



PressAcademia

PressAcademia Procedia

ISSN: 2459-0762

procedia@pressacademia.org

PressAcademia publishes journals, proceedings, books, case studies and organizes international conferences

<http://www.pressacademia.org/>



ABOUT PRESSACADEMIA PROCEDIA

Social and Behavioral Sciences

PressAcademia Procedia publishes conference proceedings. **PressAcademia Procedia** is a scientific, academic, refereed and open-access journal. The publication languages are English and Turkish. **PressAcademia Procedia in Social and Behavioral Sciences** invites all conferences in the area of business, economics, management, marketing, health management, logistics and trade, international business, business and labor law, finance, accounting, auditing, and other related social sciences. **PressAcademia Procedia** issues a DOI number for each manuscript published and a special volume number for each conference proceedings.

Editor-in-Chief

Prof. Suat Teker

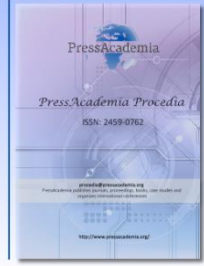
EDITORIAL BOARD

Metin Ercan, Bogazici University

Dilek Teker, Isik University



PressAcademia Procedia



Istanbul Finance Congress (IFC), November 2-3, 2017, Istanbul, Turkey

Year: 2017 Volume: 6

CONTENT

Title and Author/s	Page
1. Relationship between profitability ratios and stock prices: an empirical analysis on BIST-100 <i>Ali Bayraktaroglu, Cagatay Mirgen, Ezgi Kuyu.....</i>	1 - 10
DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.737 PAP-IFC- V.6-2017(1)-p.1-10	
2. Modelling of BIST tourism index's trading volume with stable paretian distributions <i>BIST turizm işlem hacmi verilerinin kararlı paretian dağılımlarla modellenmesi</i> <i>Hulya Basegmez, Elif Cekic.....</i>	11 - 18
DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.738 PAP-IFC- V.6-2017(2)-p.11-18	
3. Fuzzy real option valuation model using trinomial lattice approach and its property construction <i>Investment application trinomial kafes yaklaşımı kullanarak bulanık reel opsiyon değerlemesi ve gayrimenkul yatırımı uygulaması</i> <i>Huseyin Yigit Ersen, Oktay Tas.....</i>	19 - 23
DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.739 PAP-IFC- V.6-2017(3)-p.19-23	
4. Analysis of the relationship between gold prices and ISE 100 index through bayes theorem framework <i>Bayes teoremi çerçevesinde altın fiyatları ile borsa endeksi arasındaki ilişkinin incelenmesi</i> <i>Kenan Ilarslan.....</i>	24 - 28
DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.740 PAP-IFC- V.6-2017(4)-p.24-28	
5. An analysis of the relationship between household savings and economic growth in Turkey <i>Türkiye'de hane halkı tasarrufları ve ekonomik büyüme ilişkisi analizi</i> <i>Aylin Erdogdu.....</i>	29 - 33
DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.741 PAP-IFC- V.6-2017(5)-p.29-33	
6. Usage of data mining for evaluation of Borsa Istanbul registered companies' financial structure <i>Veri madenciliğinin BIST'e kayıtlı işletmelerin mali yapılarının değerlendirilmesinde kullanılması</i> <i>Mehmet Ozkan, Levent Boran.....</i>	34 - 38
DOI:10.17261/Pressacademia.2017.742 PAP-IFC- V.6-2017(6)-p.34-38	



Istanbul Finance Congress (IFC), November 2-3, 2017, Istanbul, Turkey

Year: 2017 Volume: 6

CONTENT

Title and Author/s	Page
7. Importance of reasonableness tests and recommendations for its applications <i>Ussallık testlerinin önemi ve uygulanmasına yönelik çözüm önerileri</i> <i>Huseyin Mert, Ece Bas, Hasan Melih Eren.....</i>	39 - 42
DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.743 PAP-IFC- V.6-2017(7)-p.39-42	
8. The impact of global financial crisis on the financial structure of shipping industry in Turkey and analysis of normalization process during 2008-2015 <i>Engin Kurun, Tansel Erkmen.....</i>	43 - 47
DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.744 PAP-IFC- V.6-2017(8)-p.43-47	
9. Evaluation of IFRS17 insurance contracts standards for insurance companies <i>Yeni uygulanacak olan UFRS17 sigorta sözleşmeleri standardının sigorta şirketleri açısından değerlendirilmesi</i> <i>Serhat Yanik, Ece Bas.....</i>	48 - 50
DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.745 PAP-IFC- V.6-2017(9)-p.48-50	



Istanbul Finance Congress (IFC), November 2-3, 2017, Istanbul, Turkey

RELATIONSHIP BETWEEN PROFITABILITY RATIOS AND STOCK PRICES: AN EMPIRICAL ANALYSIS ON BIST-100

DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.737

PAP-IFC- V.6-2017(1)-p.1-10

Ali Bayrakdaroglu¹, Cagatay Mirgen², Ezgi Kuyu³

¹Mugla Sitki Kocman University, School of Business, Kotekli, Mugla, Turkey. abayrakdaroglu@mu.edu.tr

²Mugla Sitki Kocman University, Institute of Social Sciences, Kotekli, Mugla, Turkey. cagataymirgen@hotmail.com

³Mugla Sitki Kocman University, Fethiye School of Business, Fethiye, Mugla, Turkey. ezgikuyu@mu.edu.tr

To cite this document

Bayrakdaroglu, A., Mirgen, C., Kuyu, E., (2017). Relationship between profitability ratios and stock prices: an empirical analysis on BIST-100. PressAcademia Procedia (PAP), V.6.,p.1-10.

Permanant link to this document: <http://doi.org/10.17261/Pressacademia.2017.737>

Copyright: Published by PressAcademia and limited licenced re-use rights only.

ABSTRACT

Purpose- Investors benefit from a large number of information resources in order to maximize their earnings from financial instruments they have invested. One of the resources that investors benefit from is financial ratio information which they obtain by analyzing firms' financial statements. Accordingly, the aim of this study is to determine if there is a relationship between stock prices and profitability ratios which take place in financial ratios and also to analyze if profitability ratios can be directive indicator while investing in stocks with the aim of maximizing earnings.

Methodology- In this research, panel data regression analysis was applied between lagged stock prices of firms in ISE100 and their profitability ratios including gross profit margin, operating profit margin, net profit margin, return on asset and return on equity. Once we had decided that fixed effects model is convenient for our research, the model was estimated by Driscoll-Kraay Estimator which produce robust standard errors.

Findings- According to result of our analysis, it was determined that there is a positive linear relationship between firms' net profit margin and their stock prices.

Conclusion- It was concluded that while making investment decisions, taking net profit margin into consideration can contribute to investors' earnings.

Keywords: Stock Prices, Panel Data Regression, Profitability Ratios, ISE100, Driscoll and Kraay Estimator

JEL Codes: C33, G10, M41

1. INTRODUCTION

Stock certificates take important place in investment instruments (Arkan, 2016, p. 20). In 2016, the total trading volume of Istanbul Stock Exchange markets increased by 9.4% compared to year 2015 and reached 13,02 trillion TL. The stock market constitutes 7.8% of the total trading volume and the stock market trading volume was 1.014 billion TL. (Bist, 2016 Annual Report: p.22). Additionally, the highest return of all investment instruments in 2017 was realized in ISE100 index (<http://www.tuik.gov.tr>). In general, investors aim to get dividend yield generating from firms' profitability and as well as to get capital gain from the increasing value of the stock by investing in stocks. In order to maximize earnings, investors can benefit from financial ratios. Financial ratios should also be included into decision-making process on behalf of pursuing right investment strategy. One of the financial ratio items based on financial statements is the profitability ratios of the companies. In other words, profitability ratios can be guiding factors for the investors in the preference of stocks they will invest in (Eka, Purnamasari, Purnamasari and Gautama, 2016, p. 157) (Ferrer and Tang, 2016, p. 104) (Mokhtar, Shuib and Mohamad, 2014, p. 348).

Because of the fact that stock certificates are very risky investment instruments, it is necessary to know the factors affecting stock prices (Ayaydin and Dağlı, 2012: p.46). Predicting future stock prices is significant from the point of investment's expected return. Reliability of future stock price predictions requires to specify factors affecting stock prices in accurate and meaningful way (Güngör and Yerdelen Kaygın, 2015, p.151). It is known that there are macro-economic factors or some other factors such as dividend payments which affect stock prices in the capital markets (Demir, 2001, p. 109-112) (Çoşkun, Kasım and Muhammed, 2016, p. 61) (Ullah, Sagip and Usman, 2016, p. 2). Firm-specific factors which have an important place in these, need to be considered within the scope of

fundamental analysis by the investors who want to invest in stock certificates (Kaya and Öztürk, 2015, p. 38). Profitability ratios, one of the firm-specific factors, are considered as an important factor that investors take into account when deciding on stock investment (Sharif, Purohit and Pillai, 2015, p. 207-209) (Aktaş and Ünal, 2015, p. 2). According to this, the aim of this study is to analyze the relationship between profitability ratios and stock prices in terms of obtaining expected return of investor's stock investment and also to examine whether profitability ratios can be directive indicator in investment decisions.

The main difference of this study from other studies is that capital gain was taken into consideration as a return of stock investment. Differences in companies' dividend payment dates, inability to pay dividend payments in case firms does not make a profit and increase in stock prices although the company faces loss engendered an emphasis on capital gains. In this regard, ISE-100 companies which are more frequently traded got involved in our study and analysis was carried out with 87 companies. In the following sections of the study, firstly literature was reviewed, national and international studies were examined extensively. Then, in addition to research hypothesis and model, data set and method were mentioned. Finally, results were evaluated after research findings and discussions had presented in details. In this context, it is expected that results of the study can make a contribution to ISE investors and the literature.

2. LITERATURE REVIEW

The relationship between the financial ratios of the companies and the performance of stock certificates has been a subject of a large number of studies until this time (Narayan and Reddy, 2016, p. 195). When the literature relating to the subject was reviewed, studies based on profitability ratios can be grouped into two groups as stock price and stock return studies. There are a wide range of studies that examine the relationship between stock returns and firms' profitability ratios, however, the studies of the relationship between share price and profitability rates are in more limited numbers. These studies comprise of different research areas in terms of methods and profitability ratios used, sectors, number of firms and periods. For instance, Cengiz and Püskül (2016) tried to identify profitability ratios which are related with stock returns; Parlakkaya and Kahraman (2017) investigated the effects of accounting information on explanation of stock prices. While using ISE-100 index companies as a base, researchers Karaca and Başçı (2011) chose firms that are persistent in ISE-30. On the other hand, Aydemir, Ögel and Demirtaş (2012), also Kaya and Öztürk (2015) split companies into sectors and then analyzed them. In the context of these studies, selected indexes and sectors differ in terms of the number of companies dealt with and the periods in which the study's data set was formed. Generally, studies have similar empirical findings. Some of these studies are given below

Parlakkaya and Kahraman (2017), did research with the data set of 77 firms which place in ISE-100 index between the years 2012-2015 so as to determine the degree of explanation of stock prices with firms' accounting information. In the research, earnings per share and book value per share was taken into consideration as independent variables and share price was considered as dependent variable. At the end of the panel data regression analysis, they indicated that stock price movements are directly proportional to profitability ratios. In other words, accounting information obtained from the company's balance sheet and income statements have a role in explaining stock prices of the firm.

Cengiz and Püskül (2016) revealed the relationship between profitability and stock returns by identifying that increase in profitability of equity and gross sales margin lead to increase in stock returns whereas increase in operating profit margin result in decrease in stock prices. Arkan (2016) examined the significance of financial ratios in order to predict stock price trends in emerging markets. In Kuwaiti financial market between the years 2005-2014, prediction power of 12 financial ratios was analyzed based upon data set of 15 firms' which take place in three different sectors. As a result, it was founded that the most effective ratios are ROA, ROE and net profit ratio in industry sector while these are ROA, ROE, price-to-earnings ratio and earnings per share in service and investment sector. Sevim (2016) studied the effect of financial ratios including the sales, asset and equity profitability ratios on stock returns over 32 manufacturing entities. Finally, this study revealed that there is no statistically significant relationship between these profitability ratios and stock returns.

Sharif, Purohit and Pillai (2015) analyzed panel data set of 41 firms traded in Bahrain Stock Exchange during the period 2006-2010. In this study which firm size was used as a control variable, effects of entity-specific variables such as return on equity, book value per share, earnings per share, dividend per share, dividend yield, price earnings, debt to assets on market price of stocks was analyzed. Results of the study indicates that, return on equity, book value per share, dividend per share, dividend yield, price earnings ratio and firm size variables are important determinants of stock prices in Bahrain Stock Exchange. In Aktaş and Ünal (2015)'s research that is related with insurance companies, researchers tried to confirm whether there is a relationship between stock prices and three groups of efficiency ratios including cost, revenue and profit. Sampling period comprises of 2005Q1-2012Q4. As a consequence, meaningful relationships between efficiency ratios and stock prices were ascertained and also profitability ratios are more powerful than other ratios. Kaya and Öztürk (2015) examined the relationship between profits and stock prices of BIST Food, Beverage and Tobacco Sector within the period of 2000-2013. According to result of the analysis, profits and stock prices are cointegrated and it is revealed that there is a one-way causality from return on assets and net profit margin to stock prices; in addition, there is a bidirectional causality between net operating profitability and stock prices.

Kohansal, Dadrasmoghaddam, Karmozdi and Mohseni (2013) carried out a study which investigates the relationship between food companies traded in Iran Stock Exchange and their stock prices with the data set from 1992 to 2010. As independent variables they used liquidity ratio (current ratio), activity ratio (asset turnover), profitability ratio (return on assets and return on equity), financial leverage ratio (debt ratio); and also, as dependent variable they used stock prices. Consequently, stock prices react positively and meaningfully against current ratio, ROA and ROE shocks. Although they react positively and meaningfully against financial leverage ratios in the beginning, it fluctuates afterwards.

Aydemir, Ögel and Demirtaş (2012) tried to determine financial ratios that are effective in specifying stock prices by using the data set of 73 companies in the manufacturing sector from the year 1990 to 2009. At the end of the study, it is determined that financial ratios' effect on determining stock prices is low, however, net profit margin, return on equity and operating profit margin affects stock returns positively and statistically meaningful.

In the Karaca and Başçı (2011)'s studies, financial ratios related with stock returns was examined. The data set includes 14 companies traded in ISE-30 between the years 2001 and 2009. At the end of the study, they confirmed that there is a meaningful relationship between stock returns and profitability ratios that are net profit margin and operating profit margin. Aktaş (2008) found that the stock certificates traded in the ISE during 2003-2006 are positively correlated with the gross profit / sales and net profit / sales ratios. Demir (2001), in the study examining firm level factors that determine financial sector stock prices, found that market value/book value is the most effective entity-specific determinant that determine financial sector stock prices. After this, earnings per share, price/earnings ratio and return on asset ranked. On the other hand, net profit growth rate, transaction rate and dividend payout ratio affects stock prices less than previous ratios. After Chu and Lim (1998) had evaluated the cost and profit efficiency of six banks in Singapore between 1992-1996, they indicated that changes in stock prices reflect changes in profit rather than changes in cost efficiencies.

3. RESEARCH HYPOTHESIS AND THE MODEL

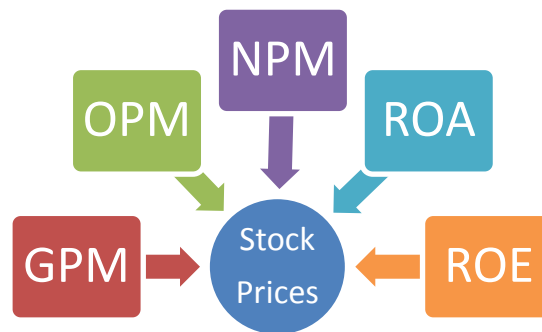
Fundamental motivation of this research is that according to existence of relationship between profitability ratios announced by stock exchange companies traded in financial markets and the stock prices, these ratios can be a directive factor for investors' investment decisions. In this context, the basic hypothesis to be tested is as follows;

H_0 : There is no relationship between profitability rates and stock prices

H_1 : There is a relationship between profitability rates and share prices

In addition to the basic hypothesis, the relationship between each profit rate and the stock price was also tested. Considering the hypothesis, the model that was created in the research is as shown in Figure-1 below.

Figure-1: Research Model



According to this, in the study, panel regression analysis was implemented between the lagged values of the stock price and the profitability ratios obtained from the balance sheet of the firms. Here in the analysis, NPM, OPM, GPM, ROA and ROE profitability ratios which are thought to affect stock prices were used. In other words, the question of which ratio investors look at while making investment decision was tried to be answered.

4. DATA SET AND THE METHODOLOGY

The data set of variables included in the research obtained from Finnet Analysis Expert¹ software program. Data values that belong to variables of 87 companies traded in ISE-100 were taken in consideration in dollar² basis in order to purify from the effects such as seasonality and inflation.

While forming data set, quarterly profit figures during the period of 2012:12-2017:03 was used. Aktaş and Ünal, formed their study's data set with the quarterly data, as well. While creating stock price data, the lagged values were taken into account as 1 month, 2 months and 3 months after each quarter period³. 1566 observations were obtained by using panel data set. In order to increase significance level, firm size which was considered as company's market value was used as a control variable (Sharif, Purohit, and Pillai, 2015, p.210). While the logarithmic transformation of the firm size variable is used in the analyzes, the proportional values in percentage were used for all other variables. The data and resources analyzed are given in Table 1.

¹ Finnet Analiz Expert is the licensed financial analysis software program which allows users to prepare reports of detailed data sets relating to Turkish capital market instruments in excel format. <http://www.analizexpert.com/Tr>

² CBRT effective buying rates was taken into consideration as an exchange rate.

³ For instance, while forming the data set of first quarter, forth month value was considered for the 1 month lagged stock prices; fifth month value was taken for the 2 months lag and sixth month value for the 3 months lagged stock prices.

Table 1: Data Definitions and Sources

Variables	Definitions	Abbreviations	Expected
<i>Explanatory Variables</i>			
Return on Assets	Net Profit/ Average Total Asset	ROA	+/-
Return on Equity	Net Profit for the Period/ Shareholders' Equity	ROE	+/-
Gross Profit Margin	Gross Profit / Net Sales	GPM	+
Operating Profit Margin	Operating Profit / Net Sales	OPM	+
Net Profit Margin	Net Profit /Net Sales	NPM	+
<i>Dependent Variables</i>			
1 Month Lagged Price	Average monthly price in ISE after 1 month	P1	
2 Months Lagged Price	Average monthly price in ISE after 2 months	P2	
3 Months Lagged Price	Average monthly price in ISE after 3 months	P3	
<i>Control Variable</i>			
Firm Size	As a market value, it was calculated multiplying stock price by number of stocks in circulation	Log FS	+

In order to increase predictive power of the analysis, extreme values in series were excluded. Because of using balanced panel data set, companies which have incorrect or extreme values were excluded completely. Therefore, 87 firms in ISE-100 were suitable for the analysis. Descriptive statistics of the series of variables used in the analysis are shown in Table 2.

Table 2: Descriptive Statistics of Variables

	ROA	ROE	GPM	FKM	NPM	P1	P2	P3	FS**
Mean	3.07	4.93	23.25	7.71	5.57	4.73	4.73	4.62	8,73
Median	2.41	5.59	19.89	7.14	5.31	2.23	2.23	2.17	8,66
Maximum	38.73	103.36	152.94	78.83	217.28	39.08	37.49	34.98	10,19
Minimum	-36.61	-64.93	-20.18	-67.66	-97.62	0.07	0.07	0.07	6,79
Std. Deviation	5.80	25.39	18.06	10.36	16.45	6.51	6.49	6.33	0,63
Skewness ⁴	-0.08	-12.49	2.78	0.75	2.84	2.41	2.39	2.37	0,14
Kurtosis ⁵	9.73	28.48	13.84	12.06	40.15	8.74	8.65	8.43	2,74
Jarque-Bera	2313*	4015*	7571*	4306*	72045*	2868*	2806*	2654*	9,70
N of Observations	1566	1566	1566	1566	1566	1566	1566	1566	1566

* It shows %1 significance level

**It is shown in logarithmic base

As seen in Table 2, GPM has the highest mean value among other variables used in analysis. Therefore, having the lowest mean value for NPM is normal. When we look at the monthly basis lagged stock prices, it can be seen that mean values are around 4. Statistical values belong to price variable is very close to each other. In addition, ROE has the highest volatility whereas ROA has the lowest one. In terms of kurtosis values, it can be said that all variables are steeper than the normal distribution. When the skewness values are examined, it is seen that the variables except for ROA and ROE are inclined to the right. Moreover, Jarque-Bera values indicate that the series belong to variables are not normally distributed.

In the scope of research methodology, first of all, dependency between cross sections (firms) was examined by Pesaran (2004) CD_{LM} test. The main basis of this test is $N > T$ principle. In the study, there are 18 periods/years (T) which cover 2012:12-2017:03 and 87 firms (N), therefore Pesaran (2004) CD_{LM} test's conditions were provided (Wu, Liu and Hsueh, 2016, p. 114) (Le, Kim and Lee, 2016, p. 1053)(Hepaktan & Çınar, 2012, p. 48-49). Stationary of series was tested by unit root tests. Variables used in analyzes have to be stationary so that they do not cause spurious relationships in panel data analysis (Şak, 2015, p. 203-204). Due to the fact that cross-sectional dependency exists between variables, they were tested by Pesaran (2007) which is one of the second generation panel unit root tests (Hamit-Haggar, 2012, p. 361). This test uses one of the Augmented Dickey-Fuller regression models which is extended with horizontal cross section analysis. For that reason, it is also called Cross-Sectionally Augmented Dickey-Fuller (CADF) test (Tatoğlu, 2016, p. 223).

Panel regression model was established in order to test which profitability ratios are effective in explaining changes of stock prices. Parlakkaya and Kahraman (2017), Cengiz and Püskül (2016), Sevim (2016), Sharif, Purohit and Pillai (2015), Khan (2011) also examined their studies with the panel data. Estimation method to be used was determined according to the presence of unit and time effects of the series. After that, basic assumptions such as heteroskedasticity (non-constant variance), autocorrelation and cross-section dependency were tested in the generated model. It was decided to use a robust estimator based on whether the model tested provides assumptions for panel data models. The econometric model to be tested according to the basic hypothesis of the research is as follows:

$$SP = (PR, CV)$$

Here, as a basic model spesification; SP symbolizes stock price which is dependent variable of the model; PR represents profitability ratios that is explanatory variable and CV stands for control variable. Considering the relationship between dependent and independent variable,

⁴ The absolute value of the skewness which is greater than 0.5 indicates strong asymmetry in series (Serper, 2000).

⁵ The kurtosis is compared with the value 3 when comparing with the normal distribution.

control variable was used in order to increase the explanatory power of the model. The econometric models generated in the context of hypotheses to be tested in the research, derived from the general model, are as follows;

$$P_{(d1)it} = \alpha + \beta_1 GPM_{it} + \beta_2 OPM_{it} + \beta_3 NPM_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 ROE_{it} + \beta_6 LogFS_{it} + \varepsilon_{it} \dots t=1 \text{ ve } i=1 \dots N \dots \text{Model-1(M1)}$$

$$P_{(d2)it} = \alpha + \beta_1 GPM_{it} + \beta_2 OPM_{it} + \beta_3 NPM_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 ROE_{it} + \beta_6 LogFS_{it} + \varepsilon_{it} \dots t=1 \text{ ve } i=1 \dots N \dots \text{Model-2(M2)}$$

$$P_{(d3)it} = \alpha + \beta_1 GPM_{it} + \beta_2 OPM_{it} + \beta_3 NPM_{it} + \beta_4 ROA_{it} + \beta_5 ROE_{it} + \beta_6 LogFS_{it} + \varepsilon_{it} \dots t=1 \text{ ve } i=1 \dots N \dots \text{Model-3(M3)}$$

In the analysis of relationship between profitability ratios and stock prices, three different models were formed by using 1,2 and 3 months lagged (d1, d2, d3) stock prices as dependent variables. The main reason for using lagged values is that investors do not immediately response to profitability ratios declared by the companies. Furthermore, quarterly GPM, OPM, ROA, ROE and NPM values were used as independent variables. All analyzes were implemented by E-Views 8 and Stata 14.1 statistical software package programs.

5. RESEARCH FINDINGS AND DISCUSSION

First generation unit root tests base on the cross-sectional dependency assumption. Therefore, it assumes that there is no correlation between units. However, cross-sectional dependency requires to be tested because of the probability of having unit or time effects in panel data models. This situation is statistically significant due to the fact that the distributions and t statistics on which traditional tests are based, are valid under cross-sectional independency (İlgün, 2016, p. 80). From a financial point of view, when an economic development is likely to affect businesses as cross-sectional units and thus affecting businesses operating in the same ecosystem (for example being traded in the same stock exchange), second generation panel unit root tests based on the assumption of cross-sectional dependency require to be used (Hurlin and Mignon, 2007, p. 3).

Table 3: Cross-Sectional Dependence Test Results

Variables	Pesaran (2004) CD_{LM}	
	CD test	P value
GPM	10,67	0,000
OPM	7,78	0,000
NPM	3,31	0,001
ROA	40,43	0,000
ROE	36,62	0,000
P1	35,08	0,000
P2	35,20	0,000
P3	35,52	0,000
fs	36,89	0,000

Table 3 demonstrates cross-sectional dependence test results. The null hypothesis of cross-sectional independency was rejected. According to this, it was decided that cross-sectional dependency exists in series because of being p-value less than 0,05. In this situation, cross-sectional dependency was observed in profitability ratios of 87 firms trading in stock exchange. With this result, panel unit root tests which take cross-sectional dependency into consideration were used to make effective prediction. In this respect, Pesaran (2007) CADF unit root test results of variables are given in Table 4.

Table 4: CADF Unit Root Test Results

Variables	Pesaran 2007 table critical values***			t-bar	p value	t-bar	p value
	cv10(%10)	cv5 (%5)	cv1(%1)				
GPM				-2,090	0,936	-3,118 I(2)	0,000
OPM				-1,817	1,000	-3,124 I(2)	0,000
NPM				-2,329	0,348	-2,803 I(1)	0,000
ROA				-2,221	0,682	-2,531 I(1)	0,022
ROE	-2,530	-2,590	-2,720	-2,682	0,001	-	-
P1				-1,923	0,998	-2,851 I(1)	0,000
P2				-1,791	1,000	-2,582 I(1)	0,008
P3				-1,554	1,000	-2,689 I(1)	0,000
fs				-1,815	1,000	-2,761 I(1)	0,000

* The model with constant and trend was used.

**Lag lengths are determined according to the Schwarz information criterion.

*** The critical values of CADF statistic are considered as -2,530 (10%), -2,590 (5%) and -2,720 (1%) in the constant and trend model (Pesaran 2007, Table 1-b, p.275),

Considering the results in Table-4, when t-bar statistic values of all other variables except for ROE are compared with both 1%, 5% and 10% critical table values and the related p values are more than 0,005; it can be seen that the null hypothesis can not be rejected. Accordingly, it can be concluded that except for ROE, all the variables used in the analysis are not stationary at level and contains unit root I(0). When these results are taken into account, while providing stationarity of GPM and OPM by taking second degree differences [respectively, -3,118 I(2) and -3,124 I(2)]; stationarity of other variables' series was provided by taking first degree differences [respectively, -2,803 I(1), -

2,531 I(1), -2,851 I(1), -2,582 I(1), -2,689 I(1) and -2,761 I(1)]. Consequently, it has been found that ROA is statistically significant at 5% significance level and the other variables in series are statistically significant at 10% significance level.

Primarily, it is important that estimation method to be used in the panel regression model requires to be specified in order to test which profitability ratios are effective in explaining changes of stock prices. In general, pooled regression, fixed effect regression and random effect regression models which reveal data aggregation are used. These models perform with the assumption that cross-sectional dependency, autocorrelation or non-constant variance does not exist (Mert, 2016, p. 135). If one or more of these assumptions are found, the loss of efficiency in the predicted variables and the incorrect predictions of standard errors will be reached. For this reason, after the model is estimated, it is tested whether these assumptions are valid (Ün, 2015, p.71). In the absence of unit and/or time effects in the error term, in other words, if the observations are homogeneous, the pooled regression model is preferred, however, if the model has unit and/or time effects, it is more convenient to use the fixed or random effects model (Tatoğlu, 2016, p. 40-45). In this point, the Breusch-Pagan (1980) Lagrange Multiplier (LM) test was used to make a choice between the pooled and random effect panel data models in the panel regression model. The Breusch-Pagan LM (1980) test examines the existence of individual heterogeneity. In other words, it tests whether the estimated pooled least squares model is suitable, against to the random effects model. This test is based on the hypothesis that the variance of random unit effects is zero (Yerdelen Tatoğlu, 2016: 178). Table-5 demonstrates Breusch-Pagan LM (1980) test results.

Table 5: Breusch Pagan LM (1980) Test Results

Breusch Pagan _{LM} (1980)	Model-1	Model-2	Model-3
Test statistics	8478,12	8467,95	8548,74
p value	0,000	0,000	0,000

As a result of the LM test, at 1 degree of freedom, the test statistic chi-square value was 8478,12 for Model-1 and p-value was 0,000 at 1% significance level. According to these results, the null hypothesis that the variance of unit effects is equal to zero is rejected and it is determined that the pooled model is not convenient for the analysis⁶. In other words, since it is determined that unit and/or time effects exist in the formed panel data model, it has come to the stage of deciding whether these effects are fixed or random. After this stage, Hausman (1978) test was used to choose between fixed effect and random effect panel data models. Hausman test, examines the basic hypothesis that random effects estimator is valid, by chi-squared distribution with k degrees of freedom (Tatoğlu, 2016, p. 185). Table-6 shows Hausman (1978) test results.

Table 6: Hausman (1978) Test Results

Hausman (1978)	Model-1	Model-2	Model-3
Test statistics	30,39	19,47	11,55
p value	0,000	0,003	0,072

As a result of the analysis, for the Model-1 Hausman test statistics is 30,39 and p-value was found 0,000. According to these results, random effect model estimator is biased. Therefore, explanatory variables and unit(time) effects are correlated, so it is determined that fixed effect panel data model is more convenient for analyzes⁷.

