandari, L. C. (1988). Debt/equity ratio and expected common stock returns: empirical evidence. *The Journal of Finance*, 43(2), 507-528.

Bhargava, A., Franzini, L., ve Narendranathan, W. (1982). Serial correlation and the fixed effects model. *The Review of Economic Studies*, 49(4), 533-549.

Bhutto, N. A., Shaique, M., Kanwal, S., ve Matlani, A. (2021). Impact of earnings management practices on stock return. *The Indonesian Capital Market Review*, 13(1), 12-36. doi:10.21002/icmr.v13i1.12839

Canbaş, S., Kandır, S. Y., ve Erişmiş, A. (2008). İMKB şirketlerinde büyüklük ve defter değeri/piyasa değeri oranının hisse senedi getirilerine etkisinin analizi. *İMKB Dergisi*, 10(39), 1-18.

Christianto, W. (2014, Haziran 6). *The Effect of Earnings Manipulation With Using M-Skore on Stock Return (Empirical Evidence in Indonesia Listed Companies on LQ45 atIndonesia Stock Exchange Period 2009-2011)*. Indonesia: Faculty of Economics University of Atma Jaya Yogyakarta, Master Thesis.

Copeland, R. M. (1968). Income Smoothing. *Journal of Accounting Research*, 6, 101-116. doi:10.2307/2490073

Cruz, D., ve Luiz, C. A. (2015). Earnings management choice: an empirical study on the impact of earnings management on stock returns. *De La Salle University Research Congress* (s. 1-10). Philippines: De La Salle University.

DeAngelo, L. E. (1986). Accounting numbers as market valuation substitutes: a study of management buyouts of public stockholders. *The Accounting Review*, 61(3), 400-420.

Dechow, P. M., Sloan, R. G., ve Sweeney, A. P. (1995). Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70(2), 193-225.

Diaz, D., Theodoulidis, B., ve Sampaio, P. (2011). Analysis of stock market manipulations using knowledge discovery techniques applied to intraday trade prices. *Expert Systems with Applications*, 38(10), 12757-12771. doi:10.1016/j.eswa.2011.04.066

Dimitrov, V., ve Jain, P. C. (2006). The value relevance of changes in financial leverage. doi:10.2139/ssrn.708281

- Fama, E. F., ve French, K. R. (1992). The cross-section of expected stock returns. *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Eicker, F. (1997). Limit theorems for regressions with unequal and dependent errors. *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability. 1*, s. 59-82. New York: University of California Press.
- George, T. J., ve Hwang, C.-Y. (2010). A resolution of the distress risk and leverage puzzles in the cross section of stock returns. *The Journal of Financial Economics*, 96(1), 56-79.
- Hausman, J. A. (1978). Specification test in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Healy, P. M. (1985). The effect of bonus schemes on accounting decisions. *Journal of Accounting and Economics*, 7, 85-107.
- Huang, Y. C., Chen, R. C., ve Cheng, Y. J. (2005). Stock manipulation and its impact on market quality: working paper. Taiwan: National Kaohsiung First University of Science and Technology, Kaohsiung 811.
- Huber, P. J. (1967). The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions. *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability. 1*, s. 221-223. New York: University of California Press.
- Jones, J. J. (1991). Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research*, 29(2), 193-228.
- Kara, S., ve Sakarya, Ş. (2021). Muhasebe manipülasyonu ile hisse senedi volatilitesi arasındaki ilişki üzerine Borsa İstanbul (BİST)'da bir uygulama. *International Journal of Business Economics and Management Perspectives*, 5(1), 122-136. doi:10.29228/ijbemp.50126
- Kim, J. H. (2019). Multicollinearity and misleading statistical results. *The Korean Society of Anesthesiologists*, 72(6), 558-569.
- Korteweg, A. G. (2004). Financial leverage and expected stock returns: evidence from pure exchange. doi:10.2139/ssrn.597922
- Kothari, S., Leone, A. J., ve Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39, 163-197. doi:10.1016/j.jacceco.2004.11.002
- Lock, B. Q., Chu, E. Y., Song, S. I., ve Lee, L. Y. (2019). Exchange rate movements, earnings management and stock returns in Malaysia. *Capital Markets Review*, 27(1), 53-68.
- Masulis, R. W. (1983). The impact of capital structure change on firm value: some estimates. *The Journal of Finance*, 38(1), 107-126.
- Mulford, C. W., ve Comiskey, E. E. (2002). *The financial numbers game: detecting creative accounting practices*. New York: John Wiley ve Sons, Inc.
- Nur, T., ve Serter, Z. Y. (2022). Finansal bilgi manipülasyonu ile pay senedi getirisi arasındaki ilişki: BİST inşaat endeksindeki firmalar üzerine bir araştırma. *Karadeniz 8. Uluslararası Sosyal Bilimler Kongresi* (1-13). Ordu: UBAK International Sciences Academy Publications.
- Nuryaman, N. (2013). The influence of earnings management on stock return and the role of audit quality as a moderating variable. *International Journal of Trade, Economics and Finance*, 4(2), 73-78. doi:10.7763/IJTEF.2013.V4.263
- Omush, A. M., Masadeh, W. M., ve Zahran, R. M. (2019). The impact of earnings management on stock returns for listed industrial firms on the Amman stock exchange. *Business and Economic Research*, 9(3), 1-22.

- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge Working Papers in Economics No.0435*. University of Cambridge, Faculty of Economics and Politics.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. doi:10.1002/jae.951
- Rachman, A. A., Rachmawati, R., Sjaiful, R. L., Jayaatmaja, M. A., Dianita, M., Barus, I. S., ve Edison, A. (2021). The influence of real earning management toward to stock returns. *Turkish Journal of Computer and Mathematics Education*, 12(8), 1640-1646.
- Roll, R. (1981). A possible explanation of the small firm effect. *The Journal of Finance*, 36(4), 879-888.
- Roychowdhury, S. (2006). Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics*, 42, 335-370.
- Saedi, A. A. (2018). Earnings management and its relationship with stock returns: an empirical study on sample of Quatari listed industry companies. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 22(5).
- Sayari, S., Mraih, F., Finet, A., ve Omri, A. (2013). The impact of earnings management on stock returns: the case of Tunisian firms. *Global Journal of Management and Business Research*, 13(10), 51-65.
- Schilit, H. M., ve Perler, J. (2010). *Financial shenanigans: how to detect accounting gimmicks and fraud in financial reports* (3. b.). McGraw-Hill.
- Shrestha, N. (2020). Detecting multicollinearity in regression analysis. *American Journal of Applied Mathematics and Statistics*, 8(2), 39-42. doi:10.12691/ajams-8-2-1
- Spathis, C. T. (2002). Detecting false financial statements using published data: some evidence from Greece. *Managerial Auditing Journal*, 17(4), 179-191. doi:https://doi.org/0.1108/02686900210424321
- Stolowy, H., ve Breton, G. (2004). Accounts manipulation: a literature review and proposed conceptual framework. *Review of Accounting and Finance*, 3(1), 5-92. doi:10.1108/eb043395
- Şak, N. (2018). Panel birim kök testleri. S. Güriş (Ed.), *Uygulamalı panel veri ekonometrisi* (261-314). İstanbul: Der Yayınları.
- Tang, S., ve Alvita, W. (2021). The effect of earnings management to stock return on company listed in Indonesia. *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Jagaditha*, 8(2), 194-201. doi:10.22225/jj.8.2.2021.194-201
- Tatoğlu, F. Y. (2020a). *Panel veri ekonometrisi: stata uygulamalı*. İstanbul: Beta Basım Yayım.
- Tatoğlu, F. Y. (2020b). *Panel zaman serileri analizi: stata uygulamalı*. İstanbul: Beta Yayınları.
- Trussel, J. (2003). Assessing potential accounting manipulation: the financial characteristics of charitable organizations with higher than expected program-spending ratios. *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, 32(4), 616-634. doi:10.1177/0899764003257459
- Umar, Y. A. (2008). Fundamental analysis of Saudi emerging market stock returns 1990-2004. *Journal of Knowledge Globalization*, 1(1), 107-115.
- Ün, T. (2018). Panel veri modellerinin varsayımlarının testi. S. Güriş (Ed.), *Uygulamalı panel veri ekonometrisi* (73-101). İstanbul: Der Yayınları.

---

White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838.

Yang, C.-C., Yang, C.-C., Lee, C.-f., Gu, Y.-X., ve Lee, Y.-W. (2010). Co-determination of capital structure and stock returns—a lsrrel approach: an empirical test of Taiwan stock markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 50, 222-233.

Yücel, E. (2015). Hisse senedi getirisi ve borç finansmanı ilişkisi: yapısal eşitlik modeli. *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, 52(605), 61-74.