Cross-sectional dependency, autocorrelation and non-constant variance problems related to fixed effect model in the panel data model in which relationship between profitability ratios and stock prices was examined, were tested. The model has to meet all these assumptions. With this purpose, non-constant variance problem was tested via Modified Walt test (Greene, 2002, p. 324). This test examines the null hypothesis that the variance of each unit is equal to the panel average. It is tested whether the variance changes according to the units (Ün, 2015, p. 78). Baltagi-Wu (1999) LBI test and Bhargava, Franzini and Narendranathan (1982) Durbin Watson d tests were used concerning the existence of autocorrelation in the model. Both these tests are used in fixed effect model as well as random effect model. In both tests, the null hypothesis is that the autocorrelation coefficient is equal to zero, and the alternative hypothesis is that autocorrelation exists in the first difference (AR1). Finally, Pesaran (2004) CD_{LM} test was used because of having cross-sectional dependency (N> T) in the model. The null hypothesis reveals that there is no cross-sectional independence. In this respect, the test results for the validity of the three basic assumptions are given in Table 7 below.

Table 7: Modified Wald, LBI Durbin Watson d, CD_{LM} Test Results

Assumption Tested	Test Used	Test Statistics			P Value / Critical Value		
		Model-1	Model-2	Model-3	Model-1	Model-2	Model-3
Non-constant Variance	Modified Wald	1.4e+05	72373,85	60943,88	0,000	0,000	0,000
Autocorrelation	LBI	0,89401359	0,84356187	0,82175699	<2	<2	<2
	Durbin Watson d	0,71545896	1,0350796	1,0191473			
Cross-Sectional Dependence	CD _{LM}	8.384	27,856	39,621	0,000	0,000	0,000

When Table-7 was examined, according to Modified Wald test results, it is seen that there is a non-constant variance problem within the scope of Model-1 because of being the p value<0,000. LBI and Durbin Watson d tests, also indicate that there is autocorrelation in the models due to the fact that values are below 2. Moreover, CD_{LM} test results reveal that cross-sectional independency was not met in the

⁶ The similar results were also obtained in Model-2 and Model-3.

⁷ The similar results were also obtained in Model-2 and Model-3 (10% significance level).

model. In conclusion, none of the test assumptions could be provided⁸. In the presence of at least one of heteroskedasticity (non-constant variance), autocorrelation and correlations between units, predictions are inconsistent but effective. Therefore, standard errors should be corrected without making changes in parameter predictions, in other words, robust standard errors should be obtained (Dücan & Akal, 2017, p. 70). In this situation, estimator to be used in the model has to be robust estimator. Hence, the model was analyzed with the Driscoll and Kraay estimator that generates robust standard errors. The Driscoll and Kraay estimator generates standard error terms based on the averages of the cross-sectional units, irrespectively from N number (Tatoğlu, 2016, p. 278). Therefore, after Driscoll and Kraay test, removed three biases in the model, had implemented, the ultimate model was formed. The model in which the stock price ratios are explained by the profitability ratios, is estimated by Driscoll-Kraay (1998) estimator and the test results are given in Table-8.

Table 8: Driscoll-Kraay Estimator and the Test Results

	Model-1 Dependent Variable p1				Model-2 Dependent Variable p2				Model-3 Dependent Variable p3			
	Coeff	Std. Error	t Value	P> t	Coeff	Std. Error	t Value	P> t	Coeff	Std. Error	t Value	P> t
GPM	0,0095	0,0138	0,69	0,500	0,0112	0,0133	0,85	0,408	0,013	0,0109	0,49	0,632
OPM	-	0,0110	-1,60	0,127	-	0,0102	-1,38	0,187	-0,014	0,0088	-1,62	0,123
NPM	0,0140	0,0042	3,30	0,004	0,0186	0,0054	3,40	0,003	0,0132	0,0037	3,50	0,003
ROA	-	0,0167	-1,02	0,324	-	0,2111	-0,93	0,366	0,0119	0,0244	0,49	0,632
ROE	-	0,0008	-1,76	0,096	-	0,0009	-0,54	0,599	-	0,0011	-1,61	0,126
Fs	7,6048	0,3204	23,73	0,000	6,7755	0,5472	12,38	0,000	5,8405	0,5787	10,09	0,000
Constant	-	2,6635	-23,45	0,000	-	4,6107	-11,98	0,000	-	4,9471	-9,54	0,000
	62,453				55,234				47,196			
R ²	0,38				0,32				0,28			
N of observations	1224				1224				1224			
F value	339,87				216,20				80,31			
p value	(0,000)				(0,000)				(0,000)			

According to analysis results, all three models are statistically significant at the 1% significance level. This result indicates that all variables in the models are significant as a whole. R² value obtained with the Driscoll-Kraay estimator of Model-1, which considers one-month lagged stock price as a dependent variable, was 38%. In other words, profitability ratios explain the change in one month lagged stock price at the rate of 38%. In the scope of Model-1, NPM can explain one month lagged stock prices at 1% significance level (p value 0,004) and ROE can explain it at 10% significance level. Fs variable, used as a control variable and the constant are also significant at 1% significance level. Other variables are not statistically significant in explaining changes in stock prices. As a result of analyzes in Model-2 (two months lagged), the model's explanatory power rate is 32%. The only statistically significant variable (except for constant and fs) is NPM at significance level 1% (p-value 0,003). Similar results were also obtained in the Model-3 (three months lagged). Model-3's explanatory power in explaining changes of three months lagged stock prices is 28% and again, the only statistically significant variable (except for constant and fs) is NPM (p value 0,003). In all three models (Model-1, Model-2, Model-3), it was determined that there is a positive relationship between NPM and stock prices. 1% increase in NPM leads to increase in stock prices in the Model-1, Model-2 and Model-3 at the rate of 1,4%, 1,86% and 1,32% , respectively. However, in the Model-1, 1% increase in ROE leads to 0,15% decrease in stock prices. When all results were taken into consideration, H₀ hypothesis was rejected and H₁ hypothesis was accepted. In general, among the variables within the scope of the research model, only NPM can explain the changes in stock prices. This result complies with the studies of Karaca and Başçı (2011), Aktaş (2008), Moderes, Abedi and Mirshams (2008), Dehuan and Jin (2008).

As a result of the analysis, linear relationship was confirmed between NPM and stock prices in all three models. Akyatan (2016), Kaya and Öztürk (2015), Aktaş and Ünal (2015) and also Parlakkaya and Kahraman (2017) reached the similar results. On the other hand, Sevim (2016) revealed that there is no significant relationship between ROA, ROE ratios and stock returns. In addition, Aktaş and Ünal (2015) did their research by using quarterly data. In this study, 1, 2 and 3 months lagged stock prices after each quarter period was taken into consideration. It can be said that investors create demand for stocks by looking at NPM. In other words, NPM is the profitability ratio which can lead the investors' decisions. However, due to the fact that explanatory power of models decreases as lags increase, it can be stated that investors' stock investment decisions related to NPM are closely associated with the time. In addition to this, it was surprisingly determined that ROE which represents the profit distributed to the capital owners, is not effective in Model-2 and Model-3. In the Model-1, it was revealed that there is a negative relationship between ROE and stock prices. When it is thought that supply-demand is effective in changing the share prices, this negative relationship between ROE and the stock prices may be the topic of the next research which is about whether this relationship can be explained by dividend payments.

⁸ The similar results were also obtained in Model-2 and Model-3.

6. CONCLUSION

One of the most important indicators for the stock investors is the price changes of stocks in time. Stock prices change according to supply and demand levels in the market. Generally, several factors including micro and macro factors direct stock prices. In this study that was done in order to find out whether there is a relationship between the company profitability ratios, which is one of the micro factors that show the success of the firms' operations, and the stock price of these firms; the answer was tried to find as to whether the profitability ratios of the companies can be guided when stock investors make their investment decisions.

In the analysis section of the research, more than one profitability ratio were given and the variables used for the study are; net profit margin, gross profit margin, operating profit margin, asset profitability and equity profitability ratios. Data sets related to stock price and profitability ratios were obtained from the Finnet Analysis Expert financial analysis program. The values for the stock price are based on the values that first, second and third months after the quarterly stock price values. The hypothesis to be proposed / tested in order to determine the relationship between profitability ratios and share price was tested by panel regression model. In order to apply the panel regression model, the necessary conditions must be met. The stationarity of the variables was tested by second-generation panel unit root tests, taking into account the cross-sectional dependency as the cross-sectional dependence of profitability and price data of the firms included in the analysis is observed. Moreover, it was determined that all variables except for ROE were not stationary and they had unit roots at level. Then, non-stationary variables were stabilized by taking first and/or second order differences. Within the tests tested to determine the estimation method to be used in the panel regression model, the final result was obtained with the Driscoll-Kraay estimator.

Consequently, it was revealed that all three models were significant and profitability ratios' explanation rate in explaining changes in stock prices was between 28% and 38%. In all three models, positive relationship between net profit margin and stock price was confirmed. While 1% increase in NPM led to an increase in stock prices between by 1,32% - 1,86%; 1% increase in ROE caused 0,15% decrease on one-month lagged stock prices. The effect on this situation can be explained by the investor's position in the market. It can be said that investors realize the increase in ROE, consisted during the period t and therefore they do not demand the stock again in the one-month lagged period (t + 1). As a result, absence of demand may have caused a decrease in stock price. In this context, the H₀ hypothesis, which assumes that there is no relationship between profitability ratios and stock price, was rejected and the H₁ hypothesis assuming that there is a relationship between profitability ratios and stock price was accepted. Furthermore, when the results were considered totally, it was seen that only NPM variable explains the changes in stock prices.

There are several factors that should be taken into consideration by investors when making investment decisions. In this study, the relationship between profitability ratios and stock prices was examined and it was attempted to reach the point that whether profitability ratios can be a guide for investing in stocks. However, that considering only one factor while investing can not bring the successful results to achieve desired goals. Because of this reason, investment in stocks may be supported by a diversification of the data set, taking into account other micro and macroeconomic factors. In addition to this suggestion, this study which was done by analyzing the data of companies from many different sectors in BIST-100, can be applied on sector basis or cross-sector comparisons can be made.

REFERENCES

- Aktaş, M. (2008). İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Hisse Senedi Getirileri İle İlişkili Olan Finansal Oranların Araştırılması, İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi, Volume:37, Issue:2, 137-150.
- Aktaş, R., & Ünal, S. (2015). The Relationship Between Financial Efficiency Ratios and Stock Prices: An Empirical Investigation On Insurance Companies Listed In Borsa İstanbul. *Journal of Financial Researches and Studies*, 7(12), 1-16.
- Akyatan, A. (2016). Bist 100 Endeksine Kote Olan Hisse Senetlerinin Getiri Başarılarının Tahmini Üzerine Bir Çalışma. *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 45(2), 120-130.
- Arkan, T. (2016). The Importance of Financial Ratios in Predicting Stock Price Trends: A Case Study in Emerging Markets. *Finance, Rynki Finansowe, Ubezpieczenia*, 1(79), 13-26. <http://doi.org/10.18276/frfu.2016.79-01>
- Ayaydın, Hasan-Dağlı, Hüseyin. (2012), "Gelişen Piyasalarda Hisse Senedi Getirisini Etkileyen Makroekonomik Değişkenler Üzerine Bir İnceleme: Panel Veri Analizi", Atatürk Üniversitesi İİBF Dergisi, Volume.26, Issue.3-4, pp.45-65.
- Aydemir, O. Ögel, S. & Demirtaş, G. (2012). Hisse Senetleri Fiyatlarının Belirlenmesinde Finansal Oranların Rolü, Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 19(2), 277-288.
- Baltagi, B. H., & Wu, P. X. (1999). Unequally Spaced Panel Data Regressions with AR(1) Disturbances. *Econometric Theory*, 15, 814-823.
- Bhargava, A., Franzini, L., & Narendranathan, W. (1982). Serial Correlation and The Fixed Effects Model. *Review of Economic Studies*, 49, 533-549.
- Borsa İstanbul, (2016). Faaliyet Raporu, <http://www.borsaistanbul.com/docs/default-source/kurumsal-yonetim/borsa-istanbul-2016-faaliyet-raporu.pdf?sfvrsn=6>
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and Its Applications to Model Specification Tests in Econometrics. *Review of Economic Studies*, 47, 239-253.
- Cengiz, H., & Püskül, A. Ö. (2016). Hisse Senedi Getirileri ve Karlılık Arasındaki İlişki: Borsa İstanbul Endeksinde İşlem Gören İşletmelerin Analizi. *Yalova Sosyal Bilimler Dergisi*, 7(12), 295-306.

- Chu, S. F., & Lim, G. H. (1998). Share performance and profit efficiency of banks in an oligopolistic market: evidence from Singapore. *Journal of Multinational Financial Management*, 8(2-3), 155-168. [http://doi.org/10.1016/S1042-444X\(98\)00025-5](http://doi.org/10.1016/S1042-444X(98)00025-5)
- Çoşkun, M., Kasım, K., & Muhammed, U. (2016). Seçilmiş Makroekonomik Değişkenlerle Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişki: Türkiye Üzerine Ampirik Bir İnceleme. *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 53(616), 61-74.
- Demir, Y. (2001). Hisse Senedi Fiyatını Etkileyen İşletme Düzeyindeki Faktörler ve Mali Sektör Üzerine İMKB'de Bir Uygulama. *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(2), 109-130.
- Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560.
- Dücan, E., & Akal, M. (2017). Komşu Ülkelerle Yapılan Dış Ticaretin DYY Girişleri Üzerine Etkisi: Gelişmekte Olan Ülkeler İçin Panel Veri Analiz. *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 3(1), 63-80.
- Eka, N., Purnamasari, P., Purnamasari, I., & Gautama, B. P. (2016). The Influence of Financial Performance on Stock Price in Indonesian Oil and Gas Companies. *1st Global Conference on Business, Management and Entrepreneurship* (C. 15, pp. 157-160).
- Ferrer, R. C., & Tang, A. (2016). An empirical investigation of the impact of financial ratios and business combination on stock price among the service firms in the Philippines. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 20(2), 104-116.
- Greene, W. H. (2002). *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice Hall.
- Güngör, B., & Kaygın, C. Y. (2015). Dinamik Panel Veri Analizi ile Hisse Senedi Fiyatını Etkileyen Faktörlerin Belirlenmesi. *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(9).
- Hamit-Haggar, M. (2012). Greenhouse Gas Emissions, Energy Consumption and Economic Growth: A Panel Cointegration Analysis From Canadian Industrial Sector Perspective. *Energy Economics*, 34(1), 358-364. <http://doi.org/10.1016/j.eneco.2011.06.005>
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Hepaktan, E. C., & Çınar, S. (2012). OECD Ülkelerinde Büyüme-Cari İşlemler Dengesi İlişkisi: Panel Veri Analizi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(1), 43-57.
- Hurlin, C., & Mignon, V. (2007). *Second Generation Panel Unit Root Tests*.
- İlgün, M. F. (2016). Mali Sürdürülebilirlik: OECD Ülkelerine Yönelik Panel Veri Analizi. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 30(1), 69-90.
- Jin, D., Zhensu, J. (2008). Firm Performance And Stock Returns: An Empirical Study of the Top Performing Stocks Listed on Shanghai Stock Exchange. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, Volume 12, Number 1, p.79-85.
- Karaca, S. S., & Başçı, 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.
- Kaya, A., & Öztürk, M. (2015). Muhasebe Karları İle Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişki : BİST Firmaları Üzerine Bir Uygulama. *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, 67(Temmuz), 37-54.
- Kohansal, M. R., Dadras-moghaddam, A., Karmozdi, K. M., & Mohseni, A. (2013). Relationship between Financial Ratios and Stock Prices for the Food Industry Firms in Stock Exchange of Iran. *World Applied Programming*, 3(October), 512-521.
- Le, T.-H., Kim, J., & Lee, M. (2016). Institutional Quality, Trade Openness, and Financial Sector Development in Asia: An Empirical Investigation. *Emerging Markets Finance and Trade*, 52(5), 1047-1059. <http://doi.org/10.1080/1540496X.2015.1103138>
- Mert, M. (2016). SPSS STATA Yatay Kesit veri Analizi Bilgisayar Uygulamaları, Detay Yayıncılık: Ankara.
- Modares, A., Abedi, S., ve Mirshams, M. (2008). Testing Linear Relationships Between Excess Rate of Return and Financial Ratios, *Electronic copy available at: http://ssrn.com/abstract=1264912*
- Mokhtar, M., Shuib, A., & Mohamad, D. (2014). Identifying the Critical Financial Ratios for Stocks Evaluation: A Fuzzy Delphi Approach. *AIP Conference Proceedings* (ss. 348-354). <http://doi.org/10.1063/1.4903606>
- Narayan, P., & Reddy, Y. V. (2016). Literature on Stock Returns : A Content Analysis. *Amity Journal of Finance*, 1(1), 194-207.
- Parlakaya, R. & Kahraman, Ü. M. (2017). Muhasebe Bilgilerinin Hisse Fiyatlarını Açıklama Düzeyi Üzerine Bir Araştırma: Bist100 Uygulaması, Selçuk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi, Volume: 17, Issue: 33, 46-58.
- Pesaran, H. M. (2007). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels.
- Pesaran, M. H., Ullah, A., & Yamagata, T. (2008). A Bias-Adjusted LM Test of Error Cross-Section Independence. *Econometrics Journal*, 11, 105-127.
- Şak, N. (2015). Panel Birim Kök Testleri. S. Güriş, *Stata ile Panel Veri Modelleri* (s. 203-269). İstanbul: Der Yayınları.

Sevim, U. (2016). İşletme Finansal Oranlarının Hisse Senedi Getirileri Üzerine Etkisi: BİST 100 İmalat İşletmeleri Örneği, Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi, 11(2), 221-235.

Sharif, T., Purohit, H., & Pillai, R. (2015). Analysis of Factors Affecting Share Prices: The Case of Bahrain Stock Exchange. *International Journal of Economics and Finance*, 7(3), 207-216.

Tatoğlu, F. Y. (2016). *Panel Veri Ekonometrisi Stata Uygulamalı*. İstanbul: Beta Yayınları.

Ullah, H., Sagip, S., & Usman , H. (2016). The Impact of Dividend Policy on Stock Price Volatility: A Case Study of Selected Firms from Textile Industry in Pakistan. *International Journal of Academic Research in Economics and Management Sciences*, 5(3), 1-11.

Ün, T. (2015). Stata ile Panel Veri Analizi. S. Güriş, *Stata ile Panel Veri Modelleri* (s. 40-81). İstanbul : Der Yayınları.

Wu, T.-P., Liu, S.-B., & Hsueh, S.-J. (2016). The Causal Relationship between Economic Policy Uncertainty and Stock Market: A Panel Data Analysis. *International Economic Journal*, 30(1), 109–122. <http://doi.org/10.1080/10168737.2015.1136668>

<http://www.tuik.gov.tr/PreHaberBultenleri.do?id=24812> (25.11.2017)



Istanbul Finance Congress (IFC), November 2-3, 2017, Istanbul, Turkey

MODELLING OF BIST TOURISM INDEX'S TRADING VOLUME WITH STABLE PARETIAN DISTRIBUTIONS

DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.738

PAP-IFC- V.6-2017(2)-p.11-18

Hulya Basegmez¹, Elif Cekici²

¹Marmara University, İstanbul, Turkey. hulyabasegmez@gmail.com, hulya.basegmez@marmara.edu.tr

²Marmara University, İstanbul, Turkey. ecekici@marmara.edu.tr

To cite this document

Basegmez, H., Cekici, E., (2017). Modelling of BIST Tourism Index's with Stable Paretian Distributions. PressAcademia Procedia (PAP), V.6., p.11-18.

Permanent link to this document: <http://doi.org/10.17261/Pressacademia.2017.738>

Copyright: Published by PressAcademia and limited licenced re-use rights only.

ABSTRACT

Purpose- The contribution of tourism sector to the national economy is crucial. But the sector has a structure which is always hold risks and uncertainties. For this purpose, the distribution of daily trading volumes of the tourism companies that are located in the high-risk tourism sector and traded in BIST will be modelled.

Methodology- As the distribution of BIST Tourism trading volume data does not suitable for normal distribution, it is modeled by analyzing with stable distributions.

Findings- The parameters of stable distribution are estimated according to the quantiles method which one of the most used estimation methods.

Conclusion- Estimated parameter values show that the stable distributions can be used as an appropriate model for daily trading volume of BIST tourism index.

Keywords : Stable distributions, BIST, Symmetric stable distributions.

JEL Codes: C13, C46

BİST TURİZM İŞLEM HACMİ VERİLERİNİN KARARLI PARETİAN DAĞILIMLARLA MODELLENMESİ

ÖZET

Amaç- Turizm sektörünün ülke ekonomisine katkısı çok önemli düzeydedir. Fakat sektör, sistematik risklerden çok etkilenen, belirsizlik ve riskin çok yüksek olduğu bir yapıya sahiptir. Bu amaçla, BİST'de işlem gören ve yüksek riske sahip turizm sektörü içerisinde yer alan turizm şirketlerine ait günlük işlem hacmi verilerinin dağılımı için modelleme yapılacaktır.

Yöntem- BİST Turizm işlem hacmi verilerinin dağılımı normal dağılıma uymadığı için, kararlı dağılımlarla incelenerek modellenmiştir.

Bulgular- Kararlı dağılım parametreleri, en çok kullanılan kestirim yöntemlerinden biri olan yüzdellikler yöntemine göre elde edilmiştir.

Sonuç- Tahmin edilen parametre değerleri, kararlı dağılımların incelenen endekse ait işlem hacmi verilerinin modellenmesi için uygun bir model olarak kullanılabilceğini göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: Kararlı dağılımlar, BİST Turizm, Simetrik kararlı dağılımlar.

JEL Kodları: C13, C46

1. GİRİŞ

Turizm sektörü ülke ekonomisine çok önemli düzeyde katkı sağlayan bir sektördür. Böyle bir sektörün gelişimi ülkeye döviz ihtiyaçlarını karşılama, istihdam yaratma, ülkeye yabancı yatırımcıları getirme açısından katkı sağlamaktadır. Sektör sistematik risklerden çok etkilenen, her zaman risk ve belirsizliğin mevcut olduğu bir yapıya sahiptir. Doğa olayları, iç ve dış politikalar, ulaştırmadaki gelişmeler, ülkenin ekonomik ilişkileri, sosyo-kültürel farklılaşmalar, hizmet kalitesi, çevresel etkenler ve daha pek çok unsur sektörü etkilemektedir (Inskip, E., 1991). Bu koşullar altında BİST'de işlem gören turizm şirketlerine ait işlem hacimlerinin incelenerek modellenmesi, hem turizm şirketlerine bir bakış açısı kazandıracak hem de bu sektöre yatırım yapmak isteyen yatırımcılara karar verme açısından önemli katkı sağlayacaktır. İşlem hacmi verileri analiz edildiğinde, normal dağılımın bu veriler için uygun olmadığı gözlenmiştir. Bu çalışmada BİST'de işlem gören XTRZM endeksinin günlük işlem hacimleri Kararlı Paretian dağılımlarla modellenmeye çalışılacaktır. Çalışmanın ikinci bölümünde, kararlılık ve kararlı dağılımlar ele alınarak kararlı kuralların parametrelendirilmesinden bahsedilmiştir. Üçüncü bölümde, turizm sektörüne ait işlem hacimleri kararlı dağılımlarla modellenmiştir. Son bölümde ise modelin çıktıları verilmiştir.

2. KARARLI DAĞILIMLAR

Kararlı dağılımlar, çok sayıda küçük etkinin bir sonucu olarak ortaya çıkan olayların ve olasılık dağılımlarının kalın kuyruk, çarpıklık gibi özelliklerine olanak tanıyan zengin bir sınıftır. Bu sınıfı ilk kez 1920'lerde Paul Levy, rastsal değişkenlerin toplamı üzerine yapmış olduğu çalışmasında tanımlamıştır. Bu dağılımlar daha sonra finansal zaman serilerinin çarpıklık ve kalın kuyruk özelliklerine olanak tanıdığından Mandelbrot (1963) ile Fama&Roll (1968) tarafından normal dağılıma bir alternatif olarak önerilmiştir. Ayrıca Press (1972), ekonomide menkul kıymetlerin fiyat değişimleri ile ilgili olasılık dağılımları için bir model oluşturma sürecinde de kararlı dağılımların kullanılmasını önermiştir.

Kararlı dağılımlar, özellikle ekonomide olmak üzere birçok farklı özellik gösteren sistemlerde yaygın kullanılan modellerdir. Bağımsız aynı dağılımlı rastsal değişkenlerin toplamı bir limit dağılımına sahipse, bu limit dağılımı kararlı sınıfın bir üyesidir (Fama&Roll, 1968). Klasik merkezi limit teoreminde; sonlu varyanslı rastsal değişkenlerin toplamı bir Gaussian rastsal değişkene yaklaşır. Varyansın sonlu olması varsayımı kaldırıldığında, uygun bir ölçeklendirme ile bağımsız aynı dağılıma sahip rastsal değişkenlerin toplamı için tek dağılım kararlı dağılımlardır. Normal dağılım ise kararlı dağılımların sonlu varyansa sahip özel bir durumudur.

2.1. Kararlılığın Tanımı

Normal (veya Gaussian) rastsal değişkenlerin en önemli özelliklerinden biri, normal dağılımı iki rastsal değişkenin toplamının yine normal dağılımı rastsal değişken olmasıdır. X normal dağılımı bir rastsal değişken ise X_1 ve X_2 , X ile aynı özellikleri taşıyan bağımsız rastsal değişkenler, a ve b herhangi pozitif sayılar olmak üzere,

$$aX_1 + bX_2 \stackrel{d}{=} cX + d \quad (2.1.1)$$

eşitliğini sağlayan bir c pozitif sayısı ve $d \in R$ varsa, X rastsal değişkenine kararlıdır denir. Burada $\stackrel{d}{=}$ sembolü dağılımdaki eşitlik anlamına gelir, yani dağılımın her iki tarafının aynı olasılık kanununa sahip olduğunu gösterir.

Eğer X rastsal değişkeni sıfır etrafında simetrik olarak dağılıyorsa, rastsal değişkene simetrik kararlı denir ve

$$X \stackrel{d}{=} -X \quad (2.1.2)$$

biçiminde ifade edilir (Nolan, 2016). Dejenere olmayan bir X rastsal değişkeninin kararlı olması için gerek ve yeter koşul $n \geq 2$, $c_n > 0$ ve $d_n \in R$ için

$$X_1 + \dots + X_n \stackrel{d}{=} c_n X + d_n \quad (2.1.3)$$

olmasıdır (Zolotarev, 1986).

X rastsal değişkeninin kararlı olması için gerek ve yeter koşul $0 < \alpha \leq 2$, $-1 \leq \beta \leq 1$, $a \neq 0$ ve $b \in R$ için,

$$X \stackrel{d}{=} aZ + b$$

eşitliğini sağlayan Z rastsal değişkenine ait karakteristik fonksiyonun,

$$E \exp(iuZ) = \begin{cases} \exp\left(-|u|^\alpha \left[1 - i\beta \tan\frac{\pi\alpha}{2} (\text{sign } u)\right]\right), & \alpha \neq 1 \\ \exp\left(-|u| \left[1 + i\beta \frac{2}{\pi} (\text{sign } u) \log|u|\right]\right), & \alpha = 1 \end{cases} \quad (2.1.4)$$

biçiminde tanımlı olmasıdır (Nolan, 2016).

2.2. Kararlı Kuralların Parametrelendirilmesi

Kararlı dağılımlar dört parametreye sahiptir. Bunlar, $\alpha \in (0,2]$ kuyruk indeksi (şekil parametresi), $\beta \in [-1,1]$ çarpıklık parametresi, $\gamma \geq 0$ ölçek (skala) parametresi ve $\delta \in R$ konuşlanma (lokasyon) parametresidir. α parametresi dağılımın kuyruk kalınlığını ölçer. $\alpha < 2$ ise varyans sonsuzdur, $\alpha > 1$ olması durumunda ise ortalama mevcuttur. Kararlı dağılımlar tek modlu dağılımlardır. α parametresinin değeri küçüldükçe dağılım sivrileşir ve kuyruklar gittikçe kalınlaşır. $\beta = 0$ ise dağılım μ civarında simetrik. $\beta > 0$ ise dağılım sağa çarpıktır. $\beta < 0$ ise simetri özelliğinden dolayı dağılım sola çarpıktır.

Kararlı dağılımlarda kuyruk kalınlığı ve çarpıklığın değişimi mümkündür. Normal dağılım, Cauchy dağılımı ve Levy dağılımları dışında kararlı dağılımların olasılık yoğunluk fonksiyonlarının kapalı formda gösterimi mevcut değildir. Fakat bu dağılımlar karakteristik fonksiyonlar ile ifade edilebilirler.

Örnek 1. (Normal veya Gaussian Dağılım). X rastsal değişkeni,

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma}} \exp\left(-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right), \quad -\infty < x < \infty$$

olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahipse, $X \sim N(\mu, \sigma^2)$ dir.

Örnek 2. (Cauchy dağılımı). X rastsal değişkeni,

$$f(x) = \frac{1}{\pi} \frac{\gamma}{\gamma^2 + (x-\delta)^2}, \quad -\infty < x < \infty$$

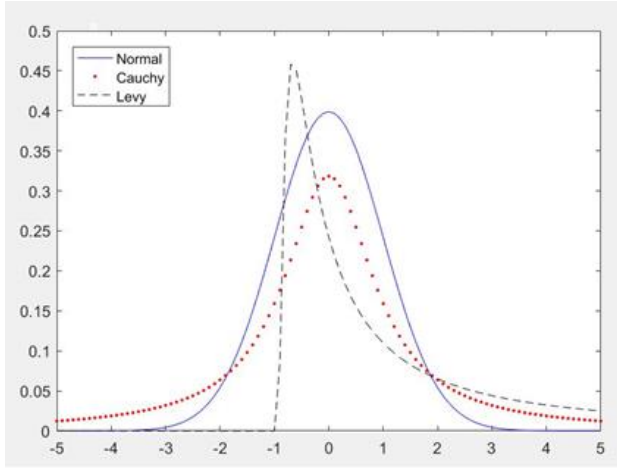
olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahipse, $X \sim \text{Cauchy}(\gamma, \delta)$ dir.

Örnek 3. (Levy dağılımı). X rastsal değişkeni,

$$f(x) = \sqrt{\frac{\gamma}{2\pi}} \frac{1}{(x-\delta)^{\frac{3}{2}}} \exp\left(-\frac{\gamma}{2(x-\delta)}\right), \quad \delta < x < \infty$$

olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahipse, $X \sim Levy(\gamma, \delta)$ dir.

Şekil 1: Özel kararlı Dağılımların olasılık yoğunluk fonksiyonlarının grafikleri



Bu dağılımlara ait olasılık yoğunluk fonksiyonlarının grafiği Şekil 1'de gösterilmiştir. $Z = Z(\alpha, \beta)$ rastsal değişkeni (2.1.4) eşitliğindeki gibi tanımlı olmak üzere,

$$X \stackrel{d}{=} \begin{cases} \gamma \left(Z - \beta \tan \frac{\pi\alpha}{2} \right) + \delta, & \alpha \neq 1 \\ \gamma Z + \delta, & \alpha = 1 \end{cases} \quad (2.2.1)$$

ise X rastsal değişkeni $S(\alpha, \beta, \gamma, \delta; 0)$ şeklinde parametrelendirilir. X rastsal değişkenine ait karakteristik fonksiyon ise

$$E \exp(iuX) = \begin{cases} \exp\left(-\gamma^\alpha |u|^\alpha \left[1 + i\beta \left(\tan \frac{\pi\alpha}{2}\right) (\text{sign } u) (|u|^{1-\alpha} - 1)\right] + i\delta u\right), & \alpha \neq 1 \\ \exp\left(-\gamma |u| \left[1 + i\beta \frac{2}{\pi} (\text{sign } u) \log(\gamma |u|)\right] + i\delta u\right), & \alpha = 1 \end{cases} \quad (2.2.2)$$

şeklindedir (Nolan, 2016:8).

$Z = Z(\alpha, \beta)$ rastsal değişkeni (2.1.4) eşitliğindeki gibi tanımlı olmak üzere,

$$X \stackrel{d}{=} \begin{cases} \gamma Z + \delta, & \alpha \neq 1 \\ \gamma Z + \left(\delta + \beta \frac{2}{\pi} \gamma \log \gamma\right), & \alpha = 1 \end{cases} \quad (2.2.3)$$

ise X rastsal değişkeni $S(\alpha, \beta, \gamma, \delta; 1)$ şeklinde parametrelendirilir. X rastsal değişkenine ait karakteristik fonksiyon ise

$$E \exp(iuX) = \begin{cases} \exp\left(-\gamma^\alpha |u|^\alpha \left[1 - i\beta \left(\tan \frac{\pi\alpha}{2}\right) (\text{sign } u)\right] + i\delta u\right), & \alpha \neq 1 \\ \exp\left(-\gamma |u| \left[1 + i\beta \frac{2}{\pi} (\text{sign } u) \log |u|\right] + i\delta u\right), & \alpha = 1 \end{cases} \quad (2.2.4)$$

Şeklindedir (Nolan, 2016:8).

2.3. Olasılık Yoğunluk ve Dağılım Fonksiyonları

Kararlı dağılımların olasılık fonksiyonlarının kapalı formda gösterimi mevcut değildir. Mümkün tüm kararlı dağılımları tanımlamanın en somut yolu karakteristik fonksiyonlar veya Fourier dönüşümlerdir. Kararlı dağılımlar farklı şekillerde karakterize edilebilirler. u reel değerli değişken olmak üzere,

$$\phi(u) = E \exp(iuX) \quad (2.3.1)$$

şeklinde tanımlı karmaşık-değerli fonksiyon X rastsal değişkeninin karakteristik fonksiyonu olarak adlandırılır (Nolan, 2016:9). Ters Fourier dönüşümü altında kararlı bir X rastsal değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonu ise,

$$f(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} \exp(-iux) \phi(u) du \quad (2.3.2)$$

şeklinde tanımlanır (Uchaikin&Zolotarev, 1999).

Farklı parametrelendirmelerdeki birikimli dağılım fonksiyonları (c.d.f.) ile olasılık yoğunluk fonksiyonlarını (p.d.f.) ayırt etmek gerekir. $S(\alpha, \beta, \gamma, \delta; k)$ dağılımının $f(x|\alpha, \beta, \gamma, \delta; k)$ olasılık yoğunluk fonksiyonu ve $F(x|\alpha, \beta, \gamma, \delta; k)$ ise birikimli dağılım fonksiyonu olarak tanımlanmaktadır.

Yoğunluk fonksiyonu, sonsuz terimli bir polinom fonksiyon olarak düzenlenebilir. Fakat bu durumda terim sayısının sonsuz olması maksimum olabilirlik yönteminin kullanılmasında problemlere sebep olur. Bu nedenle, olasılık yoğunluk fonksiyonu integral gösterimi kullanılarak,

$$f(x|\alpha, \beta, \gamma, \delta) = \frac{1}{\pi\gamma} \int_0^{\infty} \exp(-u^\alpha) \cos\left(u \left(\frac{x-\delta}{\gamma}\right) - \beta u^\alpha \tan\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right)\right) du \quad (2.3.4)$$

biçiminde ifade edilmiştir (Zolotarev, 1996).

2.4. Kuyruk Olasılıkları ve Kartiller

$\alpha = 2$ olduğu durumda normal dağılım iyi anlaşılabilir kuyruk özelliklerine sahiptir. $\alpha < 2$ olması durumunda, kararlı dağılımların kuyrukları asimptotik olarak Pareto kanununa uyar. Yani, $0 < \alpha < 2$ ve $-1 < \beta \leq 1$ için $X \sim S(\alpha, \beta, \gamma, \delta; 0)$ olsun. Bu durumda, $x \rightarrow \infty$ yaklaşması durumunda, $c_\alpha = \sin\left(\frac{\pi\alpha}{2}\right) \Gamma(\alpha) / \pi$ olmak üzere,

$$P(X > x) \sim \gamma^\alpha c_\alpha (1 + \beta)x^{-\alpha} \quad (2.4.1)$$

$$P(X < -x) \sim \gamma^\alpha c_\alpha (1 - \beta)x^{-\alpha} \quad (2.4.2)$$

dır.

Kararlı rastsal değişkenlerin olasılık yoğunluk fonksiyonlarının birkaç özel durum dışında kapalı formu mevcut olmadığından, kuyruk indeksi için tam bir formül bulmamız mümkün değildir. Bununla birlikte literatürde kararlı dağılımlara ait parametreleri tahmin etmek için çeşitli yöntemler önerilmiştir. Hill Tahmincisi (Hill, 1975), yüzdellikler yöntemi (Fama ve Roll, 1971; McCulloch, 1986), Logaritmik momentler metodu (Kuruoğlu, 2001), Karakteristik fonksiyon yaklaşımı (Yang, 2012) ve En çok olasılık yöntemi (Nolan, 2001) bu yöntemlerden en bilinenleridir. Bu yöntemlerden en yaygın olarak kullanılanı yüzdellikler yöntemidir.

Yüzdellikler yöntemi

Yüzdellikler yöntemi ilk olarak Fama ve Roll (1971) tarafından geliştirilmiştir. Fama ve Roll'un yaklaşımı daha basit olmasına rağmen, α ve γ nın kestiriminde yanlılığa sebep olmaktadır.

x_1, x_2, \dots, x_n bir $S(x; \alpha, \beta, \gamma, \delta)$ kararlı dağılımından elde edilen rastsal örnek olsun. x_p , $S(x_p; \alpha, \beta, \gamma, \delta) = p$ olacak şekilde tanımlanan p . anakütle yüzdeliği, \hat{x}_p ise örnek yüzdeliği olmak üzere, \hat{x}_p , x_p nin tutarlı bir tahmin edicisidir. γ ve δ dan bağımsız olarak, α ve β nin tahmincileri,

$$\hat{v}_\alpha = \frac{\hat{x}_{0.95} - \hat{x}_{0.05}}{\hat{x}_{0.75} - \hat{x}_{0.25}}, \quad \hat{v}_\beta = \frac{\hat{x}_{0.95} + \hat{x}_{0.05} - 2\hat{x}_{0.5}}{\hat{x}_{0.95} - \hat{x}_{0.05}}$$

için $\hat{\alpha} = \psi_1(\hat{v}_\alpha, \hat{v}_\beta)$ ve $\hat{\beta} = \psi_2(\hat{v}_\alpha, \hat{v}_\beta)$ şeklinde elde edilir. $\hat{\alpha}$ ve $\hat{\beta}$, lineer interpolasyon yardımıyla McCulloch'un(1986) çalışmasında Tablo 3 ve Tablo 4'den elde edilmiştir. Ölçek parametresi,

$$\hat{\gamma} = \frac{\hat{x}_{0.75} - \hat{x}_{0.25}}{\psi_3(\hat{\alpha}, \hat{\beta})}$$

eşitliğinden yararlanılarak tahmin edilir. Burada $\psi_3(\hat{\alpha}, \hat{\beta})$, değerleri aynı çalışmada Tablo 5 de verilmiştir. Son olarak, δ lokasyon parametresi,

$$\hat{\delta} = \hat{x}_{0.5} + \hat{\gamma} \psi_4(\hat{\alpha}, \hat{\beta})$$

eşitliğinden yararlanılarak tahmin edilir. Burada $\psi_4(\hat{\alpha}, \hat{\beta})$, aynı çalışmada Tablo 6 da verilmiştir.

3. UYGULAMA

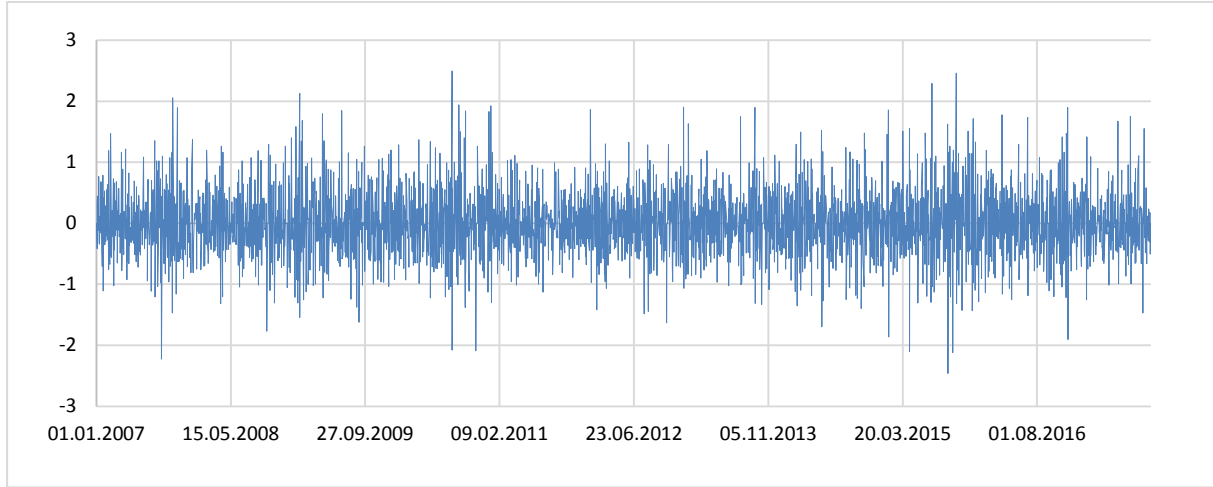
Çalışmanın bu bölümünde, Borsa İstanbul'da işlem gören XTRZM endeksinin 01.01.2007-28.09.2017 tarihleri arasındaki günlük işlem hacimleri (toplam 2804 gün) kullanılmıştır. Veriler Bloomberg veri tabanından temin edilmiştir. Bu çalışmada analiz kapsamına alınan turizm şirketleri Borsa İstanbul'da "AVTUR, MAALT, MARTI, METUR, NTTUR, TEKUTU, UTPYA" kodu ile işlem görmektedir.

Bu çalışmada, yatırım performansını kullanılan skaladan bağımsız olarak ölçme imkanı sunmasından dolayı, günlük işlem hacmi verileri yerine günlük getiriler ile çalışılmıştır. Y_t , Endeksin (veya hisse senedinin) günlük işlem hacmi, S_t ise bir finansal malın veya portföyün t zamanındaki logaritmik değeri olsun. Bu durumda, $[t, t + 1]$ zaman aralığı için getiri değerleri,

$$X_{t+1} = S_{t+1} - S_t = \ln Y_{t+1} - \ln Y_t$$

şeklinde elde edilmiştir (Önalın, 2010). Şirketleri bünyesinde bulunduran XTRZM endeksinin sözü edilen dönemdeki günlük getirileri Şekil 4'de verilmiştir. Bu hisse senedine ait getirilerin özet istatistikleri Tablo 1'de verilmiştir.

Şekil 4: XTRZM endeksinin 01.01.2007-28.09.2017 periyodundaki günlük getirilerinin zamana göre grafiği



Tablo 1: XTRZM endeksinin getirilerine ait özet istatistikler

	Ortalama	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık	En Büyük	En Küçük
XTRZM	0,00034342	0,567	0,233	1,182	2,498	-2,462

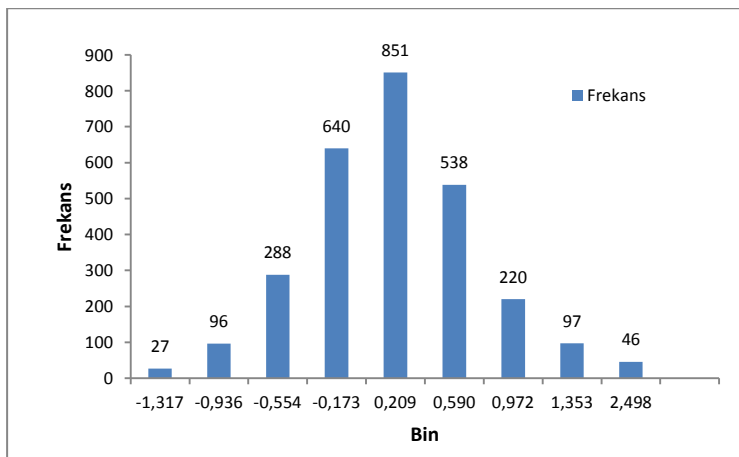
İlk olarak, XTRZM endeksinin getirileri ele alınarak, bu getirilerin normal dağılıma uygunluğu incelenmiştir. Gözlenen verilerin normal dağılıma uygun olup olmadığı Ki-kare uygunluk sınaması yapılarak test edilmiştir. Öncelikle, XTRZM endeksinin ait zaman serimiz sınıflı seri olarak düzenlenmiş ve yapılan işlemler sonrasında hesaplanan sıklıklarla gözlenen sıklıklardan elde edilen Ki-kare değeri bilinen formül ile $\chi^2_{hes} = 2802,92$ olarak bulunmuştur. Günlük getirilerin dağılımı ile ilgili hipotezlerimiz,

H_0 : Günlük getirilerin dağılımı normal dağılıma uygundur.

H_1 : Günlük getirilerin dağılımı normal dağılıma uygun değildir.

şekindedir. Sınıf sayısı 9, kestirimi yapılan parametre sayısı 2 olduğundan serbestlik derecesi 6 olup, $\chi^2_{0,05,6} = 12,592$ bulunur. Bu durumda, XTRZM endeksinin getirilerinin dağılımının normal dağılım olduğunu iddia eden H_0 hipotezi 0,05 anlamlılık düzeyinde red edilir. İşlem hacmi verilerinin normal dağılım varsayımını reddetmesi bu veriler için kararlı dağılımların uygun bir model olacağı hipotezimizi desteklemektedir.

Şekil 5: XTRZM endeksinin getirilerine ait Histogram



Hisse senedi getirilerinin dağılım parametreleri, McCulloch'un yüzdeler yöntemiyle tahmin edilmiş ve Tablo 2'deki sonuçlar elde edilmiştir. $\alpha = 1.21$ çıkması, kararlı dağılımlar için istenen aralıkta bir değerdir. Kestirimi yapılan diğer parametreler de istenen aralıkta değer almıştır.

Tablo 2: McCulloch yöntemi kullanılarak kararlı dağılımın parametre tahmini

Hisse Senedi\ Parametre	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\delta}$
XTRZM	1.21	1	0.0006	0.0038

4. SONUÇ

Bu çalışmada, Borsa İstanbul'da işlem gören hisse senetlerinin işlem hacmi verilerinin kararlı dağılımlara uygun bir model olup olmadığı araştırılmaktadır. Borsa İstanbul'da işlem gören XTRZM endeksine ait getiriler ele alınarak, bu getirilerin normal dağılıma uygunluğu incelenmiştir. Ki-Kare uygunluk sınavı sonrasında ve grafikler yardımıyla getirilerin normal dağılıma uygun olmadığı görülmüştür. XTRZM için 2804 günlük işlem hacmi verisi kullanılarak kararlı dağılıma ait parametreler $\hat{\alpha} = 1.21$, $\hat{\beta} = 1$, $\hat{\gamma} = 0.0006$ ve $\hat{\delta} = 0.0038$ olarak kestirilmiştir. Sonuç olarak, kestirilen parametre değerleri, Kararlı Paretian dağılımların incelenen endekse ait işlem hacmi verilerinin modellenmesi için uygun bir model olarak kullanılabileceğini göstermektedir.

KAYNAKLAR

- Borak, S., Härdle, W., & Weron, R. (2005). Stable distributions. In *Statistical tools for finance and insurance* (pp. 21-44). Springer Berlin Heidelberg.
- Çekici, E. (2003). İşlem Hacmi Verilerinin Kararlı Paretian Dağılımlarla Modellenmesi, Doktora Tezi, Marmara Üniversitesi, İstanbul.
- Fama, E. F., & Roll, R. (1968). Some properties of symmetric stable distributions. *Journal of the American Statistical Association*, 63(323), 817-836.
- Fama, E. F., & Roll, R. (1971). Parameter estimates for symmetric stable distributions. *Journal of the American Statistical Association*, 66(334), 331-338.
- Hill, B. M. (1975). A simple general approach to inference about the tail of a distribution. *The annals of statistics*, 3(5), 1163-1174.
- Inskeep, E. (1991). *Tourism planning: an integrated and sustainable development approach*. Van Nostrand Reinhold.
- Kuruoglu, E. E. (2001). Density parameter estimation of skewed/spl alpha/-stable distributions. *IEEE transactions on signal processing*, 49(10), 2192-2201.
- Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices. *The Journal of Business*, 36(4), 394-419. Retrieved from <http://www.jstor.org/stable/2350970>.
- McCulloch, J. H. (1986). Simple consistent estimators of stable distribution parameters. *Communications in Statistics:Simulation and Computation*, 15(4), 1109-1136.
- Nolan, J. P. (1998). Parameterizations and modes of stable distributions. *Statistics & probability letters*, 38(2), 187-195.
- Nolan, J. P. (2001). Maximum likelihood estimation and diagnostics for stable distributions. *Lévy processes: theory and applications*, 379-400.
- Nolan, J.P. (2016). *Stable Distributions: Models for Heavy Tailed Data*. <http://academic2.american.edu/~jpnolan/stable/chap1.pdf>
- Önal, Ö. (2010). α - Kararlı Dağılımlarla Finansal Risk Ölçümü, 28(1), 549-571.
- Uchaikin, V. V., & Zolotarev, V. M. (1999). *Chance and stability: stable distributions and their applications*. Walter de Gruyter.
- Yang, Y. (2012). *Option Pricing With Non-Gaussian Distribution-Numerical Approach*.
- Zhaozhi Fan. (2006). Parameter Estimation of Stable Distributions, *Communications in Statistics - Theory and Methods*, 35(2), 245-255
- Zolotarev, V. M. (1996). *One-dimensional Stable Distributions* (Vol. 65). American Mathematical Society, USA.



Istanbul Finance Congress (IFC), November 2-3, 2017, Istanbul, Turkey

FUZZY REAL OPTION VALUATION MODEL USING TRINOMIAL LATTICE APPROACH AND ITS PROPERTY CONSTRUCTION INVESTMENT APPLICATION

DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.739

PAP-IFC- V.6-2017(3)-p.19-23

Huseyin Yigit Ersen¹, Oktay Tas²

¹Istanbul Technical University, Faculty of Management, Istanbul, Turkey. ersenh@itu.edu.tr

²Istanbul Technical University, Faculty of Management, Istanbul, Turkey. oktay.tas@itu.edu.tr

To cite this document

Ersen, H.Y., Tas, O. (2017). Fuzzy real option pricing model using trinomial lattice approach and its property construction investment application. PressAcademia Procedia (PAP), V.6., p.19-23.

Permanant link to this document: <http://doi.org/10.17261/Pressacademia.2017.739>

Copyright: Published by PressAcademia and limited licenced re-use rights only.

ABSTRACT

Objective- Decision makers usually use conventional methods in appraising investment projects. However, nowadays, dynamic valuation models about the future of investments also needs to be included in the decision making process. This study aims to show that a property construction investment project, which seems to be unprofitable with conventional methods currently, can be implemented profitably in the future by using a fuzzy real option method with dynamic characteristics. Using fuzzy numbers in addition to the classical fuzzy option theory will expand the model's scope and enable it to contain more information, thereby making it more appropriate for investment environments with high uncertainty. In addition, both the standard deviation calculated from expected value of the fuzzy numbers and the historical volatility will be used for the fuzzy real option valuation. Thus, it is aimed to compare the two methods. Finally, it is aimed to transfer expert opinions to the model as well.

Methodology- The project valuation of a property construction investment planned to be made in Turkey has been performed by using Trinomial Fuzzy Real Option method. First, the volatility variable of this model was determined on the basis of Carlsson and Fuller's proposal of expected values and standard deviations for fuzzy numbers. Next, the historical volatility of house price index used for the volatility variable of the model. Finally, these two methods were compared. The model also includes expert opinions. These expert opinions have been transferred to the model with the aggregation of fuzzy numbers.

Findings- According to the valuation conducted with Trinomial Fuzzy Real Options, the property construction investment project, which seems to be unprofitable currently, can be implemented profitably in the future. Due to the transactional nature of fuzzy numbers, volatility value, which is calculated on the basis of standard deviation of cash flows, will increase per annum. On the other hand, the historical volatility is used as a constant for all investment years. In parallel with this approach, the optimum investment year of the model using the standard deviation of cash flows as volatility has been different the model with historical volatility.

Conclusion- The idea of using options in investment projects adds both managerial flexibility and uncertainty concepts to the valuation process. In addition to the term volatility, which is used for the concept of uncertainty in the model, the naturally existent uncertainty of fuzzy numbers is also used in the model. Furthermore, it is shown that the investment project, which seems to be unprofitable currently, can be carried out profitably in the future with the managerial flexibility of a delay option. While the volatility, which is calculated on the basis of the standard deviation of cash flows, postpones the optimum investment timing with its increasing value, the historical volatility model gives earlier optimum investment timing.

Keywords: Real options, property investment, fuzzy sets, net present value, investment projects, trinomial fuzzy real option valuation.

JEL Codes: G13, G31, L74

TRİNOMİAL KAFES YAKLAŞIMI KULLANARAK BULANIK REEL OPSİYON DEĞERLEMESİ VE GAYRİMENKUL YATIRIMI UYGULAMASI

ÖZET

Amaç- Yatırım projeleri karar vericiler tarafından değerlendirirken genellikle statik olan klasik yöntemler kullanılır. Ancak günümüzde yatırımın geleceği ile ilgili dinamik değerlendirme modellerinin de karar verme süreçlerinde yer alması gerekmektedir. Bu çalışmada klasik yöntemlerle bugün için yapılması karlı gözükmeyen bir gayrimenkul yatırım projesinin dinamik bir yapıya sahip olan bulanık reel opsiyon yöntemi ile gelecekte karlı bir şekilde yapılabileceğinin gösterilmesi amaçlanmıştır. Klasik bulanık opsiyon teorisine ek olarak modelde bulanık sayıların da kullanılması modelin kapsamını artıracak ve daha fazla bilgi içermesini sağlayacaktır. Böylelikle model yoğun bilinmezliğin olduğu yatırım ortamlarına daha uygun hale gelecektir. Ayrıca bulanık reel opsiyon değerlendirilmesinde hem bulanık sayıların beklenen değeri üzerinden hesaplanan standart sapma ve hem de tarihsel oynaklık kullanılacaktır. Böylelikle iki yöntemin karşılaştırılması amaçlanmıştır. Son olarak uzman görüşlerinin modele aktarılması da amaçlanmıştır.

Yöntem- Türkiye’de yapılması planlanan bir gayrimenkul yatırım projesinin değerlendirilmesi Trinomial Bulanık Reel Opsiyon yöntemi ile yapılmıştır. Bu modelin içerdiği oynaklık değişkeni ilk olarak Carlsson ve Fuller’in bulanık sayıların beklenen değeri ve standart sapması önerisi ile yapılmıştır. İkinci olarak ise modeldeki oynaklık değişkeni için konut fiyat endeksinin tarihsel oynaklığı kullanılmıştır. Daha sonra bu iki yöntem karşılaştırılmıştır. Modelde ayrıca uzman görüşleri de yer almıştır. Bu uzman görüşleri bulanık sayıların bütünleştirilmesi ile modele aktarılmıştır.

Bulgular- Trinomial Bulanık Reel Opsiyon yöntemi ile yapılan değerlemede günümüz için karlı gözükmeyen gayrimenkul yatırım projesi gelecekte karlı bir şekilde yapılabilecektir. Bulanık sayıların işlem doğası gereği nakit akışlarının standart sapması üzerinde hesaplanan oynaklık değeri her sene artacaktır. Tarihsel oynaklık ise bütün yatırım yılları için sabit olarak kullanılacaktır. Bu yaklaşıma paralel olarak nakit akışlarının standart sapmasını oynaklık olarak kullanan modelin en uygun yatırım yılı tarihsel oynaklık kullanılan modelden farklı olarak bulunmuştur.

Sonuç- Yatırım projelerinde opsiyonların kullanılması fikri değerlendirme sürecine hem yönetsel esneklik hem de belirsizlik kavramlarını katmaktadır. Modelde belirsizlik kavramı için kullanılan oynaklık ifadesine ek olarak bulanık sayıların doğası gereği sahip olduğu belirsizlik de kullanılmıştır. Ayrıca günümüz için karlı gözükmeyen yatırım projesinin yönetsel bir esneklik olan erteleme seçeneği ile gelecekte karlı bir şekilde yapılabileceği gösterilmiştir. Nakit akışlarının standart sapmasından hesaplanan volatilitate artan değeri ile projenin optimum yatırım zamanını ertelerken, tarihsel volatiliteli model daha erken optimum yatırım zamanı sonucunu vermiştir.

Anahtar Kelimeler: Reel opsiyonlar, gayrimenkul yatırımı, bulanık kümeler, net bugünkü değer, yatırım projeleri, trinomial bulanık reel opsiyon değerlendirilmesi.

JEL Kodları: G13, G31, L74

1.GİRİŞ

Günümüzde karar vericiler ve yöneticiler yatırım projelerini değerlendirirken klasik olan durağan yöntemleri kullanmaktadırlar. Net bugünkü değer, iç verim oranı, geri ödeme süresi, ortalama karlılık oranı gibi klasik yöntemler projelerin içinde bulunduğu durumda belirsizlik etkisini değerlendirme sürecine yansıtılmamaktadırlar. Ayrıca bu gibi değerlendirme yöntemleri projeyi erteleme, iptal etme veya yatırımı gelecekte genişletme gibi yönetsel esneklikleri içermemektelerdir. Bu noktada finansal opsiyonlardan türemiş reel opsiyon değerlendirme yöntemi karar vericilere ve yöneticilere belirsizlik ve yönetsel esnekliği içeren dinamik bir değerlendirme süreci imkanı tanımaktadır. Dahası bulanık sayılarla modellenen reel opsiyonlar bulanık sayıların doğası gereği daha fazla bilgi içeren değerlendirme modeli olacaktır. Bilinmezliğin yoğun olduğu yatırım ortamlarında bilgi kapsamını genişleterek daha doğru bir değerlendirme imkanı sunacaktır.

Bu çalışmada klasik yöntemlerle şu an için karlı gözükmeyen Trakya Bölgesi’nde yer alan bir arsa üzerine inşaat yatırımı projesinin ertelenerek gelecekte karlı bir şekilde yapılabileceği gösterilecektir. Bu yatırım projesinin geniş bilinmezlik ortamında gerçekleştirilecek olması nedeniyle bu değerlendirme süreci bulanık sayılarla trinomial reel opsiyon değerlendirilmesi ile yapılacaktır. Dahası model içindeki belirsizlik ifadesi olan oynaklık değişkeni için bulanık sayılarda standart sapma hesabı ile değerlendirilen model ve tarihsel volatiliteli ile değerlendirilen modeller karşılaştırılacaktır. Süreç içerisinde uzman görüşleri kullanılacaktır. Bazı değişimler için ise uzman görüşlerinin bütünleştirilmesi kullanılacaktır.

2. LİTERATÜR İNCELEMESİ

Literatürde bulanık reel opsiyonlar bir çok çalışmada kullanılmıştır. İlk olarak Carlsson ve Fuller (2003) tarafından nakit akışları ve maliyetlerin klasik sayı olarak ifade edilemeyeceği durumlar için Black & Scholes (1973) modelini baz alan bulanık opsiyon değerlendirme modeli oluşturulmuştur. Bu modelde nakit akışları ve maliyetleri bulanık sayı olarak ifade etmişlerdir.

Uçal ve Kahraman (2009) petrol yatırımı uygulamasında bulanık opsiyon değerlendirilmesini kullanmışlardır. Bu çalışmada bilgi kaybını en aza indirmek için bulanık nakit akışı ve maliyetlerin beklenen değeri sonradan alınmıştır. Tolga, Kahraman, Demircan (2009) çağrı merkezi yatırımı değerlendirilmesini bulanık reel opsiyonlarla yapmıştır. Çalışmada bulanık sayıların reel opsiyon trinomial kafes uygulaması ve Black & Scholes uygulaması karşılaştırılmıştır. You ve diğerleri (2012) bulanık reel opsiyon değerlendirilmesini kurumsal kaynak planlaması yatırımı için kullanmışlardır. Montsho (2012) bulanık reel opsiyon yaklaşımını çalışmakta olan nükleer reaktör yatırımı feshetme seçeneğini için kullanmıştır. Dai, Sun, Guo (2016) Black & Scholes modeline dayanan bulanık reel opsiyon modeli ile daha önceden kirlilik yayan bir tesisin kirlilik yaymayacak şekilde geliştirilmesi (brownfield redevelopment) projesini değerlendirmişlerdir. Ayrıca değerlendirme uzmanların risk algısını da

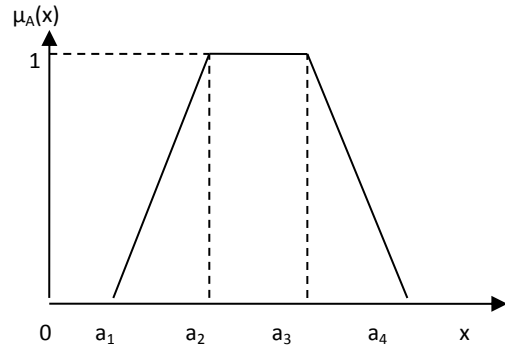
içermektedir. Aranda, Arango ve Lianos (2016) Amerikan alım opsiyonları için bulanık reel opsiyon değerlemesini yardımcı demiryolu nakliyesi terminalinin dağıtım merkezi uygulaması için kullanmışlardır. Biancardi ve Villani (2017) birleşik Amerikan döviz opsiyonlarını bulanık mantık yaklaşımı ile modellemişlerdir.

3. VERİ, YÖNTEM, BULGULAR, ANALİZ

Zadeh'in (1965) önerdiği bulanık küme teorisi günümüze kadar bir çok çalışmada kullanılmıştır. Bulanık küme teorisinden bir çok bulanık sayı çeşidi literatürde mevcuttur. Bu çalışmada tip-1 trapezoidal bulanık sayılar kullanılacaktır. $\tilde{A} = (a_1, a_2, a_3, a_4)$ olmak üzere bulanık bir sayı aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\mu_A(x) = \begin{cases} \frac{(x-a_1)}{(a_2-a_1)}, & a_1 \leq x < a_2 \\ 1, & a_2 \leq x < a_3 \\ \frac{(a_4-x)}{(a_4-a_3)}, & a_3 \leq x < a_4 \\ 0, & \text{diğer} \end{cases}$$

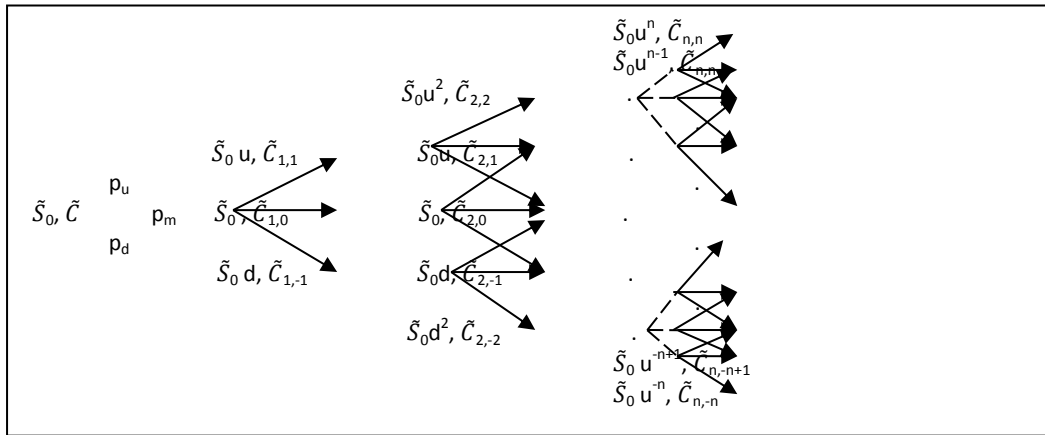
Şekil 1: Trapezoidal Bulanık Sayı



Çalışmada trapezoidal bulanık sayılarla trinomial reel opsiyon değerlemesi yapılacaktır. Kullanılacak değişkenler ise şu şekildedir: " \tilde{S}_0 " Başlangıç yılı nakit akışları, " \tilde{X} " ilk yatırım maliyeti, " Δt " Yatırım her bir basamak zaman aralığı (yıl bazlı kullanılmıştır), " r " Risksiz faiz oranı, " u " Bir sonraki döneme geçişte nakit akışlarının artma oranı, " d " Bir sonraki döneme geçişte nakit akışlarının azalma oranı, " p_u " Bir sonraki döneme geçişte u değişikliği olma olasılığı, " p_m " Bir sonraki döneme geçişte sabit kalma olasılığı, " p_d " Bir sonraki döneme geçişte d değişikliği olma olasılığı, " σ " Oynaklık değişkeni (1- Posibilistik standart sapma, 2- Tarihsel Oynaklık), " δ " Yatırım kararı süreci boyunca opsiyonun değer kaybı- Finansal opsiyonlarda temettülü modelleme.

Bulanık reel opsiyon trinomial değerlendirme şeması Şekil 2' de gösterilmiştir:

Şekil 2: Trinomial Yaklaşımla Bulanık Reel Opsiyon Değerleme Şeması



Modelin formülasyonu ise şu şekildedir:

$$v=r-\delta-\frac{1}{2}\sigma^2, \Delta x = \sigma\sqrt{3\Delta t}, u = e^{\Delta x}, d=1/u,$$

$$p_u = (1/2)((\sigma^2\Delta t+v^2\Delta t^2)/\Delta x^2)+(v\Delta t/\Delta x), p_m = 1-((\sigma^2\Delta t+v^2\Delta t^2)/\Delta x^2), p_d = (1/2)((\sigma^2\Delta t+v^2\Delta t^2)/\Delta x^2)-(v\Delta t/\Delta x)$$

$$\tilde{S}_{i,j} = \tilde{S}_0(1-\delta)^j, j = -i, \dots, 0, \dots, i, \tilde{C}_{T,j} = \max(0, \tilde{S}_{T,j} - \tilde{X}), j = -T, \dots, 0, \dots, T, \tilde{C}_{i,j} = e^{-r\Delta t} (p_u\tilde{C}_{i+1,j+1} + p_m\tilde{C}_{i+1,j} + p_d\tilde{C}_{i+1,j-1})$$

Modelde kullanılan beklenen değer, standart sapma ve oynaklık ifadeleri Carlsson ve Fuller'e (2001) göre bulunur:

$$E(\tilde{A}) = (a_1 + 2a_2 + 2a_3 + a_4)/6$$

$$\sigma^2 (\tilde{A}) = (a_3 - a_2)^2/4 + ((a_3 - a_2)(a_4 - a_1))/6 + (a_4 - a_1)^2/24, \text{ Standartlaştırma işlemi: } \sigma^* = \sigma / E (\tilde{A})$$

“n + 1” Gözlem sayısı, “S_j” j. dönem sonunda dayanak varlık fiyatı, “T” Yıl bazında zaman aralığı olmak üzere tarihsel oynaklık hesaplama adımları ise şu şekildedir:

$$u_j = \ln (S_j / S_{j-1}), \text{ “}u_j\text{” değişkeninin standart sapması “s” ile ifade edilir:}$$

$$s = \sqrt{[(1/n-1)\sum (u_j - \bar{u})^2]} \quad j = 1, 2, \dots, n.$$

“ \bar{u} ”, “ u_j ” verilerinin aritmetik ortalamasıdır. Volatilite (oynaklık) ise $\sigma = s / \sqrt{T}$ şeklinde elde edilir.

Trigeorgis (1993)’e göre bir projenin karlılığı aşağıdaki şekilde değerlendirilebilir:

Genişletilmiş NBD = Geleneksel NBD + Opsiyon Primi

Gayrimenkul yatırımı uygulaması:

1.400 m² arazi - %25 imarlı – 2 katlı – 700 m² inşaat alanlı oturma alanı projesi-10 daire, arsa maliyeti 1.000.000 TL, ilk yıl 4 (225.000 TL), ikinci yıl 4 (1.000.000 TL), üçüncü yıl (550.000 TL) satış gelirleri, ilk yatırımın yarısı 3 sene geri ödemeli banka kredisi, 7 senelik yatırım hakkı boyunca her yıl için, $\delta = 0.05$, $r=0.115$, AOSM = %20. Maliyetlerin yıllara göre aldığı aşağıdaki tabloda gösterilmiştir (gelecekteki maliyetler uzman görüşlerinin bulanık sayı ifadesi ile oluşturulmuştur) :

Tablo 1: Yıllara Göre Maliyetler

YIL	İNŞAAT MALİYETİ	ARSA MALİYETİ	TOPLAM
0	794255	1000000	1794255
1	(850074, 867295, 884515, 901736)	(1059874, 1079877, 1099879, 1119881)	(1909948, 1947171, 1984394, 2021616)
2	(910260, 947393, 985318, 1024035)	(1123333, 1166133, 1209733, 1254133)	(2033593, 2113527, 2195052, 2278169)
3	(975179, 1035263, 1097929, 1163234)	(1190592, 1259280, 1330560, 1404480)	(2165771, 2294543, 2428489, 2567714)
4	(1045232, 1131690, 1223766, 1321710)	(1297600, 1397650, 1503376, 1614989)	(2342832, 2529340, 2727141, 2936699)
5	(1120852, 1237543, 1364421, 1502179)	(1414225, 1551223, 1698637, 1857050)	(2535077, 2788766, 3063058, 3359230)
6	(1202513, 1353780, 1521685, 1707748)	(1541332, 1721671, 1919260, 2135392)	(2743845, 3075451, 3440944, 3843140)
7	(1290729, 1481462, 1697567, 1942968)	(1679863, 1910848, 2168537, 2455454)	(2970593, 3392310, 3866104, 4397422)

Satış fiyatlarındaki uzman görüşlerine dayanan bulanık sayı değişim aşağıdaki tabloda gösterilmiştir:

Tablo 2: Uzman Görüşlerine Göre Satış Fiyatı Değişimi

Satış ilk 2 yıl	Değişim (yıllık)	Satış 3-4 yıl	Değişim (yıllık)	Satış 5-7 yıl	Değişim (yıllık)
KV1	(1.10, 1.133, 1.666, 1.20)	KV1	(1.10, 1.12, 1.4, 1.16)	KV1	(1.06, 1.08, 1.10, 1.12)
KV2	(1.08, 1.113, 1.466, 1.18)	KV2	(1.09, 1.11, 1.13, 1.15)	KV2	(1.07, 1.09, 1.11, 1.13)
KV3	(1.12, 1.533, 1.866, 1.22)	KV3	(1.08, 1.10, 1.12, 1.14)	KV3	(1.05, 1.06, 1.07, 1.08)
Geometrik B.	(1.10, 1.133, 1.666, 1.20)	Geometrik B.	(1.09, 1.11, 1.13, 1.15)	Geometrik B.	(1.060, 1.077, 1.093, 1.11)

Tarihsel oynaklık: TR21 kodlu konut fiyat endeksi Temmuz 2010’dan Temmuz 2017’ye 8 adet veri = 0,049 (her yıl için aynı). Posibilistik standart sapmadan hesaplanan oynaklık: 0.086, 0.162, 0.213, 0.266, 0.326, 0.390, 0.428 (sırasıyla her bir yıl için).

Bugün için yapılan değerlendirme sonucunda NBD -1.752 TL çıkmıştır. NBD analizine göre proje küçük de olsa bir farkla yapılamaz durmaktadır. 7 farklı yılın her biri için değerlendirme yapılmasına karar verilmiştir. Genişletilmiş NBD’ye göre optimum yatırım yılının bulunması için 2 farklı oynaklık tipine göre analiz yapılmıştır. Aşağıdaki bu analizlerin sonuçları tabloda gösterilmiştir:

Tablo 3: Posibilistik Oynaklık Kullanılan Modelde* ve Tarihsel Volatiliteli Modelde’ Yapılan Değerlemeler

Yatırım Yılı	Bulanık Genişletilmiş NBD*	Beklenen Gen. NBD*	Beklenen Ops. Değeri*	Bulanık Gen. NBD’	Beklenen Gen. NBD’	Beklenen Ops. Değeri’
1	(-34924, 34340, 125198, 230464)	85769,164	16776,37	(-34924, 34340, 105478, 229975)	79114,28	10121,48
2	(-61522, 80038, 262663, 485791)	184945,07	53899,32	(-63471, 65382, 218030, 453947)	159549,78	28504,04
3	(-95300, 92471, 316724, 568333)	215237,44	65947,63	(-98572, 65348, 241663, 531581)	174505,35	25215,54
4	(-140910, 81926, 337827, 636985)	222596,90	76566,74	(-147491, 46409, 243274, 555733)	164601,21	18641,65

5	(-208660, 33736, 302729, 629485)	182292,45	76341,19	(-216093, -3063, 212549, 497844)	116787,01	10967,61
6	(-262963, -6029, 286978, 623543)	153246,53	81961,96	(-272888, -44774, 185119, 450509)	76385,29	5285,41
7	(-286070, -22381, 276805, 605203)	137996,52	73245,10	(-291335, -54943, 182406, 424020)	64601,77	73,42

Bulanık sayının standart sapmasından elde edilen oynaklığın kullanıldığı modelde Genişletilmiş NBD kriterine göre proje 4. yılda gerçekleşmelidir. Bu proje kararındaki ana kriterimizdir. Proje en yüksek opsiyon değerine ise 6. yılda yapılacak yatırımla ulaşmaktadır. Tarihsel oynaklığın kullanıldığı modelde proje ana kriterimiz olan Genişletilmiş NBD'ye göre 3. yılda gerçekleşmelidir. Bu modelde ayrıca opsiyon değeri 2. yılda gerçekleşen proje ile maksimuma ulaşmaktadır.

4.SONUÇ, TARTIŞMA

Reel opsiyon teorisinin yatırım projelerinde kullanılması karar sürecine yönetsel esneklik ve belirsizlik kavramlarını katmaktadır. Reel opsiyonların bulanık sayılar ile kullanılması belirsizlik değişkeni olarak kullanılan oynaklık ifadesine ek olarak bulanık sayıların doğası gereği sahip olduğu belirsizliği de modele eklemiştir. Diğer taraftan günümüz için karlı gözükmeyen yatırım projesinin reel opsiyonların sahip olduğu erteleme yönetsel esnekliği ile gelecekte karlı olarak yapılabileceği gösterilmiştir. Dahası optimum yatırım yılı da belirlenmiştir. Tarihsel volatiliteli model daha kısa erteleme sonucunu verirken, nakit akışlarının standart sapmasından hesaplanan volatiliteli modelin artan volatilitesiyle daha geç reelize etme sonucunu vermiştir. Gelecek çalışmalarda bu model belirsizliğin olduğu diğer çalışmalarda kullanılabilir. Ayrıca çoklu karar verme süreçleri, istatistiksel yöntemlerle birlikte kullanılabilir, diğer bulanık sayı kümeleriyle modellenebilir.

KAYNAKLAR

- Aranda, F., C., Arango, F., O., Lianos, A., I., C., 2016, Project Valuation of a Distribution Centre of an Auxiliary Rail Freight Terminal: Using Real Options with Fuzzy Logic and Binomial Trees, *Journal of Applied Economic Sciences*, 11, 894-904.
- Biancardi, M., Villani, G., 2017, A fuzzy approach for R&D compound option valuation, *Fuzzy Sets and Systems*, 310, 108-121.
- Black, F., Scholes, M., 1973, The pricing of options and corporate liabilities, *Journal of Political Economy*, 81, 637-654.
- Carlsson, C., Fuller, R., 2001, On possibilistic mean value and variance of fuzzy numbers, *Fuzzy Sets and Systems*, 122, 315-326.
- Carlsson, C., Fuller, R., 2003, A fuzzy approach to real option valuation. *Fuzzy Sets and Systems*, 139, 297-312.
- Clewlow, L., Strickland, C., 1998, Implementing derivatives models. Chichester: John Wiley & sons, Inc.
- Cox, J. C., Ross, S. A. Rubinstein, M., 1979, Option pricing: a simplified approach. *Journal of Financial Economics*, 7, 229-263.
- Dai, H., Sun, T., Guo, W., 2016, Brownfield Redevelopment Evaluation Based on Fuzzy Real Options, *Sustainability*, 8, 170.
- Montsho, O., 2012, Real Options Valuation for South African Nuclear Waste Management Using a Fuzzy Mathematical Approach, *Msc. Thesis*, Rhodes University Department of Mathematics.
- Tolga, A. C., Kahraman, C., Demircan, M. L., 2009, A Comparative Fuzzy Real Options Valuation Model using Trinomial Lattice and Black-Scholes Approaches: A Call Center Application, *Journal of Multiple Valued Logic & Soft Computing*, 16, 135-154.
- Trigeorgis, L., 1993, Real options and interactions with financial flexibility. *Financial Management*, 22, 202-224.
- Ucal, I., Kahraman, C., 2009, Fuzzy real options valuation for oil investments, *Technological and Economic Development of Economy*, 15, 4, 646-669.
- You, C. J., Lee, C. K. M., Chen, S. L., Jiao, R. J., 2012, A real option theoretic fuzzy evaluation model for enterprise resource planning investment, *Journal of Engineering and Technology Management*, 29(1), 47-61.
- Zadeh, L. A., 1965, Fuzzy sets. *Information and Control*, 8, 338-353.



Istanbul Finance Congress (IFC), November 2-3, 2017, Istanbul, Turkey

ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN GOLD PRICES AND ISE 100 INDEX THROUGH BAYES THEOREM FRAMEWORK

DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.740

PAP-IFC- V.6-2017(4)-p.24-28

Kenan Ilarslan¹

¹Afyon Kocatepe Üniversitesi, Bolvadin Uygulamalı Bilimler Yüksekokulu, Kırkgöz Kampüsü, Afyon, Turkey. ilarslan@aku.edu.tr

To cite this document

Ilarslan, K., (2017). Analysis of the relationship between gold prices and ISE 100 index through Bayes Theorem framework. PressAcademia Procedia (PAP), V.6., p.24-28.

Permanant link to this document: <http://doi.org/10.17261/Pressacademia.2017.740>

Copyright: Published by PressAcademia and limited licenced re-use rights only.

ABSTRACT

Objective- In the context of finance theory, predicting the return / price or movements of financial assets over the historic data provides elimination of the uncertainty and make such assets manageable. Therefore, modeling the financial asset behaviors with objective and scientific methods greatly contribute to reduce and manage the risk. In this study, the direction of the relationship between the Gold prices and the BIST 100 index was determined and tried to be estimated within a certain probability and how the change in the Gold prices in the Bayes Theorem would be reflected in the BIST 100 index.

Methodology- Variables used in the study are the bullion gold gram sale price and BIST 100 index and the monthly closing prices of the mentioned variables are used as data set for the 18 years (2000: 01-2017: 07) period. The data were compiled from the official website of the Central Bank of the Republic of Turkey. E-Views 9 SV program was used for statistical analysis of data. During the methodological process, statistical methods such as Pearson Correlation Analysis and Bayes Theorem were used.

Findings- In the study, it was found that positive correlation (0,91) exist between these two financial assets. In addition, the significance of the correlation coefficient at the 5% significance level was tested and it was determined that there was a significant correlation between the Gold prices and the BIST 100 index. At a later stage, it was tried to estimate with certain probability, how the BIST 100 index would react to an increase in gold prices. As a result of the analysis carried out in the framework of the Bayes theorem, it is found that increase of the gold prices will also lead to increase the BIST 100 index with 52.1% probability.

Conclusion- It is important, valuable and necessary for investors to make accurate and on-the-spot decisions, especially in uncertainty and risk environment in the markets. If this uncertainty is managed by being reduced to a measurable risk level, it offers the opportunity to provide extraordinary returns or to minimize losses for individual and / or institutional investors. Working with scientific data and methods to understand, mitigate and manage the future risks of assets in this framework makes a significant contribution to the success of risk management strategies implemented by financial institutions. In this context, a positively and statistically significant relationship was found between gold price and BIST 100 index in the study. Moreover, in the case of an increase in gold prices, the BIST 100 index will increase too with 52.1% probability.

Keywords: Assets prices, gold prices, ISE 100, Bayes Theorem, financial prediction

JEL Codes: C11, G13, G17

BAYES TEOREMİ ÇERÇEVESİNDE ALTIN FİYATLARI İLE BORSA ENDEKSİ ARASINDAKİ İLİŞKİNİN İNCELENMESİ

ÖZET

Amaç- Finans teorisi bağlamında, finansal varlıkların getiri/fiyat veya hareketlerinin bugünden tahmin edilmesi söz konusu varlıklar üzerindeki belirsizliklerin bir ölçüde giderilmesini ve onların yönetilebilir olmasını sağlar. Dolayısıyla nesnel ve bilimsel yöntemlerle finansal varlık davranışlarının modellenmesi, riskin azaltılması ve yönetilmesine büyük katkı sağlar. Bu çalışmada, Altın fiyatları ile BIST 100 endeksi arasındaki ilişkinin yönü belirlenerek Bayes Teoremi çerçevesinde Altın fiyatlarındaki değişimin BIST 100 endeksine nasıl yansıtacağı belirli bir olasılık içinde tahmin edilmeye çalışılmıştır.

Yöntem- Çalışmada kullanılan değişkenler, külçe altın gram satış fiyatı ile BIST 100 endeksi olup söz konusu değişkenlerin yaklaşık 18 yıllık (2000:01-2017:07) dönemdeki aylık kapanış fiyatları veri seti olarak kullanılmıştır. Veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası resmi

internet sitesinden derlenmiştir. Ayrıca verilerin istatistiksel analizlerinde E-Views 9 SV programı kullanılmıştır. Metodolojik süreçte Pearson Korelasyon Analizi ile Bayes Teoremi gibi istatistiksel yöntemlerle analizler yapılmıştır.

Bulgular- Çalışmada bu iki finansal varlık arasında pozitif yönlü korelasyon (0,91) saptanmıştır. Ayrıca % 5 anlam düzeyinde korelasyon katsayısının anlamlılığı sınanmış ve Altın fiyatları ile BIST 100 endeksi arasında anlamlı bir korelasyonun bulunduğu belirlenmiştir. Daha sonraki aşamada ise Altın fiyatlarındaki bir artışa BIST 100 endeksinin nasıl bir tepki vereceği belirli bir olasılıkla tahmin edilmeye çalışılmıştır. Bayes teoremi çerçevesinde yapılan analizler sonucunda Altın fiyatlarının artması durumunda BIST 100 endeksinin %52,1 olasılıkla artacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Sonuç- Piyasalarda belirsizlik ve risk ortamında özellikle yatırımcıların doğru ve yerinde kararlar alması önemli, değerli ve de gereklidir. Bu belirsizliğin ölçülebilir bir risk seviyesine indirgenerek yönetilmesi ise bireysel ve/veya kurumsal yatırımcılara olağanüstü getiri sağlama veya zararı en aza indirmeye fırsatı sunar. Bu çerçevede varlıkların gelecekte taşıdığı risklerin anlaşılması, azaltılması ve yönetilmesi için bilimsel veri ve yöntemlerle çalışılması finansal kurumların uyguladıkları risk yönetimi stratejilerinin başarılı olmasına ciddi katkılar sağlamaktadır. Bu bağlamda, çalışmada Altın fiyatları ile BIST 100 endeksi arasında pozitif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Ayrıca, Altın fiyatlarındaki bir artış durumunda BIST 100 endeksinin %52,1 olasılıkla artacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Varlık fiyatları, altın fiyatları, BIST 100, Bayes teoremi, finansal tahmin

JEL Kodları: (C11, G13, G17)

1.GİRİŞ

Geçmişten günümüze insanların en büyük tutkularından birisi geleceği öğrenmek olmuştur. Gelecek, yapısı gereği belirsizlik ortamını işaret eder. Farklı zamanlarda, farklı yöntem ve isimlerle geleceği öğrenme çabasına girişmiş olan insanın modern dönemlerde bilimsel yöntemlerle bu arayışını sürdürdüğü söylenebilir. Elbette, geleceği tam anlamıyla bilmek, öğrenmek mümkün değildir. Ancak, nesnel ve objektif bilimsel yöntemlerle geleceği belirli bir olasılık ile tahmin etmek mümkündür. Belirli bir olay veya olguyla ilgili olarak geleceğin taşıdığı belirsizlik ortamının ölçülebilir bir risk seviyesine indirgenmesi bu olayın/olgunun daha iyi anlaşılmasını ve yönetilebilir olmasını sağlar. Finans teorisi bağlamında, gelecekteki varlık fiyat/getiri hareketlerinin modellenmesi finans dünyasında ilgi çeken bir konudur¹. Uzun dönemde getirisi pozitif yönlü olan altın, portföy yönetimi açısından önemli ve yatırım yapılabilecek bir varlık olarak değerlendirilir. Son yıllarda dünya finans piyasalarında görülen çalkantılar ve krizler yatırımcıları hisse senetlerinden oluşan portföylerin dışında alternatif yatırım araçlarına yönlendirmektedir (Le ve Chang, 2016: 1).

Bu çalışmada, Altın fiyatları ile BIST 100 endeksi arasındaki ilişkinin yönü belirlenerek Bayes Teoremi çerçevesinde Altın fiyatlarındaki değişimin BIST 100 endeksinin nasıl yansıtacağı belirli bir olasılık içinde tahmin edilmeye çalışılmıştır.

2.LİTERATÜR İNCELEMESİ

Altın fiyatları ile Borsa endeksi arasındaki ilişki gerek yurtiçi gerekse yurtdışı birçok bilimsel çalışmaya konu olmuştur. Farklı yöntem ve veri setleri üzerinde yapılan çalışmalardan elde edilen bulgularda farklıdır. Aşağıdaki Tablo 1’de konu ile ilgili literatür özeti verilmiştir.

Tablo 1: Altın Fiyatları ile Borsa Endeksi Arasındaki İlişkiyi İnceleyen Ampirik Çalışmaların Özeti

Çalışma	Dönem	Yöntem	Bulgu
(Gilmore, vd.,2009)	1996-2007	ADF ve PP birim kök testi, Johansen eş bütünleşme testi, Johansen-Juselius eş bütünleşme testi ve VEC	Değişkenler arasında eş bütünleşme ilişkisi belirlenmiş olup kısa vadeli tek yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu ifade edilmiştir.
(Sharma ve Mahendru, 2010)	2008-2009	Çoklu doğrusal regresyon analizi	Altın fiyatları ile hisse senetleri fiyatları arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin bulunduğu vurgulanmıştır.
(Patel, 2013)	1991-2011	ADF birim kök testi, Johansen eş bütünleşme testi, Granger nedensellik testi	Değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin var olduğu yani eş bütünleşik oldukları, ayrıca altın fiyatından Nifty endeksine doğru Granger nedensellik ilişkisinin bulunduğu vurgulanmıştır.
(Basit, 2013)	2005-2011	Basit regresyon analizi	KSE-Borsa endeksinin altın fiyatları üzerinde pozitif yönlü ancak anlamlı olmayan bir ilişkisini var olduğu belirlenmiştir
(Mishra, 2014)	1978-1979, 2010-2011	PP Birim kök testi, Toda ve Yamamoto nedensellik testi	Altın fiyatları ile BSE-30 endeksi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu ifade edilmiştir.
(Tripathi, vd., 2014)	2004-2013	Çoklu regresyon analizi, Johansen eş bütünleşme testi ve Granger nedensellik testleri	S&P 500 endeksi ile altın fiyatları arasında pozitif ancak zayıf bir ilişkinin bulunduğu buna karşın bu değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığı belirtilmiştir.
(Gayathri ve Dhanabhakayam, 2014)	2003-2013	ADF Birim kök testi, Johansen eş bütünleşme testi ve Granger nedensellik testi	Altın fiyatlarından Borsa endeksine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi
(Doğru ve Uysal,	2000-2009	Korelasyon analizi, Johansen eş	Uzun dönemde altın fiyatları ile BIST 100 endeksi arasında

¹ 2013 yılı Nobel Ekonomi ödülü Eugene F. Fama, L. Peter Hansen ve Robert J. Shiller’e varlık fiyatlarına yönelik ampirik çalışmalarından dolayı verilmiştir.

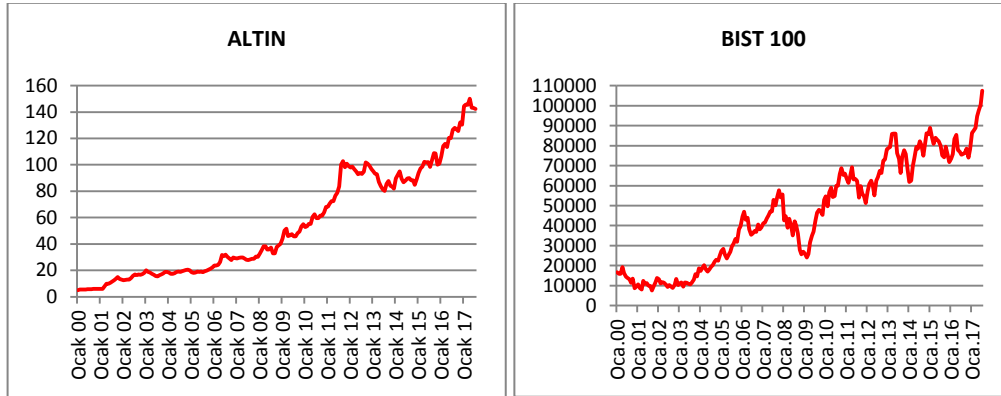
2015)		bütünleşme testi ve VAR	pozitif yönlü bir ilişki bulunmuştur.
(Kothari ve Gulati, 2015)	1979-2013	Korelasyon analizi ve Granger nedensellik testleri	İki değişken arasında pozitif ve güçlü bir ilişkinin bulunduğu ayrıca SUNSEX Borsasından altın fiyatlarına doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğu bulgularına ulaşılmıştır.
(Öncü, vd., 2015)	2002-2013	Engle-Granger eş bütünleşme testi ve Granger nedensellik testi	Çalışmalarında BIST 100 endeksinin altın ve döviz ile eşbütünleşik olmadığı ayrıca borsa endeksinin altın ve döviz getirilerinin bir nedeni olmadığı buna karşın altın ve döviz getirilerinin borsa endeksinin nedeni olduğu belirtilmiştir.
(Açıkalın ve Başçı, 2016)	2012-2015	Engle-Granger eş bütünleşme analizi, hata düzeltme modeli ve Granger nedensellik testleri	Değişkenler arasında eş bütünleşme tespit edilmiştir. Ayrıca hisse senedi fiyat endeksinde altın endeksine doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğu çalışmada belirtilmiştir.
(Le ve Chang, 2016)	1997-2016	Zivot-Andrews birim kök testi, ARDL sınır testi	Japon piyasalarında altın fiyatlarının hisse senetleri üzerinde negatif etkisinin olduğu belirtilmiştir.
(İlarslan, 2017)	2000-2016	ADF birim kök testi, Enger-Granger eş bütünleşme testi ve Granger nedensellik testi	Uzun dönemde, BIST 100 fiyat endeksinde Altın fiyatlarına ve Altın fiyatlarından da BIST 100 fiyat endeksine doğru çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Ortalama bir ifade ile literatür incelemesinden elde edilen sonuçları maddeler halinde şöyle özetleyebiliriz.

1. Altın fiyatları ile Borsa endeksi arasında kısa dönemde negatif, uzun dönemde pozitif yönlü bir ilişki söz konusudur.
2. Özellikle nedensellik analizleri sonucunda Altın fiyatlarından Borsa endeksine doğru tek yönlü veya çift yönlü (Altın fiyatları ile Borsa endeksi karşılıklı olarak birbirlerini beslemektedir) nedensellik ilişkisi var olup, bu bulgu, araştırma probleminin Altın fiyatlarındaki bir artış durumunda BIST 100 endeksinin artma olasılığı şeklinde dizayn edilmesinin temel nedeni olmuştur.

3. VERİ, YÖNTEM, BULGULAR, ANALİZ

Türkiye'deki Altın fiyatları (külçe altın gram satış fiyatı) ile BIST 100 endeksi arasındaki ilişki 2000:01-2017:07 dönemi aylık kapanış verileri çerçevesinde değerlendirilmiştir. Veriler Merkez Bankası resmi internet sitesinden elde edilmiştir. Aşağıda Altın fiyatları ile BIST 100 endeksinin 2000:01-2017:07 dönemi aylık kapanış fiyatlarını yansıtan grafiklere yer verilerek konu ile ilgili önsel bir bilgi edinilebilir.



Ön incelemeler sonucunda değişkenler arasında uzun vadede pozitif yönlü bir ilişkinin olduğu görülebilir. Değişkenler arasında bir ilişkinin olup olmadığı, varsa bu ilişkinin yönünü belirlemek ve açıklamak için bu değişkenler arasındaki korelasyon katsayısı hesaplanır. Değişkenlerin normal dağılım göstermesi durumunda Pearson Korelasyon katsayısı kullanılır. Pratik olarak, örneklem büyüklüğünün 30'dan büyük olması durumunda değişkenlerin normal dağıldığı varsayılır. Veriler 211 gözlemden oluştuğundan değişkenler arasında hesaplanan Pearson korelasyon katsayısı 0.9130 olarak bulunmuştur. Korelasyon analizi sonucuna göre iki değişken arasında pozitif yönlü bir ilişki söz konusudur. Bu pratik sonuç çalışmanın teorik beklentisi ile uyumludur. Hesaplanan korelasyon katsayısının istatistiksel olarak anlamlılığı % 5 anlam düzeyinde test edilmiştir. Buna göre;

H_0 : Altın fiyatları ile Borsa 100 Endeksi arasında anlamlı bir ilişki yoktur.

H_1 : Altın fiyatları ile Borsa 100 Endeksi arasında anlamlı bir ilişki vardır.

Pearson korelasyon katsayısının p -değeri $= 0.0000 < \alpha = 0.05$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Başka bir ifade ile Altın fiyatları ile Borsa 100 endeksi arasında anlamlı bir korelasyon vardır. Değişkenler arasında pozitif yönlü ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkinin bulunduğu ortaya konulduktan sonra çalışmanın bu aşamasında Altın fiyatlarındaki bir artışta BIST 100 endeksinin nasıl tepki vereceği belli bir olasılıkla tahmin edilmeye çalışılmıştır. İncelenen dönem itibarıyla her iki değişkende bir ay öncesine göre azalış veya artış şeklinde değişimler sergilemişlerdir.

Tablo 2: Değişkenlerin Göstermiş Oldukları Değişimler ve Sayıları

		ALTIN		
		Azalış	Artış	Toplam
BIST 100	Azalış	27	57	84
	Artış	64	62	126
	Toplam	91	119	210

A ve B gibi iki rastlantısal olayın koşullu olasılıkları arasındaki ilişki olan Bayes Teoremi (Rachev vd., 2008: 12) çerçevesinde Altın fiyatlarındaki bir artış durumunda BIST 100 endeksinin artma olasılığı aşağıda hesaplanmıştır.

$$P(B+ | A+) = \frac{P(B+).P(A+ | B+)}{P(A+)} = \frac{(0.6) \times (0.4920)}{0.5660} = 0.5215$$

$$P(B+) = \frac{126}{210} = 0.6$$

$$P(A+ | B+) = \frac{62}{126} = 0.4920$$

$$P(A+) = \frac{119}{210} = 0.5660$$

Yapılan çözümlene sonucuna göre Altın fiyatlarının artması durumunda aynı ay itibarıyla BIST 100 endeksi % 52.15 olasılıkla artacaktır.

4.SONUÇ, TARTIŞMA

Son yıllarda finansal piyasalarda artan şeffaflık ve karşılıklı bütünleşme, bilgi ve iletişim alanında yaşanan hızlı gelişmeler bu piyasalarda işlem yapanların ekonomik davranışları üzerinde belirleyici olmaktadır. Özellikle piyasalarda ortaya çıkan bir riskin bulaşıcı etkici kısa sürede etkisini göstermekte ve piyasalarda büyük dalgalanmalara neden olmaktadır. Finansal varlıkların gelecekteki fiyat veya fiyat davranışlarının belirli bir olasılıkla tahmin edilmesi bireysel ve kurumsal yatırımcılara normalüstü kazanç veya zararı azaltma fırsatları sunar. Yaklaşık 18 yıllık dönemdeki (2000:01-2017:07) aylık altın fiyatları ve BIST 100 endeksi kapanış fiyatlarının veri seti olarak kullanıldığı bu çalışmada altın fiyatları ile BIST 100 endeksi arasındaki ilişkinin yönü belirlenerek Bayes Teoremi çerçevesinde Altın fiyatlarındaki değişimin BIST 100 endeksine nasıl yansıtacağı belirli bir olasılık içinde tahmin edilmeye çalışılmıştır. Yapılan analizler sonucunda bu iki finansal varlık arasında pozitif yönlü korelasyon (0,91) saptanmıştır. Bayes teoremi çerçevesinde yapılan analizler sonucunda Altın fiyatlarının artması durumunda BIST 100 endeksinin %52,1 olasılıkla artacağı sonucuna ulaşılmıştır. Çalışmanın bu hali ile özellikle risk yönetiminin bir parçası olan portföy yönetimi açısından stratejik emtialar ile finansal değişkenler arasında gelecekteki ilişkinin anlaşılması ve açıklanmasına bir katkı sağlayabileceği düşünülebilir.

KAYNAKLAR

- Açıklan, S. ve Başçı, E.S. (2016). Cointegration and causality relationship between bist 100 and bist gold indices. Yönetim ve ekonomi, cilt. 23, sayı.2, s. 565-574.
- Basit, A. (2013). Impact of kse-100 index on oil prices and gold prices in Pakistan. IOSR journal of business and management vol.9, no.5, p.66-69.
- Doğru, B. ve Uysal, M. (2015). Bir yatırım aracı olarak altın ile hisse senedi endeksi arasındaki ilişkinin analizi: Türkiye üzerine ampirik uygulama. Çukurova üniversitesi sosyal bilimler enstitüsü dergisi, cilt.24, sayı.1, s.239-254.
- Gayathri, V. ve Dhanabhakya, D. (2014). Cointegration and causal relationship between gold price and nifty – an empirical study. Journal of research in management & technology, vol.3, no. 7, p. 14-21.
- Gilmore, C.G., Mcmanus, G.M., Sharma, R. ve Tezel, A. (2009). The dynamics of gold prices, gold mining stock prices and stock market prices comovements. Research in applied economics, vol. 1, no.1, p. 1-19.
- İlarslan, K. (2017). Altın fiyatları ile borsa endeksi arasında eş bütünleşme ve nedensellik ilişkisi, Avrasya sosyal ve ekonomi araştırmaları dergisi, cilt. 4, sayı.6, s. 114-125.
- Kothari, A. ve Gulati, D.(2015). Investment in gold and stock market: an analytical comparison. Pacific business review international, vol. 7, no. 9, p. 65-68.
- Le, T.H. ve Chang, Y. (2016). Dynamics between strategic commodities and financial variables: evidence from japan. Resources policy, vol. 50, p. 1-9.

Mishra, P. K. (2014). Gold price and capital market movement in India: the toda–yamamoto approach. *Global business review*, vol. 15, no.1, p. 37-45.

Öncü, M.A., Çömlekçi, İ., Yazgan, H.İ. ve Bar, M. (2015). Yatırım araçları arasındaki eş bütünleşme (bist100, altın, reel döviz kuru). *Aibü sosyal bilimler enstitüsü dergisi*, cilt. 15, s. 43-57.

Patel, S.A. (2013). Causal relationship between stock market indices and gold price: evidence from India. *The IUP journal of applied finance*, vol. 19, no. 1, p. 99-109.

Rachev, S.T., Hsu, J.S, Bagasheva, B.S. ve Fabozzi, F.J. (2008). *Bayesian Methods in Finance*. NJ, USA: John Wiley Sons

Sharma, g.d. ve Mahendru, M. (2010). Impact of macro-economic variables on stock prices in India. *Global journal of management and busines research*, vol.10, no.7, p. 19-26.

Tripathi, L.K., Parashar, A. ve Singh, R. (2014). Global factors & gold price in India- a causal study. *International journal of advanced research in management and social sciences*, vol.3, no. 7, p. 161-18



Istanbul Finance Congress (IFC), November 2-3, 2017, Istanbul, Turkey

AN ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN HOUSEHOLD SAVINGS AND ECONOMIC GROWTH IN TURKEY

DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.741

PAP-IFC- V.6-2017(5)-p.29-33

Aylin Erdogdu

Istanbul Arel Üniversitesi, Tepekent, Büyükdere, İstanbul, Türkiye. aylinerdogdu@arel.edu.tr

To cite this document

Erdogdu, Aylin, (2017). An analysis of the relationship between household savings and economic growth in Turkey. PressAcademia Procedia (PAP), V.6., p.29-33.

Permanant link to this document: <http://doi.org/10.17261/Pressacademia.2017.741>

Copyright: Published by PressAcademia and limited licenced re-use rights only.

ABSTRACT

Objective- The household saving tendency has been accepted as one of the most important financial instruments in the development of the countries for hundred years. The impact of economic crisis have become much more intense, recently due to the disappearance of borders between the countries. This situation, while increasing households' anxiety about the future, has also strengthened their saving tendencies. In Turkey, the decline in household savings, the negative effects on macroeconomic data, and the positive effects of savings on development have all come in to prominence lately. The purpose of study in this context is to investigate the effects causing increase and decrease in household savings of Turkey and to reveal their impact to economic growth.

Methodology- In this study, the relationship between household savings and economic growth have been analyzed with the VAR model given in the quarterly frequency in 2002 / 1-2017 / 1 period data for the Turkish economy. The indicator of the inflation rate is selected as the TUF price index which is accepted as the best reflector of the price movements. Concerning the interest rate, the weighted average interest rates applied to the deposit accounts of the banks are used. Financial deepening is included in the model by proportioning to M2 / GDP. The high level of this ratio indicates that the funds in the financial sector are able to meet the funding demands of the real sector. The credit volume, unemployment rate, real exchange rate, industrial production index and manufacturing industry capacity utilization rate data have been included in the study in order to make the model more sophisticated as they have considerable impact on savings. Finally, Eviews-9 program is used for econometric applications.

Findings- According to the findings, there is a positive relationship between economic growth and savings in the relevant period for the Turkish economy, consistent with theoretical explanations and earlier empirical studies. However, according to the findings of the study, the most important factor determining household savings is real exchange rate. In this context, it seems difficult to increase the household savings in Turkey without stabilizing the exchange rates. The implementation of macroeconomic policies that will increase income and reduce structural vulnerabilities will raise the value of the Turkish lira in the medium to long term and will sustain the value of the Turkish lira in the short term thus will encourage savings. The impact of economic growth on savings comes after the unemployment rate, the inflation indicator, the TUF price index and the industrial production index, representing the real sector. As a result, the sociological effects of changing consumption trends are observed.

Conclusion- According to the results and inferences of the study; it might be advisable to implement policies that will mobilize market dynamics to improve savings at micro-scale in policy preferences for increased savings. In general, it might be worthy of recommendation to prioritize structural policies that might influence household investment habits. For example, awareness-raising projects regarding the benefits of saving can be developed in order to increase household savings. The saving culture could be explained via cooperation in technology and social media in order to disseminate the implementation of the project to the public. Trainings can be provided to enhance the financial literacy level of the households and increasing their cognizance with regard to the subject. It can be argued that dividing the increases in household incomes into conscious spending and individual pension systems on credit cards will play an important role in expanding the savings base and rendering the savings sustainable.

Keywords: Economic growth, Granger Causality Test, Households Savings, Johansen Cointegration Test, Var Analysis

JEL Codes: E44, F63, H31

TÜRKİYE'DE HANE HALKI TASARRUFLARI VE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ ANALİZİ

ÖZET

Amaç- Hane halkı tasarruf eğilimi, yüz yıllardan beri ülke kalkınmasındaki en önemli finansal enstrümanlardan biridir. Günümüzde, ülkeler arasındaki sınırların şeffaflaşması ile birlikte, dünyada yaşanan ekonomik krizlerin etkisi, çok daha yoğun hissedilir olmuştur. Bu durum, hane halklarının geleceğe dair kaygı düzeylerini artırırken, tasarruf eğilimlerini de güçlendirmiştir. Türkiye’de, hane halkı tasarruflarındaki düşüş imesinin, ülke ekonomisindeki olumsuz yansımaları, tasarrufların kalkınma üzerindeki pozitif etkilerini tekrar gündeme taşımıştır. Çalışmanın amacı, Türkiye’de bireysel tasarruflarda meydana gelen artış ve azalışa sebep olan makro ekonomik etkenleri araştırmak ve iktisadi büyümeye olan etkisini ortaya koymaktır.

Yöntem- Çalışmada, hane halkı tasarrufları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki; Türkiye ekonomisine ait 2002/1-2017/1 tarih aralığındaki çeyrek dönemlik frekansta verilerle, VAR modeli ile analiz edilmiştir. Enflasyon oranının göstergesi olarak, fiyat hareketlerini iyi bir şekilde yansıttığı düşünülen TÜFE fiyat endeksi seçilmiştir. Faiz oranı olarak, bankalarca mevduat hesaplarına uygulanan ağırlıklı ortalama faiz oranı kullanılmıştır. Finansal derinleşme ise, M2/ GSYH’ye oranı olarak modele dahil edilmiştir. Bu oranın yüksekliği, finans sektöründeki fonların reel sektörün fon taleplerini karşılayabilme gücünü gösterir. Tasarrufları etkilediği düşünülen; kredi hacmi, işsizlik oranı, reel döviz kuru, sanayi üretim endeksi ve imalat sanayi kapasite kullanım oranı verileri, çalışmaya zenginlik ve derinlik katmak amacıyla modele dahil edilmişlerdir. Ekonometrik uygulamalar için, Eviwes-9 programı kullanılmıştır.

Bulgular- Analiz sonucunda elde edilen bulgulara göre; teorik açıklamalar ve daha önceki ampirik çalışmalarla uyumlu şekilde, Türkiye ekonomisi için ilgili dönemde ekonomik büyüme ve tasarruflar üzerinde pozitif yönlü bir ilişki tespit edilmekle birlikte, hane halkı tasarruflarını belirleyen en önemli faktör; reel döviz kuru olarak tespit edilmiştir. Bu bağlamda, Türkiye’de döviz kurlarının istikrarı sağlanmadan, hane halkı tasarruflarının artırılması güç görünmektedir. Gelir artırıcı ve yapısal kırılma azaltacak makro ekonomik politikaların uygulanması, kısa vadede türk lirasının değerini koruyarak, orta ve uzun vadede ise değerini yükseltmek tasarrufları teşvik edecektir. Ekonomik büyümenin tasarruflar üzerindeki etkisi ise; işsizlik oranı, enflasyon göstergesi TÜFE fiyat endeksi ve reel sektörü temsilen seçilen sanayi üretim endeksinden sonra gelmektedir. Edinilen sonuçlarda, değişen tüketim anlayışının sosyolojik etkilerinin görüldüğü ifade edilebilir.

Sonuç- Çalışmada elde edilen bulgulardan hareketle; tasarrufların artışına yönelik politika tercihlerinde; mikro ölçekte tasarrufları geliştirecek piyasa dinamiklerini harekete geçirecek politikalar uygulanması önerilebilirken, genel olarak hanehalkının yatırım alışkanlıkları üzerinde etkili olabilecek yapısal politikaların ön plana çıkarılması tavsiye edilebilir. Örneğin, hanehalkı tasarruflarını artırma amacıyla, tasarrufun faydalarına dair farkındalık içeren projeler geliştirilebilir. Projenin uygulanmasının tabana yayılması amacı ile, tasarruf kültürü teknoloji ve sosyal medya işbirliği ile izah edilebilir. Hanehalklarının finansal okuryazarlık düzeyinin yükseltilerek bilinçlendirilmesi amacıyla eğitimler verilebilir. Hane halkı gelirlerinde meydana gelen artışların, kredi kartlarındaki bilinçli harcamalara ve bireysel emeklilik sistemine ayrılmasının, tasarruf tabanını genişleteceği ve tasarruflarının sürdürülebilir kılınmasında önemli rol oynayacağı ifade edilebilir.

Anahtar Kelimeler: Ekonomik büyüme, Granger nedensellik analizi, hane halkı tasarrufları, Johansen eşbütünlük analizi, Var analizi

JEL Kodları: E44, F63, H31

1.GİRİŞ

İktisat biliminin kurucusu Adam Smith’e göre, ekonomik büyüme, kâr amacı güden girişimcilerin öncülüğünde gelişen ve temelinde sermaye birikimine dayalı iş bölümü ve uzmanlaşmanın yer aldığı emekte artan verimlerin geçerli olduğu bir kapasite genişlemesi sürecidir (Smith, 2006: 88).

Ekonomik büyüme, makro ekonominin genelinde üretilen mal ve hizmet miktarlarında meydana gelen artıştır. Kısa vadede talep artışı büyümeye zemin oluştururken; uzun vadede yerini arz artışına bırakmaktadır.

Türkiye ekonomisi için özellikle 2002 yılında başlayan ve 2010 yılına kadar devam eden büyüme oranındaki yükseliş performansı daha sonra düşme eğilimi göstermiş olsa da 2016 yılında yaşanan radikal sürece rağmen büyüme rakamı pozitif olarak gerçekleşmiştir. ‘Yastık altı imkânlar’ diya tabir edilen, 2,5 Milyar dolar tutarında döviz Türk Lirası’na çevrilerek ekonomiye kazandırılmış ve ekonomik büyüme beklenenin üzerinde gerçekleşmiş, GSYİH değişim oranı %2,9’luk artışla yılı kapatmıştır.

Çizilen bu çerçevede, çalışmada Hane halkı tasarrufları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki incelenmiştir. Türkiye için 2012-2017 dönemi verileri, her yıl için 4 çeyrek dönemde, Johansen Eş Bütünlük Analizi ve çift taraflı etkilerin ve geri beslemenin olup olmadığının araştırılması sebebiyle Vektör Oto Regresyon Model (VAR) vasıtası ile irdelenmiştir.

Çalışmada; birinci bölüm girişe ayrılmıştır. İkinci bölümde Dünya’da ve Türkiye’dekonuya dair yapılan çalışmalar incelenmiş, üçüncü bölümde veri seti ve metodoloji değerlendirilerek, 4. bölümde analiz bulgularına yer verilmiş ve beşinci bölümde sonuç ve öneriler ile çalışma nihayete ermiştir.

2.LİTERATÜR İNCELEMESİ

Literatürde; tasarruflar ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen ilk çalışma Lewis’e (1954) aittir. Lewis’e göre ekonomik kalkınma için temel sorun, önceleri ulusal gelirinin %4-%5’ini ya da daha azını tasarruf eden ve yatırıma dönüştüren bir toplumun, kendisini ulusal gelirinin %12 ya da %15’i hatta daha fazlası oranında gönüllü tasarruf yapan bir ekonomiye dönüştürmesi sürecini anlamaktır. Kalkınmanın

asıl gerçeđi bilgi ve yetenekleri de içeren hızlı sermaye birikimidir (Lewis, 1954: 155). Daha sonra, Houthakker (1961, 1965) ve Modigliani (1970) çok sayıda ÷lke için tasarruf ve büyüme arasındaki ilişkinin doğru orantılı olduğuna dair pozitif bulgular elde etmişlerdir.

İktisadi literatürde; tasarruf-ekonomik büyüme ilişkisi araştırılırken tüketim modellerine özellikle yer verilmiştir. Tüketim teorileri, tasarruf ve tüketimi belirleyen temel unsur olarak geliri ön gördükleri için; yazında tasarruf, gelir ve büyüme deđişkenleri üzerine yapılan çalışmalar genel olarak bahsi geçen teoriye dayanmaktadır. Friedman'ın (1957) Sürekli Gelir Hipotezi ve Modigliani ve Brumberg'in (1954) Yaşam Boyu Gelir Hipotez'leri, mikro ölçekli teoriler olarak öne çıkmışlar ve popülerliklerini günümüze kadar sürdürülebilir kılmışlardır.

Sürekli gelir hipotezi, rasyonel bireylerin gelecekte gelirlerinin azalacağı beklentisiyle, bugünkü tasarruflarını artıracaklarını savunur (Campbell, 1987: 1255). Hipotez, beklenen gelir düzeyi üzerinde yapılan amprik uygulamayla; gelecekte gelirlerinde azalma bekleyen bireylerin tasarruflarını artıracakları, gelirlerinde artış bekleyen bireylerin ise tasarruflarını azaltacaklarını ifade etmektedir. Ekonomideki büyüme faktörü dikkate alındığında ise; faktörde meydana gelen artışların pozitif ivmesinin gelecekte tasarrufları negative yönde etkileyeceđi kabul edilmektedir.

Tasarruf ve büyüme arasındaki ilişki, Modigliani ve Brumberg (1954) ve Modigliani (1970) çalışmalarında, bireylerin yaşam döngüsünde deđişen gelir seviyelerinin olası olumsuz etkilerini tasarruflar yoluyla minimize etmeyi amaçlayarak, düz bir tüketim algısı geliştirdiklerini ifade etmişlerdir.

Modigliani ve Brumberg'e göre tasarruflar için temel motivasyon, gelecekteki harcamalar (emeklilik) için kaynak biriktirmektir ve tüketicilerin kaynaklarında bir artış meydana geldiğinde, bu artış tasarruflar yoluyla tüm zamanlara eşit oranda dağıtılabilmektedir (Ando, Modigliani, 1963: 56).

Modigliani (1970)'e göre; yaşam boyu gelir hipotezinin tasarruf ve gelir büyümesi arasında pozitif bir ilişkinin varlığı kabul edilmiştir. Nesiller arasında hiçbir verimlilik büyümesi (gelir artışı) ve nüfus artışı olmazsa, gençlerin tasarrufu yaşlıların negatif tasarrufunu (dissaving) dengeleyecek ve toplam tasarruf oranı sıfır olacaktır. Ancak verimlilik ve nüfus artışının olduğu durumlarda, gençlerin tasarrufu yaşlıların negatif tasarruflarından daha fazla olacağından, hanehalkı tasarrufları pozitif miktara ulaşacaktır (Carroll, Weil, 1994: 138; Agrawal, 2001: 500). Ekonomik büyümenin tasarrufları artırması "Modigliani'nin Birleştirme Etkisi (aggregation effect)" adıyla anılmaktadır. Yaşam boyu gelir hipotezinin bu özelliđi, genellikle büyüme ve tasarruf arasındaki yüksek ampirik korelasyonu açıklamakta kullanılmaktadır (Carroll, Weil, 1994: 138; Rijckeghem, Üçer, 2009: 13).

Konuya ilişkin; 2015'e kadar yapılan çalışmalarda, genel olarak tasarruf ve büyüme arasında tek yönlü nedensellik içeren bulgulara rastlanılmaktadır. Sadece bir çalışmada hiçbir ilişkinin varlığına rastlanılmadığı ifade edilmiştir (Düzgün, 2009:180).

3. VERİ, YÖNTEM, BULGULAR, ANALİZ

Veri ve Yöntem: Çalışmada, Türkiye'de tasarruf ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiler, 2002/1-2017/1 dönemine ait çeyrek dönemlik frekansta veriler, E-views 9 programı kullanılarak VAR modeliyle analiz edilecektir. Deđişkenler arasında çift taraflı etkilerin ve geri beslemenin olduğu durumlarda VAR (Vector Auto Regression) metodolojisi önemli bir uygulama enstrümanıdır. Dolayısıyla VAR modelleri, politikaların makroekonomik deđişkenlere aktarılması ve etkileri alanındaki çalışmalarda sıkça kullanılmaktadır.

Veri: Analizde kullanılan deđişkenlerle teorik olarak tasarruf fonksiyonu şu şekilde yazılabilir:

$$S=(GDP, PI, INT, FD, CV, UR, RDK, IPR, IPCCR)$$

Burada S, hanehalkı tasarruf oranını; GDP, ekonomik büyümeyi temsilen GSYH'yi; PI; enflasyon oranını temsilen TÜFE indeksini, INT; reel faiz oranını, FD; finansal derinliği, CV; kredi hacmini, UR; işsizlik oranını, RDK; reel döviz kurunu, IPR; sanayi üretim endeksini ve IPCCR, imalat sanayi kapasite kullanım oranını göstermektedir.

Tasarruf deđişkeni, bankalardaki hane halkı tasarrufları olarak alınmıştır. Enflasyon oranının göstergesi olarak, fiyat hareketlerini iyi bir şekilde yansıttığı düşün÷len TÜFE fiyat endeksi seçilmiştir. Faiz oranı olarak, bankalarca mevduat hesaplarına uygulanan ağırlıklı ortalama faiz oranı kullanılmıştır. Yurtiçi tasarrufları etkileyen deđişkenlerden biri olarak finansal derinleşme ise, M2/ GSYH'ye oranlanarak modele dahil edilmiştir.

Finansal Derinleşme= M2 [M1(Dolaşımdaki Para+Vadesiz Mevduat)+Vadeli Mevduat]/GSYH[Gelir]'dir. Bu oran ne kadar yüksek olursa, finans sektöründeki fonlar o ölçüde reel sektörün fon taleplerini karşılayabilmiş demektir. Tasarrufları etkilediđi düşün÷len; kredi hacmi, işsizlik oranı, reel döviz kuru, sanayi üretim endeksi ve imalat sanayi kapasite kullanım oranı verileri, çalışmaya zenginlik ve derinlik katmak amacıyla modele dahil edilmişlerdir.

Çalışmada ilk olarak serilerin durađan olup olmadıkları incelenmiştir. Durađanlıkların analizinde Genişletilmiş Dickey-Fuller

H0 : Birim kök vardır ve seri durađan deđildir.

H1: Birim kök yoktur ve seri durađandır.

Hipotezleri sınanmıştır. Gecikme uzunluklarının belirlenmesinde ise Akaike Bilgi Kriteri'nden yararlanılmıştır. ADF test istatistikleri, MacKinnon (1996) kritik deđerleriyle karşılaştırılır. H0:y=0 eşitliği ile birim kökün varlığı yani serinin durađan olmadığı hipotezi test edilmiştir. ADF testi sonuçları deđerlendirildiğinde, kendi seviyesindeki deđişkenlerden fiyat endeksinin, finansal derinliđin, işsizlik oranının ve reel döviz kuru deđişkenlerinin %5 anlamlılık düzeyinde durađan olduğu göz÷kmektedir. Bu nedenle bütün deđişkenler için %1 anlamlılık düzeyinde "serilerin birim kök içerdđiđi" şeklindeki hipotezin reddedilemediđi anlaşılmaktadır. Diđer yandan test sonuçları, analize dahil edilen tüm serilerin birinci farklarında durađan olduğunu, dolayısıyla bu serilerin birinci dereceden eşbüt÷nleşik olduğunu göstermektedir.

Johansen Eşbüt÷nleşme Analizi: Eşbüt÷nleşme için ele alınan serilerin aynı mertebeden durađan olması gerekir. Durađanlık araştırıldıktan sonra, belirlenen model için uygun gecikme sayısı belirlenir. Uygun gecikme sayısının tespitinde eşbüt÷nleşme analizinin temelini oluşturan kısıtsız VAR modeli kullanılır. Johansen eşbüt÷nleşme yönteminde sıfır hipotez, deđişkenler arasında eş-büt÷nleşmenin olmadığı şeklinde

(H0: ro=0) kurulmaktadır. İz istatiji (λ trace) 521.6451'tır ve bu değeri, kritik değeri olan 239.2354'ten büyüktür. Bu durumda, %1 anlamlılık düzeyinde eşbütünlüğün olmadığı şeklindeki sıfır hipotezi ret edilememektedir. Bu sonuçlar, incelenen dönemde değişkenler arasında bir eş-bütünlük ilişkisinin olmadığını, diğeri bir ifadeyle, uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını göstermektedir. Tasarruf ve ekonomik kalkınma arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilememiştir.

Var Analizi: Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilememesi nedeniyle, kısa dönemli dinamikler VAR analizi ile araştırılmıştır. VAR modeli şu şekilde oluşturulmuştur:

VAR analizinde ilk olarak, uygun gecikme uzunluğu belirlenmiş ve buna ilişkin sonuçlar Tablo 5'de gösterilmiştir.

Tablo 1: VAR Analizi İçin Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2342.089	NA	3.29e+23	82.52945	82.88788	82.66875
1	-2025.907	510.3294	1.76e+20	74.94411	78.88684*	76.47639
2	-1891.272	170.0650	7.13e+19	73.72885	81.25589	76.65412
3	-1733.011	144.3789	2.39e+19	71.68459	82.79592	76.00283
4	-1459.059	153.7975*	6.03e+17*	65.58102*	80.27665	71.29224*

Tablo 1'de gösterildiği gibi; SC'ye göre uygun gecikme uzunluğu 1, LR, FPE, AIC ve HQ bilgi kriterlerine göre ise; uygun gecikme uzunluğu 4, olarak belirlenmiştir.

Tablo 2: Var Modeli

	S	UR	RDK	PI	PR	IPCR	INT	GDP	FD	CV
Sf-1	-0.121910 (0.15799) [-0.77183]	0.095303 (0.06389) [1.49168]	0.505231 (0.48418) [1.04347]	-0.015332 (0.10129) [-0.15137]	-0.030390 (0.78929) [-0.03850]	-0.288124 (0.16857) [-1.70925]	-1.704897 (0.99891) [-1.71514]	0.106638 (0.23132) [0.46100]	0.008561 (0.02082) [0.41111]	1174396 (179346) [0.65482]
Sf-2	-0.094765 (0.15424) [-0.61439]	-0.016558 (0.06239) [-0.26639]	0.462938 (0.47282) [0.97910]	-0.003012 (0.09892) [-0.03045]	0.663866 (0.77077) [0.86130]	0.179336 (0.16461) [1.08944]	0.914705 (0.97059) [0.94242]	0.273781 (0.22589) [1.21199]	0.004554 (0.02034) [0.22395]	-397088.3 (175138) [-2.26729]
Sf-3	-0.295010 (0.14493) [-2.03649]	0.017424 (0.05862) [0.29722]	-0.898436 (0.44428) [-1.57205]	0.071345 (0.09295) [0.76760]	1.521997 (0.72425) [2.10149]	0.310747 (0.15468) [2.00902]	1.237979 (0.91200) [1.35743]	0.345881 (0.21226) [1.62953]	0.008066 (0.01911) [0.31748]	-66826.71 (16456.7) [-0.40608]
Sf-4	-0.114032 (0.13849) [-0.82337]	0.055900 (0.05602) [0.99784]	-0.852305 (0.42455) [-2.00757]	0.031019 (0.08882) [0.34925]	-0.267010 (0.69207) [-0.38581]	0.056782 (0.14780) [0.38417]	-0.923057 (0.87149) [-1.05918]	0.012185 (0.20283) [0.06008]	-0.007430 (0.01826) [-0.40693]	-103070.0 (15725.5) [-0.65543]

4.SONUÇ, TARTIŞMA

Çalışmada, Türkiye'de hane halkı tasarrufları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki 2002-2017 dönemi yıllık verileri ile Johansen eşbütünlük analizi, Granger nedensellik testleri ve Var modeli ile analiz edilmiştir.

Analizden elde edilen sonuçlara göre, teorik açıklamalar ve daha önceki ampirik çalışmalarla uyumlu şekilde, Türkiye ekonomisi için ilgili dönemde ekonomik büyüme ve tasarruflar üzerinde pozitif yönlü bir ilişki vardır. Ancak, çalışmanın bulgularına göre, hane halkı tasarruflarını belirleyen en önemli faktör reel döviz kurudur. Bu bağlamda, Türkiye'de döviz kurlarının istikrarı sağlanmadan, hane halkı tasarruflarının artırılması güç görünmektedir. Gelir artırıcı ve yapısal kırılma riskleri azaltacak makro ekonomik politikaların uygulanması, kısa vadede türk lirasının değerini koruyarak, orta ve uzun vadede ise değerini yükseltmek tasarrufları teşvik edecektir. Ekonomik büyümenin tasarruflar üzerindeki etkisi ise, işsizlik oranı, enflasyon göstergesi TÜFE fiyat endeksi ve reel sektörü temsilen seçilen sanayi üretim endeksinden sonra gelmektedir. Bu sonuçta, değişen tüketim anlayışının sosyolojik etkileri görülmektedir. 2008 yılında başlayan ve artçı şokları halâ devam eden küresel kriz ertesinde dünyada yaşanan likidite bolluğu, finansal piyasaların yurtiçi dinamiklerden ziyade yurtdışı piyasalardan etkilenmesine ve bireylerin yatırım ve tasarruf anlayışında Avrupa ve Amerika'yı takip ederek, o piyasalardan gelen geri beslemelere yönelmelerine yol açmıştır.

Ulaşılan bulgu ve belirlemelere yönelik olarak tasarrufların artışına yönelik politika tercihlerinde; mikro ölçekte tasarrufları geliştirecek piyasa dinamiklerini harekete geçirecek politikalar uygulanması önerilebilirken, genel olarak hanehalkının yatırım alışkanlıkları üzerinde etkili olabilecek yapısal politikaların ön plana çıkarılması tavsiye edilebilir. Örneğin, hanehalkı tasarruflarını artırma amacıyla, tasarrufun faydalarına dair farkındalık içeren projeler geliştirilebilir. Projenin uygulanmasının tabana yayılması amacıyla, tasarruf kültürü teknoloji ve sosyal medya iş birliği ile izah edilebilir. Hanehalkının finansal okuryazarlık düzeyinin yükseltilerek bilinçlendirilmesi amacıyla eğitimler

verilebilir. Hane halkı gelirlerinde meydana gelen artışların, kredi kartlarındaki bilinçli harcamalara ve bireysel emeklilik sistemine ayrılmasının, tasarruf tabanını genişleteceği ve tasarruflarının sürdürülebilir kılınmasında önemli rol oynayacağı ifade edilebilir.

Bu çerçevede, benzer çalışmalarda hane halkı tasarrufları ayrıştırılmamış ve özel kesim tasarrufları ile birlikte değerlendirilmiştir. Bilindiği kadarıyla, hane halkı tasarrufları ile finansal derinlik ilişkisinin, ilk defa incelenmesi, işsizlik oranı, sanayi üretim endeksi ve imalat sanayi kapasite kullanım oranı değişkenlerine de ilk defa çalışmada yer verilmiş olması ilgi çekici bulunabilir.

KAYNAKLAR

- Abu, Nurudeen (2010), "Saving-Economic Growth Nexus in Nijeria, 1970-2007: Granger Causality and Co-integration Analysis", *Review of Economic & Business Studies*, 3 (1), p. 93-104.
- Agrawal, Pradeep (2001), "The Relation between Savings and Growth Cointegration and Causality Evidence from Asia", *Applied Economics*, 33, p. 499-513.
- Agrawal, Pradeep and Pravakar Sahoo (2009), "Saving and Growth in Bangladesh", *The Journal of Developing Areas*, 42(2), p. 89-110.
- Alomar, Ibrahim(2013), "Economic Growth and Savings in GCC: A Cointegration and Causal Relationship Analysis", *International Journal of Humanities and Social Science*, 3(9), p. 213-219.
- Amusa, Kafayat and Busani Moyo; (2013), "Saving and Economic Growth in Bostwana: An Analysis Using Bounds Testing Approach to Cointegration", *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 5(4), p. 200-209.
- Ando, Albert and Franco Modigliani(1963), "The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests", *The American Economic Review*, 53(1), p. 55-84.
- Bariş, Serap ve Nisfet Uzay (2015), "Yurtiçi Tasarruflar ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği Belirleyicileri" *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Sayı: 46, Temmuz-Aralık 2015 s. 119-151.
- Campbell, John Y. (1987), "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis", *Econometrica*, 55(6), p. 1249-1273.
- Carroll, Christopher D. and David N. Weil (1994), "Saving and Growth: A Reinterpretation", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, pp. 133-192.
- Chaturvedi, Vaibhav; Brajesh Kumar and Ravindra H. Dholakia (2009), "Inter-Relationship between Economic Growth, Savings and Inflation in Asia", *Journal of International Economic Studies*, 23, p. 1-22.
- Çiftçioğlu, Serhan and Nermin Begoviç (2010). "Are Domestic Savings and Economic Growth Correlated? Evidence from a Sample of Central and East European Countries", *Problems and Perspectives in Management*, 8(3), p. 30-35.
- Düzgün, Recep (2009), "Türkiye'de Özel Tasarrufun Belirleyicileri", *Erciyes Üniversitesi İİBF Dergisi*, 32, s. 173-189.
- Smith A. (2006). "Ulusların Zenginliği", Çeviren: Haldun Derin, İstanbul, İş Bankası Yayınları.
- PESARAN, Hashem and Yongcheol SHIN; (1998), "Generalized Impulse Res-ponse Analysis in Linear Multivariate Models", *E.L.* 58(1), pp.17.
- Rijckeghem, Caroline Van ve Murat ÜÇER (2009), "Türkiye'de Tasarruf Oranının Evrimi ve Başlıca Belirleyicileri: Doğru Politikalar İçin Çıkarılacak Dersler", TUSIAD Yayın No: TUSIAD-T/2009-02/482.



Istanbul Finance Congress (IFC), November 2-3, 2017, Istanbul, Turkey

USAGE OF DATA MINING FOR EVALUATION OF BORSA İSTANBUL REGISTERED COMPANIES' FINANCIAL STRUCTURE

DOI:10.17261/Pressacademia.2017.742

PAP-IFC- V.6-2017(6)-p.34-38

Mehmet Ozkan¹, Levent Boran²

¹Marmara University, Istanbul, Turkey. mozkan@marmara.edu.tr

²Nişantaşı University, Istanbul, Turkey. levent.boran@nisantasi.edu.tr

To cite this document

Ozkan, M., Boran, L. (2017). Usage of data mining for evaluation of Borsa İstanbul registered companies' financial structure. PressAcademia Procedia (PAP), V.6., p.34-38.

Permanant link to this document: <http://doi.org/10.17261/Pressacademia.2017.742>

Copyright: Published by PressAcademia and limited licenced re-use rights only.

ABSTRACT

Objective- Financial analysis are mostly done for evaluation of companies' financing and investment needs with traditional analysis methods such as vertical analysis, horizontal analysis and ratio analysis. Although these traditional methods support the analyst for single company evaluation, they are inefficient while questioning many companies. Therefore, decision makers face time-consuming problem when they evaluate hundreds of companies, which are necessary for profit maximization, cash flow maximization and risk mitigation etc. It is aimed to define a new tool for financial analysis in this study.

Methodology- BIST Manufacturing Sector registered 190 companies for year 2015 and 173 companies for year 2016 are analyzed. Some liquidity ratios, fiscal ratios, operational ratios and profitability ratios are calculated and outlier companies are decided. Data Mining is the one of the most important data processing tool. It can be used for clustering the data, classification the data and defining variables that have similar behaviors. It is tried to define a new financial analysis technique with combination of ratio analysis and data mining. In this study, outlier detection and some clustering algorithms are applied on BIST Manufacturing Sector registered companies.

Findings- BIST Manufacturing Sector registered 121 of 190 companies for year 2015 and 127 of 173 companies for year 2016 are decided as outlier companies. These outlier companies might be evaluated for sectorel researches or fraud detection etc. Companies are divided two clusters with and without outlier companies for year 2015. In addition, companies are divided four clusters with outlier companies and two clusters without outlier companies for year 2016. Differences between the number of clusters and cluster characteristics are related to economical conditions.

Conclusion- In conclusion, Data Mining Techniques can be used as financial analysis method, especially when we need to analyze many companies' financial situation at the same time. It is considered that sector characteristics, global and local developments would indicate meaningful correlations with outlier companies. Besides that, it is determined that universal thresholds values for financial ratios (e.g. current ratio 2) are different for our country. These values are calculated for our country and evaluated with sectorel, global and local factors.

Keywords: Financial statement analysis, ratio analysis, data mining, clustering analysis, EM algorithm.

JEL Codes: D53, G10, G17, O16

VERİ MADENCİLİĞİNİN BIST'E KAYITLI İŞLETMELERİN MALİ YAPILARININ DEĞERLENDİRİLMESİNDE KULLANILMASI

ÖZET

Amaç- Finansal analiz çalışmaları, genellikle işletmelerin finansman ihtiyaçları ve yatırım yapabilmelerinin değerlendirilmesini amaçlamakta olup, günümüzde kullanılan geleneksel finansal analiz yöntemleri arasında çok sıkla kullanılan dikey analiz, yatay analiz ve oran analizi yöntemlerinin farklı zayıf ve güçlü yönleri bulunmaktadır. Bu yöntemler; muhataplara işletmelerin finansal durumlarıyla ilgili işletme bazlı olarak bilgi sağlamakla birlikte, çok fazla işletmenin bir arada değerlendirilip karşılaştırılmasında yetersiz kalmaktadırlar. Çalışmamız karar vericiler için bu eksikliği giderici bir araç tanımlamayı amaçlamaktadır.

Yöntem- Borsa İstanbul İmalat Sektörüne kayıtlı 2015 yılından 190 adet şirket, 2016 yılından 173 adet şirket çalışmaya konu edilmiştir. Şirketlerin finansal tabloları üzerinden bazı likidite oranları, mali yapı oranları, faaliyet oranları ve karlılık oranları hesaplanmış olup, bu

oranlar üzerinden aykırı şirketler belirlenmiştir. Veri Madenciliği Teknikleri, son dönemde ortaya konulmuş en önemli veri değerlendirme araçlarından biri olup; verinin önceden belirlenmiş sınıflara göre oluşturulması, verinin dağılımına göre kümelere ayrıştırılması ve sonuca aynı yönde etki eden değişkenlerin belirlenmesi gibi amaçlara hizmet etmektedirler. Çalışmamızda Borsa İstanbul İmalat Sektörü'ne kayıtlı şirketlerin finansal oranlarına aykırılık analiz ve kümeleme analizi teknikleri uygulanmıştır.

Bulgular- Borsa İstanbul İmalat Sektörü'ne kayıtlı 2015 yılı için 190 adet şirket, 2016 yılına için 173 adet şirket çalışmaya konu edilmiş olup, 2015 yılında 121 adet şirket aykırı, 2016 yılında 127 adet şirket aykırı olarak belirlenmiştir. Aykırı şirketler bazı sektörel araştırmalara, hile araştırmalarına konu edilebilir. 2015 yılı için hesaplanan finansal oranlara kümeleme analizi uygulandığında aykırı şirketlerin elenmesi ve elenmemesi durumlarında ikişer küme oluştuğu, 2016 yılı için ise aykırılıklar elenmemiş finansal oranlarla dört, elenmiş finansal oranlarla iki adet küme oluştuğu görülmüştür. Aradaki farklılaşma ve küme karakteristiklerinin günün ekonomik durumlarıyla ilişkili olduğunu düşünmekteyiz.

Sonuç- Sonuç olarak, Veri Madenciliği Tekniklerinin özellikle çok fazla sayıda şirketin finansal durumunun karşılaştırıldığı analizlerde araç olarak kullanılabilirliği görüldü. Aykırı şirketler arasında küresel, yerel gelişmeler ve sektör özellikleriyle anlamlı bağlantılar bulunabileceği düşünülmektedir. Ayrıca kümeleme analizinin uygulanması yoluyla finansal oranlar için tanımlanmış eşik değerlerin (örneğin cari oran için 2) ülkemiz için farklı olduğu belirlenerek ve bu eşik değerlere sektörel, küresel ve yerel faktörlerin etkisi yorumlanmıştır.

Anahtar Kelimeler: Finansal tablo analizi, oran analizi, veri madenciliği, kümeleme analizi, EM algoritması.

JEL Kodları: D53, G10, G17, O16

1.GİRİŞ

Finansal Tablolar; şirketler üzerinde verilecek yatırım, borç verme, vergilendirme gibi kararlarda işletme yöneticileri, hissedarlar, tahvil sahipleri, analistler, tedarikçiler, ödünç para veren kuruluşlar, çalışanlar, işçi sendikaları, kanun koyucu otoriteler ve kamu tarafından kullanılan önemli araçlardır. Karar verme sürecinin önemli bir parçası belirsizliğin ortadan kaldırılması olup, bu noktada Finansal Tablolar üzerinde tanımlı araçların kullanılması yoluyla ilgili taraflara faydalı bilgiler sağlarlar. Finansal Tabloları ilgili taraflar farklı amaçlarla incelemekte olup, örneğin kredi sağlayıcılar borç ödeme kapasitesiyle, yatırımcılar karlılığı ile yöneticiler ise operasyonel verimliliğiyle ve gelir gider dengeleriyle daha fazla ilgilenmektedirler. Yatırımcı için işletmelerin performansını ayırt etmek kötü bir yatırıma değerinden fazlasını vermemek için önemlidir. [1] Şirketler, faaliyet gösterdikleri sektöre ve şirketin içinde bulunduğu duruma göre farklı finansman yöntemlerini kullanmaktadırlar. Her bir finansman yönteminin kendine göre avantaj ve dezavantajları bulunmakta olup, en uygunun seçimi şirketler için tanımlanmış bir problemdir. [3] Dolayısıyla tüm tarafların farklı bakış açılarının bulunması kaçınılmazdır.

Günümüzde, çeşitli kanallardan toplanan çok fazla veri biriktirilmekte olup, verinin anlamlandırılmadan sadece biriktiriliyor olması gereksiz bir faaliyet hükmündedir. Verinin işlenmesi ve tecrübe ile yönlendirilerek bilgiye dönüştürülmesi yoluyla faydalanılabilir forma dönüştürülmesi gerekmekte ve bu durumda Veri Madenciliği Teknikleri kullanım alanı bulmaktadır. Veri Madenciliği Teknikleri, son dönemde ortaya konulmuş en önemli veri değerlendirme araçlarından biri olup; verinin önceden belirlenmiş sınıflara göre oluşturulması, verinin dağılımına göre kümelere ayrıştırılması ve sonuca aynı yönde etki eden değişkenlerin belirlenmesi gibi amaçlara hizmet etmektedirler.

Veri Madenciliği uygulamaları; bu alanda bilgi birikimi ve alan uzmanlığı gerektirmektedir. Veri Madenciliği, standart teknikler kullanılarak veya herhangi bir teknik kullanmaksızın kolayca analiz edilebilecek küçük veri setleri için maliyeti yüksek olması nedeniyle tercih edilmemektedir. Doğru sonuçlar; mümkün olduğunca kusursuz bir veri üzerine uygun algoritmaların uygulanması ve elde edilen sonuçların kusursuz bir şekilde yorumlanmasına bağlıdır. Veri Madenciliği uygulamalarının iki önemli özelliği çok yoğun ve hızla akan bir veri seti üzerinde çalışılması ve sonucun önceden tahmin edilebilir olmamasıdır.

Buradan hareketle bu çalışmamızda, Veri Madenciliği Teknikleri finansal oranlardan bazılarını uygulanarak Veri Madenciliği Teknikleri yeni bir finansal analiz yöntemi olup olamayacağı irdelenmektedir. Fazla sayıda işletmenin birbirleriyle karşılaştırılması şeklinde yapılacak çalışmalarda yoğun veriyi işleyebilen Veri Madenciliği Tekniklerinin kullanılması sonuca ulaşmayı kolaylaştırmıştır. Çalışmamızda Veri Madenciliği Tekniklerinin bir finansal analiz aracı olarak; Borsa İstanbul'a kayıtlı şirketlerin finansal durumlarının değerlendirilmesinde kullanılması ile işletme ve finans yazınına hem uygulamacılar hem de teorisyenler açısından katkı sağlayacağı öngörülmektedir.

2.LİTERATÜR İNCELEMESİ

Ekonomik değeri olan herhangi bir maddeyi yeryüzüne çıkarıp, o maddeyi paraya dönüştürme işlemine "madencilik" denir. Elmas, bor, kömür gibi, farklı madenlerde olduğu gibi; bu maddelerin madenlerden çıkarılması da farklı şekillerde gerçekleşmektedir.[2] Veri Madenciliği de, tıpkı madencilik tanımında olduğu gibi çok miktardaki veri arasından değerli olan bilgiyi çıkartmayı amaçlamakta olup, günümüzde sağlanan araçlarla veriden bilginin elde edilmesinin ilerisine gidilerek gerekli aksiyonların tanımlanması otomatize edilmiştir. Ayrıca verinin içerisinden değerli bilginin çıkartılması farklı analiz teknikleri ve bu teknikler kapsamında tanımlanmış algoritmaların uygun olanının seçilmesi ve Veri Madenciliği prensipleri çerçevesinde uygulanması yoluyla yapılmaktadır. Veri Madenciliği sadece veriden anlam çıkartmayı amaçlayan bir araç olarak yorumlanmamalıdır. Çünkü Veri Madenciliği'nin ayırt edici karakteristiği diğer yöntemlerin bir modele dayanmasının aksine, kendisinin veriye dayanıyor olmasıdır. İstatistikte, araştırmacı sık sık daha küçük boyutta verinin içinde problemin çözümünü arayarak güvenli tahminler yapmakta iken; Veri Madenciliği'nde, büyük miktarda veri ile küçük bir model oluşturup verinin en iyi şekilde tanımlanması amaçlanmaktadır[4]

Her geçen gün bilgisayarlar tarafından kaydedilen veri miktarı artmakta olup, artan veri ekonomistler, istatistikçiler, tahminleme yapanlar, iletişim mühendisleri, brokerler, yatırımcılar gibi çok değişik kitleler tarafından bu veriler kullanılmaktadır. Veri miktarının her 20 yılda bir katlandığı düşünülmekte olup, verinin birikme hızı giderek artmaktadır. [11] Bu durum yoğun veri içerisinden bilgiyi çıkartan araçların günümüz iş hayatında daha önemli hale gelmesine neden olmuştur. Veri Madenciliği'nin üniversiteler ve araştırma laboratuvarlarının dışına

çıkması, iş hayatının rekabet koşulları ve müşteri beklentileri gibi gereksinimler gereği bu kadar yaygınlaşmasının önemli nedenleri bulunmakta olup, bu nedenlerin bir kısmı şunlardır: [10]

- Modern hesaplama araçları ve metotları ile hesaplama kapasitesi ve veri kaydetme kapasitesinin çok fazla artması,
- Farklı entegre Veri Madenciliği ve istatistiksel yazılım paketlerinin sayılarının her geçen gün artması ve bahsi geçen algoritmaların kullanıcı dostu yazılımlar sayesinde birbirine bağlanabilmesinin sonucu olarak çıktı kalitesinin artması,
- Karar verme alanındaki gelişmelerin Veri Madenciliği üzerine olumlu etkileri ve bunun sonucu olarak üretim sürecinde periyodik bilgi çıktılarının otomatik bir şekilde son kullanıcıya ulaştırılması sayesinde otomatik olay tetiklemeleri.

Veri Madenciliği; istatistik, informatik ve matematikçi bilim insanlarının kullanım alanlarında birlikte çalışmalarında disiplinler arası bir araştırma alanı olup, temel araştırma araçları istatistiksel yöntemler, yapay zeka gibi daha çok kullanım bulan görsel tekniklerdir. [7] Veri Madenciliği'nin ilk kullanımı 1990'lı yıllara kadar gitmekte olup, 1998 yılı Mayıs ayında CIO Magazine Dergisi Bank of America'nın müşterilerle ürünleri eşleştirmek için Veri Madenciliği'ni kullandığını ve müşteri temsilcilerini yeni ürünler hakkında bilgilendirmek üzere bu çıktılar doğrultusunda yönlendirdiğini yazmıştır. Eski Amerika Birleşik Devletleri başkanı Bill Clinton 2002 yılında ülke güvenliği alanında sakıncalı kişilerin tespitinde yine Veri Madenciliği'nin kullanıldığını söylemiştir. Amerika Birleşik Devletleri'nde çocuklar arasında görülen ortalama yılda 3000 beyin tümörü vakası Veri Madenciliği Teknikleriyle incelenmiş ve tümörlerin sınıflandırması bu şekilde yapılmıştır. Spor alanında da Amerika Birleşik Devletleri profesyonel basketbol liginde yer alan Boston Celtics, New York Knicks gibi takımların şut, pas, top kapma gibi istatistikleri olarak Veri Madenciliği Teknikleriyle değerlendirdikleri ve taktiklerini bu çerçevede oluşturdukları bilinmektedir.[5]

Veri Madenciliğinin önemini artıran noktalardan biri de elde edilecek bilginin "Önceden Bilinmiyor" olmasıdır. Veri madenciliği sonunda ulaşılabilecek bilginin önceden bilinmiyor olmasından kasıt, elde edilecek sonucun tahmin edilememesi anlamını taşımaktadır. Zaten öngörülebilir, beklenen sonuçlar için Veri Madenciliği kullanmak ekonomik olmayacaktır. Ayrıca Veri Madenciliği öngörülürken, öngörülen ya da başka yöntemlerle çıkarılmış sonuçları ispatlamak amacıyla yönelik olarak kullanılacak bir araç değildir. Veri Madenciliği daha önce hiç akla gelmemiş, düşünülmemiş sonuçları ortaya çıkarmasıyla diğer yöntemlerden farklılık göstermektedir. Günümüz rekabet koşulları göz önüne alındığında, işletmelerin başarısı için daha önce hiç kimsenin düşünmediğini düşünmek ve uygulamak kritik bir noktadır. [9] Verinin anlamlandırılması süreci için problemin tanımlanması, verinin hazırlanması, analizin yapılması ve sonucun değerlendirilmesi adımları tanımları tanımlanmıştır. [6]

Veri Madenciliği Teknikleri, kullanım amaçlarına göre, isimlendirilmiş olup; istatistiksel yöntemlerden türetilmiş algoritmalarla desteklenmiştir. Kullanılan verinin niteliğine ve beklenen sonuçlara göre kullanılacak algoritma seçimi yapılması gerekmekte olup, doğru algoritma seçiminde veri bilimcisinin deneyimi oldukça önemlidir. Veri Madenciliği Tekniklerinin kullanım amaçlarına göre sınıflandırılması aşağıda verilmiştir: [8]

- **Sınıflandırma:** Bu tip problemlerde, veritabanındaki her bir kayıt önceden tanımlanmış sonlu belirli bir sınıf veya kategori etiketi altında toplanır. Örneğin bir banka, her bir müşterisini yeni bir kredi kartıyla ilgilenip ilgilenmeyeceğine göre sınıflandırmak isteyebilir.
- **Öngörme:** Bu tip problemlerde, sürekli değişkenlerin bilinmeyen değeri tahmin edilir. Örneğin, vergi otoriteleri, ev sahiplerinin gelirlerini tahmin etmekle ilgilenirler. Öngörme probleminin mümkün olan çıktı sayısı tanımlı gereği sonsuzdur.
- **Tahmin:** Gelecekteki değerin tahmin edilmesidir. Bu konudaki tipik örnekler hisse senedi fiyatlarının tahmini, ticari mal fiyatlarının tahmini ve hava kirliliği endeksinin gelecekteki değerinin tahmini şeklinde sıralanabilir.
- **Kümeleme:** Kümeleme, segmentasyon olarak bilinmekte olup, heterojen bir popülasyonun daha fazla homojen alt grup veya kümelere bölünmesi işidir. Bazı kaynaklarda, veri içerisinde benzerlik adasını bulmak şeklinde de isimlendirilmektedir. En tipik örnekleri müşteri ve pazarların birbirine benzer veya farklı özellikler gösterenlerinin belirlenmesidir. Çok büyük veri içerisinde kümeleme verinin küçük gruplara ayrılmasına basitleştirilmesini sağlayan ve veriye ilişkin hipotezin ortaya konulmasını kolaylaştıran bir araçtır.
- **Benzerlik Analizi:** Benzerlik analizinin diğer isimleri pazar sepeti analizi ve ilişki analizidir. Buradaki amaç birlikte giden şeyleri bulmaktır. Bu şeyler, ürünler, işlemler, operasyon sıraları veya veritabanına yazılan objeler olabilirler. En tipik örneği bir süpermarkette birlikte alınan ürünlerin tespiti için yapılan pazar sepeti analizidir. Örneğin tavuk ve barbekü sosunun birlikte satın alınıp alınmadığı ile ilgileniyor olabiliriz.

3.VERİ, YÖNTEM, BULGULAR, ANALİZ

Uygulamamızda Borsa İstanbul'a kayıtlı 2015 yılı için 190 adet, 2016 yılı için 173 adet İmalat Sanayi şirketinin mali tabloları kullanılmış olup, inceleme iki aşamada gerçekleştirilmiştir. İlk aşamada işletmelerin belirlenen finansal oran bakımından aykırı olanlar ayıklanmış, ikinci aşamada ise kalan işletmeler arasında homojen kümeler oluşturulmaya çalışılmıştır. Aykırı firmaların ayıklanmasının nedeni mümkün olduğunca homojen kümeler oluşturma çabası olup, kümeleme analizi yapılmasının nedeni ise mevcutta tanımlanmış finansal oran bazlı sınır değerlerin (örneğin cari oran 2) piyasa gerçeklerini yeterince yansıtmamasıdır. Ayrıca kontrol noktası olarak, kümeleme analizi tüm şirketlerin finansal oranlarına (aykırı şirketler dahil) uygulanmıştır.

Değerlendirmeye öncelikle mali yapı oranlarıyla başlanmış olup, oluşan kümelerin her bir finansal oran için çok geniş değer aralıklarına dağıldığı görülmüştür. Ayrıca finansal açıdan değerlendirildiğinde bilançonun sadece pasif tarafının değerlendirilmesi ve gelir tablosunun göz önüne alınmaması yanıltıcı ve eksik olacaktır. Bu nedenle de bilançonun her iki tarafını (aktif / pasif) ve gelir tablosunu içerecek şekilde aşağıda yer alan oranlar belirlenmiştir:

Likidite Oranları

- Cari Oran = Dönen Varlıklar / Kısa Vadeli Yabancı Kaynaklar
- Asit Test Oran = (Dönen Varlıklar - Stoklar) / Kısa Vadeli Yabancı Kaynaklar
- Hazır Değerler Oranı = Hazır Değerler / Kısa Vadeli Yabancı Kaynaklar

- Net İşletme Sermayesi Oranı = KVK / Dönen Varlıklar

Mali Yapı Oranları

- Borçları Özkaynaklara Oranı = (KVK + UVVK) / Özkaynaklar
- Finansal Kaldıraç = (KVK + UVVK) / Kaynak Toplamı
- Borçlanma Katsayısı =Yabancı Kaynaklar / Öz Kaynaklar

Faaliyet Oranları

- Alacakların Devir Hızı = Net Satışlar / Ortalama Ticari Alacaklar
- Nakit Devir Hızı = Net Satışlar / Ortalama Hazır Değerler
- Aktif Devir Hızı = Net Satışlar / Ortalama Varlıklar
- Alacak Tahsil Süresi= 365 / Alacak Devir Hızı
- Stok Devir Hızı=SMM./Toplam Stoklar

Karlılık Oranları

- Brüt Kar Oranı = Brüt Satış Karı / Net Satışlar
- Faaliyet Karı Oranı = Faaliyet Karı / Net Satışlar
- Faaliyet Kaldırıcı = Faiz ve Vergi Öncesi Kar / Satışlar
- Finansal Karlılık = Dönem Karı / Öz Kaynaklar
- İktisadi Karlılık = (VÖK + Faiz Giderleri) / Kaynak Toplamı =Pasif Toplamı

Aykırı firmaların açıklanmasında ortalama \pm standart sapma değer aralığı incelenebileceği gibi ortalama ± 2 *standart sapma değerine de bakılabilir. Çalışmamızda her iki alternatif değerlendirilmiş olup, mümkün olduğunca homojen kümeler elde etme kaygısıyla daha dar bir aralığı işaret eden ortalama \pm standart sapma değer aralığı dikkate alınmıştır. Bu şekilde yapılan elemelerde 2015 yılı için 190 şirketten 121 adedi, 2016 yılı için 173 şirketten 127 adedi aykırı olarak belirlenmiştir. Aykırı şirketler bu çalışma kapsamında değerlendirilmemiş olup, hile araştırmaları veya sektörel araştırmalara ayrıca konu edilebilir.

Küme analizi algoritmalarından EM algoritması veri setimize uygun olduğu için tercih edilmiştir. EM Algoritması aracılığı ile benzerlik adalarının belirlenmesinin yanı sıra, her bir küme için birer ortalama ve standart sapma değeri elde edilmiştir. Elde edilen ortalama ve standart sapma değerleri kullanılarak küme sınırlarının belirlenmesi mümkün olmuştur. Algoritma yukarıda belirtilen finansal oranlara uygulandığında 2015 yılı için hem aykırı şirketler ayıklandığı ve ayıklanmadığı her iki durumda da iki kümenin oluştuğu; 2016 yılı için aykırı şirketler ayıklanmadığı durumda dört, ayıklandığı durumda ise iki kümenin oluştuğu görülmüştür. 2016 yılında gerek aykırı şirket sayısının fazla olması gerekse daha fazla benzerlik adacıklarının oluşması 2016 yılının ekonomik gelişmelerine bağlanabilir.

4.SONUÇ, TARTIŞMA

Veri miktarının fazla olması çalışmamızda Veri Madenciliği Tekniklerini kullanmamızı gerekli kılmış olup, 2015 ve 2016 yılları için sırasıyla 121 ve 127 adet Finansal Tablo değerlendirilmiş olup, her iki yıl arasında yerel ve global ekonomik gelişmelerle bağlantılı olarak farklılaşmalar olduğu görülmüştür. 2016 yılında 2015 yılından farklı olarak daha fazla benzerlik adaları tespit edilmiş olup, ağırlıklı olarak şirketlerin belirli bir kümede toplandığı görülmüştür. 2017 yılı yılsonu finansal tabloları henüz hazır olmadığı ve ara dönem finansal tabloları yetersiz kalacağı için çalışmamıza dahil edilememiştir.

Herhangi bir aykırılık analizi yapılmadan algoritmanın belirlenen finansal oranlara uygulanması durumunda 2015 yılı için şirketlerin %87'si tek bir kümede, geri kalan %13'ü diğer bir kümede yer almıştır. 2016 yılı için bir kümede şirketlerin %65'i yer alırken, diğer kümelerdeki şirketlerin dağılımı %17, %13 ve %5 şeklindedir. Bu veri TÜİK'den alınan ihracat endeksi ve takvim etkisinden arındırılmış sanayi ciro endeksindeki düşüş ile anlamlandırılmıştır. İhracat endeksi 2010 yılından itibaren 2014 yılına kadar Aralık ayları itibarıyla 103.9, 108.3, 109.8, 108.2, 103.1 iken 2015 ve 2016 yılları için 91.9, 91.5 olmuş ve Takvim etkisinden arındırılmış sanayi ciro endeksindeki artış 2010 yılından 2014 yılına kadar sırasıyla %18.6, %28.7, %7.8, %9.9, %12.5 iken 2015 yılında %8.2 ve 2016 yıllarında %6.9 olmuştur. İmalat yapan analizimize konu olan şirketlerin satışları ihracat yoluyla yurt dışına ve yerli tüketiciye olacağı için bu iki endekste düşüşün 2016 yılında şirketlerin finansal durumunda farklılaşmaya yol açtığı düşünülmektedir.

Aykırılık analizi sonrası şirketlerin finansal tabloları değerlendirildiğinde 2015 yılı için şirketlerin iki küme oluşturduğu ve %51'inin bir kümede, %49'unun diğer kümede yer aldığı; 2016 yılı içinde şirketlerin iki küme oluşturdukları ve %54'ünün bir kümede, %46'sının diğer kümede yer aldığı görülmüştür. Şirketlerin kümelerine homojen olarak dağılmasının nedeni Borsa İstanbul'a kayıtlı işletmelerin belirli regülasyonlara tabi olmaları, profesyonel yöneticiler tarafından yönetilmeleri ve sık sık denetimden geçmelerinin olduğu düşünülmektedir. İşletmelerin finansal göstergelerinin farklılaşmasının altında küresel ve yerel ekonomik gelişmelerin yanı sıra sektör ve alt sektör bazında oluşan farkların yattığı düşünülmektedir.

Elde edilen kümeler yoluyla finansal oranların yeni eşik değerleri belirlenmiş olup; bu değerlendirme sonucunda da daha likit olan şirketler daha az borçlandıkları, daha likit olan şirketlerin daha karlı olduğu, faaliyet oranları açısından yıllar arasında çok büyük farklılaşma olmadığı genel anlamda tespit edilmiştir. 2016 yılında finansal oranlar bakımından uç değerlere giden kümeler olduğu diğer bir tespittir.

Veri madenciliğinin temel kullanım amacı, önceden bilinmeyen yoğun verilerden bilginin çıkartılması olup, çalışmamızda da işletme sayısının ve kullanılan oran sayısının yani veri matrisinde yer alan satır/sütun sayısının fazla olması nedeniyle Veri Madenciliği analiz tekniklerinden birisi olan kümeleme analizi tercih edilmiştir. Kullanılan yöntem sayesinde çok hızlı bir şekilde çok fazla finansal oran incelenmiş olup; Veri Madenciliği Teknikleri geleneksel finansal tablo analiz yöntemleri arasında yer alan yatay analiz, dikey analiz ve oran analizi yöntemlerine alternatif bir teknik olarak ortaya konulmuştur. Çalışmamızın finans alanını ile bilişim ve istatistik alanlarından türemiş Veri Madenciliği'ni bir araya getirmesi yoluyla yazına katkıda bulunduğunu düşünmekteyiz.

KAYNAKLAR

- Bames, Paul. Stock Market Efficiency. Insider Dealing and Market Abuse. Fanham. GB Gower, 2009, p.7
- Gürsoy, U. Tuğba Şimşek. Veri Madenciliği ve Bilgi Keşfi. 1. Baskı. Ankara. Pegem Akademi. 2009. s.1
- Halka Arz ve Borsada İşlem Görme. Borsa İstanbul. 2016.
http://www.borsaistanbul.com/data/kilavuzlar/Halka_arz_ve_borsada_islem_gorme.pdf (Erişim Tarihi 7 Ekim 2016)
- Krzysztof, Cios & Others. Data Mining: A Knowledge Discovery Approach. USA: Springer Science+Business Media. LLC. 2007, p.6
- Larose, Daniel T. Discovering in Data: An Introduction to Data Mining. USA. Wiley&Sons, Inc. 2005. p.1-2-3
- Myatt, Glenn J., and Johnson, Wayne P. Making Sense of Data I : A Practical Guide to Exploratory Data Analysis and Data Mining, USA. Wiley. 2014. p.19
- Peter,Chamoni. www.enzyklopaedie-der-wirtschaftsinformatik.de/...-/Data Eylül 2013 (Erişim Tarihi 7 Ekim 2016)
- Refaat, Mamdout. Data Preperation forData Mining Using SAS. San Francisco: Morgan Kaufmann Publishers. 2007. p.7-8
- Silahtaroglu, Gökhan. Veri Madenciliği. 1. Basım. İstanbul.: Papatya Yayıncılık Eğitim. 2008. s.10
- Tuffery, Stephane. Data Mining and Statistics for Decision Making. United Kingdom. John Wiley & Sons Ltd. 2008. p.12
- Witten, Ian H. Frank, Eibe. Hall, Mark A. Data Mining: Practical Machine Learning Tools and Techniques. Morgan Kaufmann Series. USA. 2011. p.5



Istanbul Finance Congress (IFC), November 2-3, 2017, Istanbul, Turkey

IMPORTANCE OF REASONABLENESS TESTS AND RECOMMENDATIONS FOR ITS APPLICATIONS

DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.743

PAP-IFC- V.6-2017(7)-p.39-42

Huseyin Mert¹, Ece Bas², Hasan Melih Eren³

¹Okan University, Department of Accounting and Auditing, Istanbul Turkey. huseyin.mert@okan.edu.tr

²Okan University, Institute of Social Sciences, Istanbul, Turkey. ecebs@hotmail.com

³Okan University, Institute of Social Sciences, Istanbul, Turkey. erenhasa@yahoo.com

To cite this document

Mert, H., Bas, E., Eren, H.M., (2017). Importance of reasonableness tests and recommendations for its applications. PressAcademia Procedia (PAP), V.6...,p.39-42.

Permanent link to this document: <http://doi.org/10.17261/Pressacademia.2017.743>

Copyright: Published by PressAcademia and limited licenced re-use rights only.

ABSTRACT

Objective- Analytical procedures have higher potential compared to test of details in terms of analysing the account relationships, detecting significant risk of misstatement, reducing audit fieldwork and testing management assertions. In order to get benefit of those procedures, auditors should access more entity specific resources and invest more time in planning the audit program. In this study, reasonableness tests that are generally used in substantive analytical procedures are analysed through industry examples and their role in reducing the audit risk is demonstrated.

Methodology- In this study, case study method is used as a research methodology. The reason of selecting this methodology is due to its relevance in accordance with the objective of the study as well as providing an opportunity to auditors that would like to implement reasonableness tests.

Findings- This study reveals, through examples that can be used in practice, that the management claims can be tested more soundly through rationality tests when more time is given to the stages of understanding the enterprise and planning the audit.

Conclusion- Among the analytical review techniques, reasonableness test is highly effective technique for testing the relationship between non-financial information and financial information. In order to use the reasonableness tests more frequently in the evidence collection, understanding the enterprise, more senior and industry specific team construction and accessing the non-financial information by inquiring also the performance indicators used by the enterprise are important. Agreements for longer than a year between the auditor and the company will reinforce the auditor's accumulated knowledge on the enterprise that will increase number of reasonableness tests.

Keywords: Reasonableness Test, analytical procedures, independent audit, analytical review, risk of misstatement

JEL Codes: M40, M41, M42

USSALLIK TESTLERİNİN ÖNEMİ VE UYGULANMASINA YÖNELİK ÇÖZÜM ÖNERİLERİ

ÖZET

Amaç- Analitik inceleme prosedürleri, hesaplar arasında iletişim kurma, önemli yanlışlık riskleri ile ilgili bilgi verme, denetim süresini verimli kullanma ve yönetim iddialarını doğrulama açısından detay testlere göre daha fazla kanıt sunma potansiyeline sahiptir. Öte yandan, bu prosedürlerin kanıt toplama aşamasında kullanılması için denetçinin işletme içi kaynaklara ulaşması ve iyi bir denetim programı planlaması yapması gereklidir. Bu çalışmada, özellikle analitik inceleme türlerinden kanıt toplama aşamasında kullanılan ussallık testlerine değinilmiş ve örnekler vasıtasıyla nasıl etkin kullanılabileceği ve denetim riskini nasıl azaltılabileceği gösterilmeye çalışılmıştır.

Yöntem- Söz konusu çalışmada araştırma yöntemi olarak örnek olay yöntemi kullanılmıştır. Bu yöntemin seçilmesinin en temel nedeni, yöntemin çalışmanın amacıyla uygun olması ve ussallık testlerini uygulamak isteyen kullanıcılara yön gösterebilmesidir.

Bulgular- Çalışmada, uygulamada kullanılabilecek örnekler üzerinden gidilerek işletmeyi anlama ve denetim planlama aşamalarına daha fazla zaman ayrıldığı takdirde, yönetim iddialarının ussallık testleri ile daha güçlü test edilebileceği ortaya konmuştur.

Sonuç- Analitik inceleme türleri içerisinde, ussallık testleri özellikle finansal olmayan bilgilerin finansal bilgilerle bağlantısını test etmesi açısından son derece etkin bir teknik olarak göze çarpmaktadır. Ussallık testlerinin kanıt toplamada daha etkin kullanılabilmesi için işletmeyi anlama süreci, kıdemli denetçilerin kullanılması, denetçinin sektör tecrübesi ve denetçilerin özellikle iç kontrol testleri esnasında işletmenin kullandığı performans göstergelerini de sorgulayarak finansal olmayan bilgilere erişmeye çalışmaları faydalı olacaktır. Ayrıca, denetçi ile

işletmenin bir yıldan uzun süreli anlaşma yapması, denetçinin işletme ile ilgili birikimli bilgisini kuvvetlendirecek ve denetçinin usullik testlerine daha fazla yatırım yapmasını sağlayacaktır.

Anahtar Kelimeler: Analitik inceleme prosedürleri, finansal tablo, bağımsız denetim, analitik inceleme, önemli yanlışlık riski.

JEL Kodları: M40, M41, M42

1.GİRİŞ

Denetim planlaması ve tamamlanması aşamasında analitik inceleme prosedürlerinin kullanılması Uluslararası Denetim Standartları uyarınca zorunlu tutulmaktadır. Analitik inceleme prosedürlerinin kullanılabilceği diğer bir alan denetimin yürütülmesi esnasında kanıt toplama dönemidir. Denetim riskinin düşürülmesi, yönetim iddiaları ile ilgili daha kaliteli kanıtın toplanması, diğer hesap kalemlerini etkileyebilecek kanıtlara ulaşılması ve denetim süresinin kısaltılması açısından kanıt toplama aşamasında analitik inceleme prosedürlerinin kullanılması son derece faydalıdır.

Analitik inceleme türleri içerisinde, usullik testleri özellikle finansal olmayan bilgilerin finansal bilgilerle bağlantısını test etmesi açısından son derece etkin bir teknik olarak göze çarpmaktadır. Yapısı itibarıyla, ağırlıklı olarak kanıt toplama kullanılabilecek bu teknik, işletme içi kaynaklara erişim gerektirmesi, işletmenin süreçlerinin ve iş sahasının iyi anlaşılmasını gerekli kılması ve akıl yürütme açısından mesleki deneyim ve tecrübe gerektirmesi açısından özellikle dizayn aşamasında zaman yatırımı gerektiren, ancak doğru dizayn edildikten sonra denetime etkinlik ve verimlilik katan bir inceleme türüdür.

2.LİTERATÜR İNCELEMESİ

Analitik inceleme prosedürlerine dönük literatürde oldukça fazla çalışma olmasına karşın bu konunun denetimin yürütülmesi özelinde incelendiği çalışmalar sınırlıdır.

Mckee (1989) tarafından yapılan çalışma ile muhasebe denetiminin zaman içinde gösterdiği değişim ve meslekte yaşanan gelişmeler, işletmelerin finansal tablolarının doğruluk ve güvenilirliğini araştırırken incelenen finansal tablolar üzerinde etkili olabileceği düşünülen ancak daha önce denetim çalışmalarında ele alınmamış işletmeye ait finansal ya da finansal olmayan birçok bilginin de dikkate alınmasını zorunlu kılmıştır. Bu zorunluluğun ortaya çıkması, muhasebe denetiminde “analitik inceleme prosedürleri”ni gündeme getirmiştir.

KGK tarafından yapılan çalışmalarda ise, finansal tablolardaki hesaplar başta olmak üzere işletmeye ait tüm verilerin karşılaştırılması ve aralarındaki ilişkinin araştırılmasının analitik inceleme kavramının bir sonucu olduğu görülmektedir. Buna ilaveten analitik inceleme yoluyla aralarında anlamlı ilişkilerin var olduğu kabul edilen bilgilerin doğrulanmış ve bunlar arasında olağan kabul edilemeyecek sapmaların ortaya çıkarabileceği tespit edilmiştir. Ayrıca, denetçi analitik inceleme tekniklerini temel bağımsız denetim tekniği olarak uyguladığında; analitik inceleme tekniklerinin uygunluğu, hesaplamalarda kullanılan verilerin güvenilirliği, beklenen sonuçların güvenilirliği ve ortaya çıkan farkların değerlendirilmesi hususları da önem arz etmektedir.

Analitik inceleme prosedürlerinin tanımı AICPA (American Institute of Certified Public Accountant-Amerikan Sertifikalı Kamu Muhasebecileri Kurumu) tarafından 1988 yılında yayınlanan SAS No:56 “Analitik Prosedürler” yönetmeliğinde şu şekilde yapılmıştır; “çeşitli finansal ve finansal olmayan veriler ile işletmenin kayıtları arasındaki anlamlı ilişkilerin incelenmesiyle elde edilen bilgilerin, denetçi tarafından geliştirilen beklentilere uyup uymadığına bakılması işlemlerine analitik inceleme prosedürleri adı verilmektedir” (AICPA, 1989). IFAC (International Federation of Accountants) tarafından yayınlanan UDS 520 Analitik Prosedürler’de ise; “finansal ve finansal olmayan veriler arasındaki ilişkilerin makullüğünü araştırın çalışmalardan elde edilen finansal verilerin değerlendirilmesi ve olağandışı dalgalanmaların, tutarsız ilişkilerin ve tahmin edilen tutarlardan sapmaların karşılaştırılması” şeklinde bir tanımlama yapılmıştır (IFAC, 2007).

Kaval’ın (2005) yapmış olduğu çalışmalarda denetimin rutin, şekli hesap denetiminden çıkıp, risk ağırlıklı denetime kayma sürecinde analitik incelemelerin değerinin de arttığı savunulmaktadır. Analitik inceleme teknikleri uygulanırken elde edilen sonuçlar işletmenin önceki dönemlerine ait verileriyle, aynı sektörde faaliyet gösteren benzer işletmelerin verileriyle, sektör ortalamalarıyla, işletmenin bütçelediği rakamlarla, işletmenin ve denetçinin beklentileriyle karşılaştırılmasının da mümkün olduğu Arens vd. (2012) tarafından yapılan çalışmada ele alınmıştır.

Blocher ve Patterson (1996) çalışmalarında, trend analizleri, oran analizleri, ve modele dayalı prosedürler olmak üzere üç tür analitik inceleme tekniğinden bahsetmektedirler. Fraser vd. (1997) ise çalışmalarında analitik inceleme tekniklerine biraz daha geniş bir bakış açısı getirmişlerdir ve bu teknikleri, gözden geçirme gibi nicel olmayan veya yargısal teknikler; trend analizi, oran analizi ve usullik testleri gibi basit kantitatif teknikler; regresyon analizi gibi ileri kantitatif teknikler olarak sınıflamışlardır.

Analitik inceleme tekniklerinin sık kullanılması gereken alanlardan biri, denetimin yürütülmesi, yani kanıt toplama aşamasıdır. Bu aşamada kullanılabilecek teknikler, işletme verileri ile sektör verilerinin karşılaştırılması, işletme cari dönem verileri ile önceki dönemlere ait aynı verilerin karşılaştırılması, işletme verileri ile işletme tarafından belirlenmiş beklenen sonuçların karşılaştırılması, işletme verileri ile denetçi tarafından belirlenmiş beklenen sonuçların karşılaştırılması ve son olarak işletme verileri ile finansal olmayan verilerin ortaya koyduğu beklenen sonuçların karşılaştırılması şeklinde sıralanabilir. İşletme verileri ile finansal olmayan verilerin ortaya koyduğu sonuçların karşılaştırılması tekniğinde usullik testleri kullanılabilir. Usullik testleri, trend ve rasyo analizlerine göre daha az toplulaştırılmış veri kullandığından diğer testlere oranla daha fazla kesinlik sağlayabilir. Denetçinin daha yüksek düzeyde denetim kanıtına ihtiyacı bulunması durumunda usullik testlerini, diğer testlere tercih etmesi beklenebilir.

Kanıt toplama aşamasında kullanılan ussallık testleri 4 ana süreçten ibaret olup, denetçinin bu süreçleri takip etmesi tekniğin doğru uygulanması açısından son derece önemlidir. Bağımsız bir beklenti oluşturma, denetçinin test edeceği kalemlerle ilgili bir önemlilik eşiği belirlemesi, farkın hesaplanması, çıkan farkların sorgulanması ve testin sonucunun belirlenmesi. Ussallık testlerinin başarılı olabilmesi için uygulama esnasında kesinliği etkileyen dört faktör bulunmaktadır: Verinin parçalara ayrılmış olması, Verinin güvenilirliği, Tahmin etme yetkisi, Analitik inceleme tekniği.

Adnan Dönmez ve Ayten Ersoy (2011), Sermaye Piyasası Kurulu tarafından yetkilendirilen denetim şirketleri üzerinden yaptıkları araştırmada en çok kullanılan analitik inceleme türünün cari dönem verileri ile önceki dönem verilerini karşılaştırmak olduğunu, en az kullanılan türün ise finansal olmayan verilerin ortaya koyduğu beklenen sonuçların karşılaştırılması olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Aynı araştırmada, ussallık testlerinin de analitik incelemede yararlanılan teknikler içerisinde diğerlerine oranla daha az kullanılan bir yöntem olduğu sonucuna varılmıştır. Bunun sebebi incelendiğinde, finansal olmayan veriler ile finansal veriler arasındaki ilişkinin kurulabilmesi için denetim ekibinin işletmeyi, çevresini ve süreçleri anlamak için zamana ihtiyacı olması, mesleki yargı ve deneyim gerektirmesi ve çoğu zaman finansal olmayan verilerin işletmeden temin edilebilmesinde zorluk yaşanması göze çarpmaktadır.

3.VERİ, YÖNTEM, BULGULAR, ANALİZ

Çalışmada, örnek vaka yöntemi kullanılarak ussallık testlerinin daha fazla denetim kanıtı sağladığı ve nasıl verimli kullanılabileceği gösterilmiştir. Kullanılan örnek vaka yönteminde, üretim sektöründen bir şirket ele alınmış ve kar veya zarar tablosundaki en önemli gelir kaynağı olan hasılat kalemi test edilmiştir.

İşletme, A ürününü üretmiş ve ürünün satış miktarı 2017 senesinde 20 adet olarak gerçekleşmiştir. İşletme yönetimi, 2016 Aralık ayında uygulanan fiyatlarına 2017 senesinde yüzde 10 zam yaptığını beyan etmiştir. 2016 Aralık ayındaki fiyatlar Satış Sisteminden alınmış ve satış fiyatı 100 TL olarak belirlenmiştir.

Denetçi, işletmenin içinde bulunduğu pazarı anlamaya çalışmış ve sektör raporlarından geçen sene ile karşılaştırıldığında pazar büyümesinin yüzde 10 civarında olduğunu görmüştür. Öncelikle gerçekleşen miktarların doğruluğunu sorgulayan denetçi, geçen seneki satış miktarları ile bu seneki satış miktarları arasında yüzde 7 civarında bir artış olduğunu fark etmiştir. Beklentisini pazar büyümesi kadar miktar artışı olarak belirleyen, yanılma eşiğini de en fazla yüzde 1 olarak kabul eden denetçi, aradaki yüzde 2'lik farkın sebebinin sorgulama gereği duymuştur. Satış ve pazarlama müdürü ile yapılan görüşmede, pazar kaybının sebebi sektöre yeni giren B şirketinin agresif fiyat politikası ile pazardan pay alması olarak yorumlanmıştır. Dış kaynaklardan yapılan araştırmada, B şirketinin gerçekten 2017 senesinde pazara girdiği ve agresif büyüme hedefini kamuoyu ile paylaştığı doğrulanmıştır. Denetçi, bu bulgular ışığında pazar kaybını makul bulmuş ve testin ikinci aşamasına ilerlemiştir.

İşletme yönetiminin yaptığı yüzde 10'luk artış beyanı, işletmenin içerisinde bulunduğu sektördeki enflasyon oranı ile karşılaştırılmış ve fiyatların yüzde 10 civarında arttığı bulunmuştur. Bu durumda denetçinin yüzde 10 artış beklentisi ile işletmenin beyanı örtüşmektedir. Denetçi makul bulduğu bu artış oranını ussallık testinde kullanmaya karar vermiştir.

Gerçekleştirilen ussallık testinde, denetçinin beklentisi "Satış miktarı * 2016 Aralık satış fiyatı * (1+%10)" denkleminin ciro hesabında gözükene bakiyeyi doğrulamasıdır. Denetim esnasında kullanılan önemlilik seviyesi dikkate alındığında ve satış süreci ile önemli yanlışlık riski değerlendirildiğinde denetçi yüzde 3'lük bir fark eşiğini makul olarak değerlendirmektedir. Hesaplama sonucunda beklenen ciro $20 * 100 * (1,1) = 220$ TL bulunmuştur. Mizanda gözükene satış bakiyesi ise 200 TL'dir. Aradaki fark 20 TL olup, test edilen ciro bakiyesinin yüzde 10'una denk gelmektedir. Bu durumda, denetçi varsayımlarını tekrar gözden geçirmiştir. İşletme yönetimi ile yapılan görüşmede B şirketinin pazara girişi esnasında, pazar paylarını korumak için iki ayda satış kanalına yüzde 10 iskonto verdikleri öğrenilmiştir. Bu iskontolar satış sisteminde sorgulanmış ve tutarının 16 TL olduğu tespit edilmiştir. Denetçi, beklenen ciro tutarını 204 TL olarak revize etmiş ve yeni oluşan farkın ciroya oranı yüzde 2 çıktığından belirlediği fark eşiğinin altında kalmasından hareketle yeterli denetim kanıtının toplandığı sonucuna varmıştır.

Örnek vaka analiz edildiğinde detaylı testlere göre yönetim iddialarının daha güçlü test edildiği gözlenmektedir. Detaylı testlerde şirketin kestiği faturalara bakılarak yönetim iddialarından gerçekleşme ve doğruluk test edilebilirken, ussallık testleri ile gerçekleşme, doğruluk ve tamlik iddialarının test edildiği ve denetim riskinin azaltıldığı görülmektedir. Aynı zamanda ussallık testleri vasıtasıyla fatura testinde harcanan zamana kıyasla daha az zaman harcanmış olup denetim sürecinin verimliliği de sağlanmış olmaktadır.

4.SONUÇ, TARTIŞMA

Bu çalışmada, analitik inceleme tekniklerinden ussallık testi ele alınmış ve uygulama safhasında dikkat edilmesi gereken hususlara değinilmiştir. Bunlar sırasıyla, tahmin edebilme yetisi yüksek olan finansal veya finansal olmayan bilgiye ulaşmak, bu bilgiyi diğer kaynaklardan doğrulamak, bağımsız bir beklenti oluşturmak, beklenti ile test edilen kalemler arasında oluşabilecek maksimum fark eşiğini önemlilik ve önemli yanlışlık riski değerlendirmeleri ışığında belirlemek ve çıkan sonuç fark eşiğini aşıyorsa farkın sebebinin doğurabilecek dikkate alınmayan verileri gözden geçirmektir.

Ussallık testleri, doğası itibarıyla kanıt toplama aşamasında kullanılan bir analitik inceleme tekniğidir. Testin dizayn edilmesi zaman alsa bile, testin sonuçları yönetim iddiaları ile denetim riskini azaltıcı kanıtlar toplanmasında denetçiye önemli ölçüde katkıda bulunmaktadır.

SPK tarafından bağımsız denetim lisansı almış denetim şirketleri üzerinden yapılan araştırmalarda ussallık testinin ve finansal olmayan bilgilerin kanıt toplama aşamasında az kullanıldığı ortaya konmuştur. Bu araştırmalardan hareketle denetçilerin yönetim iddialarını daha etkin bir şekilde test edecek bir tekniği kullanmaktan kaçındıkları, denetim riskini arttırdıkları ve detay testlere daha fazla zaman ayırarak denetim sürecini verimsiz kıldıkları sonucuna ulaşılabilir.

Ussallık testlerinin kanıt toplama daha fazla kullanılabilmesi için işletmeyi anlama süreçlerine daha fazla zaman ayrılması, testlerin dizayn aşamasında daha kıdemli denetçilerin kullanılması, denetim ekibine seçilecek denetçilerin işletmenin içinde bulunduğu sektörde deneyimli

olmasına dikkat edilmesi ve özellikle iç kontrol testleri esnasında işletmenin kullandığı performans göstergelerini de sorgulayarak finansal olmayan bilgilere erişmeye çalışmaları faydalı olacaktır. Ayrıca, denetçinin işletmeyi tanıma sürecinin bu testlerin kullanımını arttıracığından hareketle denetçi ile işletmenin bir yıldan uzun süreli anlaşma yapması, denetçinin işletme ile ilgili birikimli bilgisini kuvvetlendirecek ve denetçinin ussallık testlerine daha fazla yatırım yapmasını sağlayacaktır.

Son olarak, ussallık testlerinin iyi belgelendirilmesi ve anlaşılabilirliğinin yüksek olması, bir sonraki dönem denetime gelen ekibin finansal olmayan bilgilerin nasıl temin edileceği ve finansal tablolarla bağlantısının nasıl kurulacağı konularında işini kolaylaştıracaktır. Bu açıdan, denetimin her safhasında önem arz eden çalışma kağıtlarının düzenli tutulması, ussallık testlerinin uygulama sonuçlarının belgelendirmesinde daha da önem arz etmektedir.

KAYNAKLAR

McKee T., *Modern Analytical Auditing: Practical Guidance for Auditors and Accountants*, Quorum Boks, New York, 1989, SS. 5

KGK, http://www.kgk.sakarya.edu.tr/FileUploads/Src/de3a13f5-3322-4362-a3b7-88cfe3e2e3e0/B%C3%B6l%C3%BCm%203_2%20ekitap%20-%204.6.%20Analitik%20Prosed%C3%BCrler.pdf, Erişim Tarihi: 24.05.2017

Kaval H., 2005, *Muhasebe Denetimi*, Gazi Kitabevi, Ankara, ss. 146

Choo T.M., Chua M.K., Ong C.B., Tan T.H., ,1997, “*Analytical Procedures for New and Matured Industries*”, *Managerial Auditing Journal*, 12/3, 123-134.

Arens A.A., Elder R.J., Beasley M.S., 2012, *Auditing and Assurance Services an Integrated Approach*, Fourteenth Edition, Pearson,ss. 224.

AICPA, *Statements on Auditing Standarts No:56 Analytical Procedures*, New York, 1989.

IFAC, *International Standarts on Auditing 520: Analytical Procedures, Handbook of International Auditing*, Assurance and Ethics Pronouncements, New York, 2007.

Blocher E., Patterson G.F., “*The Use of Analytical Procedures*”, *Journal of Accountancy*, February (1996), 53-55.

Fraser I.A.M., Hatherly D.J., Lin K.Z., “*An Empirical Investigation of The Use of Analytical Review By External Auditors*”, *British Accounting Review*, 29, (1997), 35-47.

Ameen E.C., Strawser J.R., “*Investigating The Use of Analytical Procedures: An Update and Extension*”, *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, Vol.13, No.2, (1994), 69-76.

Dönmez A., Ersoy A., “*Bağımsız Denetim Sürecinde Analitik İnceleme Prosedürleri: Türkiye’de SPK’dan Yetki Almış Denetim Firmaları Üzerine Bir Araştırma*”, *Bilgi*, 56, (2011), 131-132



Istanbul Finance Congress (IFC), November 2-3, 2017, Istanbul, Turkey

THE IMPACT OF GLOBAL FINANCIAL CRISIS ON THE FINANCIAL STRUCTURE OF SHIPPING INDUSTRY IN TURKEY AND ANALYSIS OF NORMALIZATION PROCESS DURING 2008-2015

DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.744

PAP-IFC- V.6-2017(8)-p.43-47

Engin Kurun¹, Tansel Erkmen²

¹Piri Reis University, Tuzla, Istanbul, Turkey. ekurun@pirireis.edu.tr

²Piri Reis University, Tuzla, Istanbul, Turkey. terkmen@pirireis.edu.tr

To cite this document

Kurun, Engin and Erkmen, Tansel, (2017). The Impact of Global Financial Crisis on the Financial Structure of Shipping Industry in Turkey and Analysis of Normalization Process During 2008-2015. PressAcademia Procedia (PAP), V.6., p.43-47.

Permanant link to this document: <http://doi.org/10.17261/Pressacademia.2017.744>

Copyright: Published by PressAcademia and limited licenced re-use rights only.

ABSTRACT

Objective- The main purpose of this study is to investigate the impact of global financial crisis on the financial structure of shipping industry in Turkey. According to the BRSA figures as of Dec. 2016, water transportation sector performed the highest (154.9%) non performing loan increase year to date among all other sectors. This research will throw light on the main reasons of this situation and will also contribute the better understanding of the financial structure of maritime companies.

Methodology- The data related to company accounts were obtained from Central Bank of the Republic of Turkey (CBRT) for 2008-2015. C-301 Building of Ships and Boats data series and H-502 Sea and Coastal Freight Water Transport data series are selected to show the impact of global financial crisis on the shipping industry. Main balance sheet and income statement data as well as financial ratios were published by CBRT regularly for 2008-2015 in three years interval. We aggregated them and analyzed to show the structural change in financial preferences and adequacy of capital, liquidity and similar performance figures.

Findings- The global financial crisis is affected the Turkish shipping industry as a whole. The equity funds accounted for around 47% in 2008 but decrease to 36% in 2011 and recovered again up to 40% at the end of 2015. In terms of financial structure of the sector, current liabilities almost doubled in last 8 years from 12.5% to 25%. It is resulted with especially worsen liquidity ratio such as cash ratio decreased from 78.5% to 17.3%. The global financial crisis adversely affected the profitability of the sector with an unstable and volatile profit margin and increased service and operating costs.

Conclusion- In conclusion there is no normalization sign after 2008 in the shipping industry in Turkey. We observed a gradual growth in the World trade. However historically lower freight rates and imbalances in the shipbuilding industry cause debt burden and huge losses for the maritime companies. This research findings can be used as a benchmark for the maritime companies to better understand their performance since 2008.

Keywords: Maritime transport, shipping industry, global financial crisis, ratio analysis, financial performance.

JEL Codes: M40, G30

1. INTRODUCTION

Normalization refers to a process that makes something more normal or regular. The availability of cash, with the construction of more technologically advanced ships, with the expansion of ports and the introduction of new shipping services, the cargo capacity in terms of twenty-foot equivalent units (TEU) of the world container fleet, had more than tripled between the years 2000-2009, reaching 12.5 million. But now, the well-known global financial and economic crisis of 2008 had almost overnight suppressed the growth of the container-ships market. In fact, for the first time in the history of the maritime industry, growth has stopped and there is even a steady decline in the rate of containers shipped around the world. In the first six months of the year of the crisis alone, the shipping industry declined by close to 16% causing huge losses. As international trade slows and freight rates for transporting goods across the world's seas and oceans decline, shipping revenues have been hit. A slowdown in international trade growth couldn't have come at a worse time—a period where capacity has been expanding faster than global demand—for the shipping industry. Not surprisingly, capacity expansion—a lot of which is often fueled by borrowing—has increased the debt burden for some shipping companies, especially since 2009–10.

Though still facing a slow recovery, but the dry market shipping price will come to normalization this year (2017), according to Maritime Financial Research Drewry. The dry bulk shipping market price, according to Drewry, has actually started in June 2016, though it had argued that "the long-awaited normalization process has already begun in the dry bulk shipping. The total gross weight of goods handled in EU ports is estimated at just above 3.8 billion tones in 2015, an increase of 1.3 % from 2014. According to the latest figures, the EU port freight activity seems to have resumed on a slight path towards recovery in 2014, a trend that was sustained in the four quarters of 2015. Compared with 2014, The Turkish port freight activity were increased by 8.7 % in 2015.

In our view the normalization provides opportunity over the next few years. The sector is becoming a supply-side story rather than demand, which has been the case for much of the last decade.

The main purpose of this study is to investigate the impact of global financial crisis on the financial structure of shipping industry in Turkey. According to the BRSA figures as of Dec. 2016, water transportation sector performed the highest (154.9%) non performing loan increase year to date among all other sectors. This research will throw light on the main reasons of this situation and will also contribute the better understanding of the financial structure of maritime companies.

2. LITERATURE REVIEW

The global financial and economic crisis of 2008 has made vulnerable the intricate chain of activity which comprises the maritime industry. Midoro, R., Musso, E., and Parola, F. (2005) analyzed the last decade was a period of significant change in container shipping as liner companies had to face, on the demand side, the new needs of shippers due to globalisation while, on the supply side, chronic fleet overcapacity. Rodrigue, J.P.; Comtois, C. and Slack, B. (2009) explained succinctly in their research how this change occurred. *The 20 largest carriers controlled 26 % of the world slot capacity in 1980, 42 % in 1992 and about 58 % in 2003. Those carriers have the responsibility to establish and maintain profitable routes in a competitive environment.* The development of the shipping industry has gone hand-in-hand with changes in port organization. According to a recent study for the European Parliament, ports have undergone major transformations in their organizational structures (European Parliament Directorate (2009)). According to Stopford (2009) with every passing decade (business cycle) ship financing techniques have been evolving in response to changes in the overall shipping market itself. These changes in the shipping industry also regularly result in freight rate and capacity fluctuations. Stephenson Harwood (2006) stated despite the fact that shipping, with the progression of time, has embraced numerous sources of finance, bank debt still dominates as the main source of capital. Drobetz & Merikas (2013) proved unfortunately, however, for shipping, access to bank capital since the beginning of the crisis in shipping has suffered a drastic blow. Drobetz et al (2013) proved debt capital has traditionally been the most important source of external finance in the shipping industry and this remains the case. Their research provides evidence that leverage works counter cyclical, with the speed of adjustment to be significantly lower during economic recessions. Finally, researchers argue that shipping industry will suffer from reductions in the available finance capital in the future, because the shipping banks will reduce the finance capital due to regulations and small margins from asset investments. According to the findings of OECD research (2017) among 114 publicly traded shipbuilding companies, the operating profitability of shipbuilding companies decreased from around 10% in 2010 to about 4% in 2014. Shipbuilding companies showed better profitability rates in 2006 than in 2014 and a higher number of yards experienced negative EBITDA margins in 2014 than in 2006.

Sayilgan and Uysal (2011) investigated capital structure determinants of Turkish firms based on Turkish Central Bank Industrial Balance Sheets survey data set from 1996 to 2008 which is not used before for a capital structure study. Empirical results imply that non-debt tax shield has negative; but size, tangibility, profitability, growth opportunities and bankruptcy (financial distress) risks has positive relation with capital structure. Financial risk indicators for the non-financial firms analyzed by CBRT (2016) by using the financial accounts statistics in 2016. These indicators are: ratio of debt to GDP; debt to operating surplus, debt to equity and ratio of liabilities to financial assets. In the analyzed period, the ratio of the corporate sector's total debt to GDP displayed an uptrend until 2015 as global liquidity headed for emerging economies after the financial crisis and these countries enjoyed favorable financing facilities, then remained flat and lastly was recorded at 0.68 percent in the final quarter of 2016. Similarly, the ratio of debt to equity displayed an uptrend through the same period. This ratio stayed at 1.02 percent in 2016Q4. The ratio of debt to operating surplus shows if the business profits of non-financial corporations are able to cover debt repayments. This ratio followed a limited uptrend and was recorded at 4.5 by the end of 2015. Meanwhile, the ratio of the sector's liabilities to financial assets (leverage indicator) was 1.5 in the final quarter of 2016.

3. DATA, MODEL, FINDINGS, ANALYSIS

The data related to company accounts were obtained from Central Bank of the Republic of Turkey (CBRT) for 2008-2015.

- C-301 Building of Ships and Boats
- H-502 Sea and Coastal Freight Water Transport

data series are selected to show the impact of global financial crisis on the shipping industry.

Main balance sheet and income statement data as well as financial ratios were published by CBRT regularly for 2008-2015 in three years interval. We aggregated them and analyzed to show the structural change in financial preferences and adequacy of capital, liquidity and similar performance figures. Mainly liquidity ratios, ratios of financial positions, turnover ratios and profitability ratios as well as interest coverage ratios analysed for C-301 and H-502 series for 8 years. Total 47 performance figures used and selected ratios compared with the required benchmarks to measure the impact of global financial crises.

Table 1: Number of companies in each segment

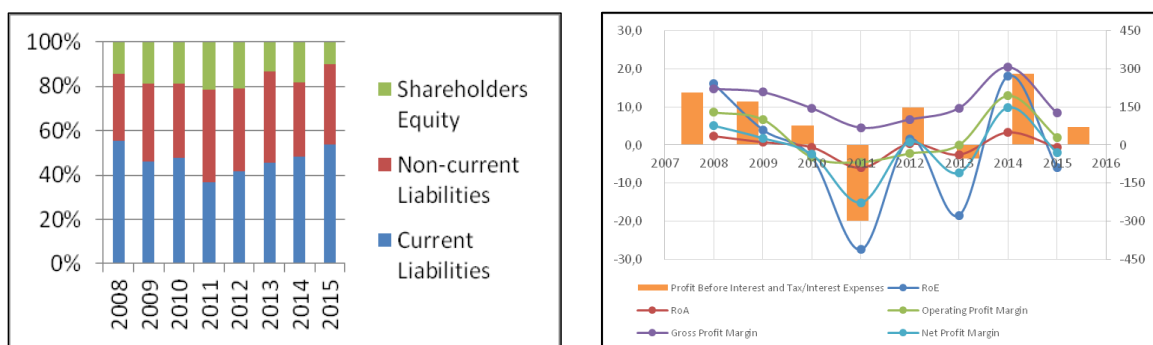
Code	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
C-301	46	46	46	33	28	24	33	25
H-502	68	68	68	75	71	51	56	53

Data classification was revised in 2009 and published under the new series since 2010. We used the most recent data published by CBRT for each year. It is observed that almost 50% of total shipbuilding companies did not disclose their financial figures to CBRT. There might be size effect for these results.

We tried to explore the financial structure of shipping industry in Turkey with the CBRT raw data. We did not analyze the H-501 Sea and Coastal Passenger Water Transport because of low level data availability (less than 12 observation) at 2015.

Findings for Shipbuilding

- ✓ Equity funding was around 15% in 2008 while it is increased to 22% in 2011 and dropped again to 10% as of year end 2015 in the ship building sector. (Figure-1)
- ✓ Another interesting point here is the shift in the asset composition in favour of current assets. We observed that the current assets reached from 37.5% to 58% respectively for the years 2008 and 2015.
- ✓ This figure is mainly stemmed from the liquidity preference of the companies in addition to substantial increase in trade receivables. Average payback period of receivables is increased from 35 days to 83 for the years 2008 and 2015 respectively.
- ✓ We also supported our findings with the worsen liquidity and profitability ratios after 2008. Enormous decrease (from 54% to 20%) in weight of tangible assets (net) over total assets is the sign of invested capital is negatively affected after the global financial crises.
- ✓ Global financial crises affected negatively the profitability of the ship building sector with unstable and volatile profit margins and increasing production cost and operating expenses. (Figure-1)

Figure 1: Selected findings for Shipbuilding industry in Turkey

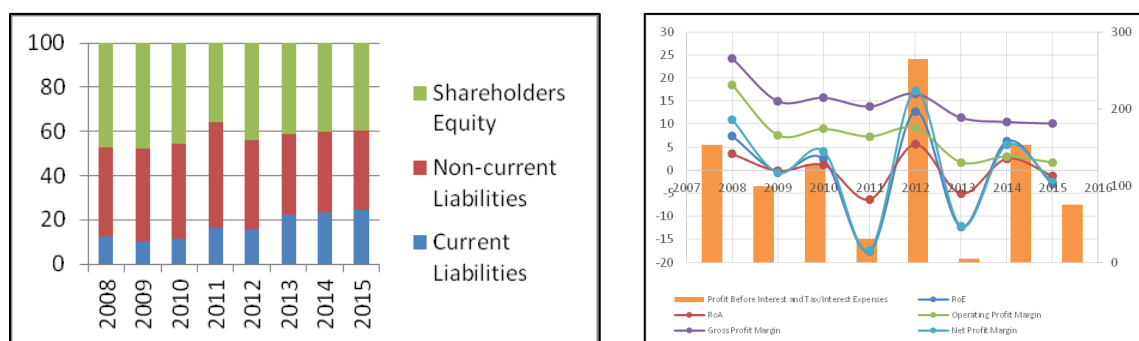
Source: CBRT, Authors' own calculation

Findings for Maritime Transportation

Similar findings are valid for the maritime transportation sector. Maritime sector in Turkey as a whole is affected by global financial crisis and the main outcome of this impact is reflected on the equity of the companies.

- ✓ The equity funding was around 47% in 2008 while it is decreased to 36% in 2011 and recovered again to 40% as of year end 2015 in the sea and coastal freight water transport sector. (Figure-2)
- ✓ In terms of financial structure of the sector, current liabilities almost doubled in last 9 years from 12.5% to 25%. It is resulted with especially worsen liquidity ratio such as cash ratio decreased from 78.5% to 17.3%.
- ✓ Short term receivable is the most affected portion of current assets. Global financial crises affected negatively the profitability of the sector with unstable and volatile profit margins and increasing service cost and operating expenses.
- ✓ Gross profit margin, operating profit margin decreased from 25% to 10% and 19% to 3% respectively during the observed period. Debt burden, unstable and volatile ROE and net profit margin prove the ongoing effects of the crises. (Figure-2)

Figure 2: Selected findings for Maritime Transportation



Source: CBRT, Authors' own calculation

We also compared our findings with the manufacturing industry and transportation industry for the last five years. Shipbuilding industry is the subset of manufacturing industry while it covers 24-33 companies itself against 3,421-3,803 manufacturing companies. Shipbuilding industry performance figures are generally below average of manufacturing industry in terms of liquidity, leverage, turnover ratios and profitability ratios. Manufacturing industry show signs of v shape recovery while shipbuilding industry operating profit margin and interest coverage ratios are still in trouble. Maritime transportation industry is the subset of transportation and storage industry while it is composed of 51-75 companies itself against 342-406 transportation companies. The liquidity of the maritime transportation firms are below average while performed as average of benchmark industry figures in turnover ratios and ratios of financial positions. Interest expenses to net sales figures prove the debt burden of firms and ongoing unstable profit margins.

4.CONCLUSION AND DISCUSSION

The global financial crisis is affected the Turkish shipping industry as a whole. Equity funding was around 15% in 2008 while it is increased to 22% in 2011 and dropped again to 10% as of year end 2015 in the shipbuilding sector. Similar but less speed capital loss observed in the manufacturing sector, but the financing is replaced by long term loans. However financing gap is funded with short term loans in shipbuilding sector and this preference negatively effected liquidity and profitability ratios. The equity funding was around 47% in 2008 while it is decreased to 36% in 2011 and recovered again to 40% as of year end 2015 in the sea and coastal freight water transport sector. Same intention to use short term funds also observed here while the transportation and storage sector funded itself with long term loans. Representation rate for each sector is low.

Global financial crises affected negatively the profitability of the ship building and sea and coastal freight water transport sectors with unstable and volatile profit margins and increasing production cost and operating expenses. In conclusion there is no normalization sign after 2008 in the shipping industry in Turkey. We observed a gradual growth in the World trade. However historically lower freight rates and imbalances in the shipbuilding industry cause debt burden and huge losses for the maritime companies. We explored the impact of global financial crisis in the shipping industry by using company accounts statistics of CBRT. This reserach findings can be used as a benchmark for the maritime companies to better understand their performance since 2008.

REFERENCES

- Berman, N. et al., (2012). Time to Ship during Financial Crises. NBER International Seminar on Macroeconomics, 9(1), pp.225–260. Available at: <http://www.jstor.org/stable/info/10.1086/669587>. (Erişim tarihi: 29.09.2017)
- Central Bank of Republic of Turkey (2016). Financial Accounts Report.
- Drobetz, W., & Merikas, A. G. (2013). Editorial. *Transportation Research Part E*, pp. 1-2.
- Drobetz, W., Gounopoulos, D., Merikas, A., & Schroeder, H. (2013). Capital structure decisions of globally-listed shipping companies. *Transportation Research Part E*, pp. 49-76.
- Easton, P.D., McAnally, M.L., Sommers, G.A., Zhang, X.J. (2015). *Financial Statement Analysis & Valuation*. 4th edition, Cambridge Business Publishers.
- European Parliament Directorate General for Internal Policies (2009). *The Involving Role of EU Seaports in Global Maritime Logistics – Capacities, Challenges and Strategies*. PE 419.121.
- Midoro, R., Musso, E., and Parola, F. (2005). "Maritime Liner Shipping and the Stevedoring Industry: Market Structure and Competition Strategies." *Maritime Policy & Management* 32 (2): 89-106.
- OECD WP6 (2017). *Imbalances in the Shipbuilding Industry and Assessment of Policy Responses*.
- Rodrigue, J.P., Notteboom, P., Pallis, A.A. (2011). The financialization of the port and terminal industry: revisiting risk and embeddedness. *Maritime Policy and Management*, Vol. 38, Issue 2, pp. 191-213.

Rodrigue, J.P.; Comtois, C. and Slack, B. (2009). The Geography of Transport Systems. 2nd edition. Routledge, New York.

Sayılgan, G & Uysal, B. (2011). "Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Sektörel Bilançoları kullanılarak sermaye yapısını belirleyen faktörler üzerine bir analiz: 1996-2008" Ankara Üniversitesi, SBF Dergisi, Cilt 66, No 4, s. 101-124.

Stephenson Harwood. (2006). Shipping Finance. Euromoney Books.

Stopford, M. (2009). Maritime Economics. London: Routledge.

Subramanyam, K. R. And Wild, J.J., (2009). Financial Statement Analysis. 10th Edition, New York, NY, McGraw- Hill Irwin.

Widiantoro, D.M. & Elvenes, V. (2012). Managing Risk in Financial Risk in Financial Market in Shipping. ACRN Journal of Finance and Risk Perspectives, Vol. 1, Issue 1, pp. 32-49.

CBRT (2016). Definitions of the Ratios <http://www3.tcmb.gov.tr/sektor/2016/Raporlar/eng/oran-ing.pdf>. (Erişim tarihi: 28.09.2017).

http://www3.tcmb.gov.tr/sektor/2016/menu_eng.php. (Erişim tarihi: 28.09.2017)

<http://www.denizticaretodasi.org.tr/sayfalar/dergi.aspx>. (Erişim tarihi: 29.09.2017)



Istanbul Finance Congress (IFC), November 2-3, 2017, Istanbul, Turkey

EVALUATION OF IFRS 17 INSURANCE CONTRACTS STANDARDS FOR INSURANCE COMPANIES

DOI: 10.17261/Pressacademia.2017.745

PAP-IFC- V.6-2017(9)-p.48-50

Serhat Yanik¹, Ece Bas²

¹Istanbul University, Department of management, Istanbul, Turkey. serhatyanik@hotmail.com

²Okan University, Institute of Social Sciences, Istanbul, Turkey. ece.bs@hotmail.com

To cite this document

Yanik, S., Bas, E., (2017). Evaluation of IFRS17 insurance contracts standards for insurance companies. PressAcademia Procedia (PAP), V.6., p. 48-50.

Permanent link to this document: <http://doi.org/10.17261/Pressacademia.2017.745>

Copyright: Published by PressAcademia and limited licenced re-use rights only.

ABSTRACT

Objective- The new IFRS 17 "Insurance Contracts" Standard, which could change the accounting of all enterprises drawing up insurance contracts and the investment contracts with discretionary participation feature radically, will be applied in the annual reporting periods starting on January 1, 2021 or after that date, and replace TFRS 4 "Insurance Contracts" standard that is currently in force. This study examines the IFRS 17 standard from the viewpoint of the insurance companies, and also discusses the revisions made within the scope of TFRS 4 that is in force until the start of the application of the IFRS 17 standard, and the accompanying right of exemption in application of the TFRS 9 "Financial Instruments" standard. Since there is no sufficient study on this subject in our country, it is targeted to contribute to understanding of the subject by including application examples in this study.

Methodology- This study uses case method, qualitative interview (in-depth interview), and review method as the research method. The basic reason for selecting this method is that the method is appropriate for the aim of the study, and an effective method investigating a special situation based on insurance companies systematically in the studies on the "Insurance Contracts" standard.

Findings- IFRS 17 will be beneficial for both investors and the insurance companies by requiring recognition of all insurance contracts consistently, and by solving the comparison problems created by the TFRS 4. IFRS 17 requires an up-to-date measurement model in which the estimations are measured again in each reporting period. The measurement is based on the building blocks of the discounted, probability-weighted cash flows, a risk correction, and a contractual service margin representing the unearned profit of the contract. Within the scope of IFRS 17, the enterprises have an accounting policy option to recognize the changes in the discount rate or the other assumptions related to the financial risks in the profit or loss, or in the other comprehensive income. Within the scope of TFRS 4, on the other hand, it will provide all companies drawing up insurance contracts with an option to recognize the fluctuation possible to occur when TFRS 9 is applied before implementation of the new insurance contracts standard in the other comprehensive income statement instead of profit or loss.

Conclusion- The IFRS 17 insurance contracts standard will replace TFRS 4, and ensure the creation of the single and consistent measurement model that meets the supplementary disclosure requirements intended for increasing the transparency for all insurance contracts prepared by the companies issuing reports in accordance with the International Financial Reporting Standards. Within this scope, the Insurance liabilities will be recognized by using updated values instead of historical cost, and the readers of financial statements will have been provided with more effective and accurate information.

Keywords: Turkish Accounting Standard (TAS) , International Financial Reporting Standards, insurance companies, insurance contracts, financial instruments

JEL Codes: M41, M42

YENİ UYGULANACAK OLAN UFRS 17 SİGORTA SÖZLEŞMELERİ STANDARDININ SİGORTA ŞİRKETLERİ AÇISINDAN DEĞERLENDİRİLMESİ

ÖZET

Amaç- Sigorta sözleşmeleri ile isteğe bağlı katılım özelliğine sahip yatırım sözleşmeleri düzenleyen tüm işletmelerin muhasebesini temelden değiştirebilecek olan yeni UFRS 17 "Sigorta Sözleşmeleri" standardı, 1 Ocak 2021 tarihinde veya bu tarihten sonra başlayan yıllık

raporlama dönemlerinde uygulanacak olup yürürlükte olan TFRS 4 " Sigorta Sözleşmeleri "standardının yerini alacaktır. Bu çalışmada UFRS 17 standardı Sigorta işletmeleri açısından incelenmiş olup, UFRS 17 standardı uygulanmaya başlayana dek mevcut durumda yürürlükte olan TFRS 4 kapsamında yapılan değişiklikler ve beraberinde getirdiği TFRS 9 " Finansal Araçlar" standardının uygulanmasındaki muafiyet hakkı da ele alınmıştır. Ülkemizde bu konu ile ilgili yeterli sayıda çalışma yapılmamış olması nedeniyle uygulamaya dönük örnekler yer verilerek konunun anlaşılmasına katkı sağlanması hedeflenmiştir.

Yöntem- Söz konusu çalışmada araştırma yöntemi olarak örnek olay yöntemi, nitel görüşme (derinlemesine görüşme) ve inceleme metodu kullanılmıştır. Bu yöntemin seçilmesinin en temel nedeni, yöntemin çalışmanın amacıyla uygun olması, "Sigorta Sözleşmeleri" standardı çalışmalarında sigorta işletmeleri alanına dayalı özel bir durumun veya sistematik bir araştırmasını yapan etkili bir yöntem olmasıdır.

Bulgular- UFRS 17, tüm sigorta sözleşmelerinin tutarlı bir şekilde muhasebeleştirilmesini gerekli kılarak, UFRS 4'ün yarattığı karşılaştırma sorunlarını çözerek, hem yatırımcıların hem de sigorta şirketlerinin bu durumdan faydalanmasını sağlayacaktır. UFRS 17, her raporlama döneminde tahminlerin yeniden ölçüldüğü bir güncel ölçüm modeli gerektirir. Ölçüm, iskonto edilmiş, olasılık ağırlıklı nakit akışlarının yapı taşlarına, bir risk düzeltmesine ve sözleşmenin kazanılmamış karını temsil eden sözleşme uyarınca bir hizmet marjına dayanır.UFRS 17 kapsamında işletmeler, iskonto oranındaki ve finansal risklere ilişkin diğer varsayımlardaki değişikliklerin kar veya zararda veya diğer kapsamlı gelirden muhasebeleştirilmesi için bir muhasebe politikası seçeneğine sahiptir. TFRS 4 kapsamında ise Sigorta sözleşmeleri tanzim eden tüm şirketlere yeni sigorta sözleşmeleri standardı uygulamaya geçmeden önce TFRS 9 uygulandığında ortaya çıkabilecek olan dalgalanmayı kar veya zararda muhasebeleştirme yerine diğer kapsamlı gelir tablosunda muhasebeleştirme opsiyonu sağlayacaktır.

Sonuç- UFRS 17 sigorta sözleşmeleri standardı, UFRS 4'ün yerini alacak ve Uluslararası Finansal Raporlama Standartları uyarınca raporlayan şirketler tarafından çıkarılan tüm sigorta sözleşmeleri için şeffaflığı artırılmasına yönelik tamamlamayı açıkla gerekliliklerine sahip tek ve tutarlı ölçüm modelinin oluşturulmasını sağlayacaktır. Bu kapsamda Sigorta yükümlülükleri, tarihi maliyet yerine güncel değerler kullanılarak muhasebeleştirilecek ve finansal tablo okuyucularına daha etkin ve doğru bir bilgi sağlanmış olacaktır.

Anahtar Kelimeler: TMS, UFRS, sigorta şirketleri, sigorta sözleşmeleri, finansal araçlar

JEL Kodları: M41, M42

1.GİRİŞ

Sigorta İşletmeleri muhasebe uygulamaları açısından diğer sektörlere göre çok farklı bir muhasebe organizasyonuna sahiptir. Bir üretim işletmesinde mamulün maliyetine yüklenen tutarları üretilen mamul adedine bölerek birim üretim maliyetini bulabilirken, Ticaret işletmesi satacağı malın maliyetini alış anında tespit edebiliyorken Sigorta sektöründe gerçekleşmiş bir maliyet bulunmamaktadır. Çünkü üretim işletmesi satacağı mamulü önce üretir ardından mamulün üretim maliyeti üzerine diğer giderlerini ve kar payını da ekleyerek satış fiyatını ortaya çıkartırken Sigorta işletmelerinde satış önceden yapılmakta, giderler ise ileride beklenen riskin ortaya çıkması durumunda belli olmaktadır. Satılan polise için hasar ödenmesi durumu sözleşme süresince belirsiz kalmaktadır. Bu sebeple, Sigorta işletmelerinde maliyet hesapları ve kayıt sistemleri diğer sektörlere göre farklılık göstermektedir. Yapılan izahatlar ışığında, üretim ve ticaret işletmelerinin hazırladığı finansal tablolar Sigorta sektörünün ihtiyacını karşılamamaktadır.

Sigorta şirketlerinde kar/zararın doğru gösterilmesinin imkanı yoktur. Çünkü şirketlerin ayırmış oldukları karşılık tutarları geçmiş yıl istatistiklerinden hareketle hazırlanmıştır ve bu karşılıklarda sapma olması doğal karşılanmaktadır. İstatistiksel hesaplarla ayrılan karşılığın şirketin gelirinden gider olarak düşülmesi de şirketin karlılığının değişmesine neden olmaktadır (Kırloğlu vd.,2016).

Sigorta sözleşmeleri için özel olarak hazırlanan "UFRS 4 Sigorta Sözleşmeleri" standardı iki kısımdan oluşmaktadır. Standardın birinci kısmı Mart 2004'te hazırlanmış olup bu standardla Sigorta şirketlerinin Sigorta sözleşmelerinde ortaya çıkan gelecekteki belirsiz nakit akışları, zamanlama ve miktarlarında iyileştirme yapılması hedeflenmektedir. Ülkemizde TFRS 4 ile mevcut Sigorta muhasebe sisteminin zayıflıklarının ve tutarsızlıklarının ortadan kaldırılması hedeflenmektedir. Ancak Türkiye'de Sigorta sektöründe henüz TFRS 4 uygulanmamaktadır. Zira Sigorta sektörüne ilişkin muhasebe uygulamaları Hazine Müsteşarlığının çıkarmış olduğu Yönetmelikler kapsamında gerçekleştirilmektedir. Bu yönetmeliklerden bir tanesi TMS 1: Finansal Tabloların Sunuluşu ve TFRS 4: Sigorta Sözleşmeleri Standartlarını kapsam dışında bırakmaktadır (Kırloğlu vd.,2016).

Sigorta sözleşmeleri ile isteğe bağlı katılım özelliğine sahip yatırım sözleşmeleri düzenleyen tüm işletmelerin muhasebesini temelden değiştirebilecek olan yeni UFRS 17 "Sigorta Sözleşmeleri" standardı, 1 Ocak 2021 tarihinde veya bu tarihten sonra başlayan yıllık raporlama dönemlerinde uygulanacak olup yürürlükte olan TFRS 4 " Sigorta Sözleşmeleri "standardının yerini alacaktır.

2.VERİ, YÖNTEM, BULGULAR, ANALİZ

Yeni uygulanacak olan UFRS 17 Sigorta Sözleşmeleri Standart, 2004 yılında ara dönem standardı olarak getirilmiş olan UFRS 4'ün yerini alacak olup erken uygulama seçeneği ile birlikte 1 Ocak 2021'den itibaren geçerli olacaktır. Sigorta yükümlülükleri, tarihi maliyet yerine güncel değerler kullanılarak muhasebeleştirilecek ve Finansal tablo okuyucularına daha yararlı olan bu bilgiler, düzenli olarak güncellenecektir (PwC, 2017).

UFRS 17, tüm sigorta sözleşmelerinin tutarlı bir şekilde muhasebeleştirilmesini gerekli kılarak, UFRS 4'ün yarattığı karşılaştırma sorunlarını çözerek, hem yatırımcıların hem de sigorta şirketlerinin bu durumdan faydalanmasını sağlayacaktır. UFRS 17, her raporlama döneminde tahminlerin yeniden ölçüldüğü bir güncel ölçüm modeli gerektirir. Ölçüm, iskonto edilmiş, olasılık ağırlıklı nakit akışlarının yapı taşlarına, bir risk düzeltmesine ve sözleşmenin kazanılmamış karını temsil eden sözleşme uyarınca bir hizmet marjına dayanır. UFRS 17 kapsamında işletmeler, iskonto oranındaki ve finansal risklere ilişkin diğer varsayımlardaki değişikliklerin kar veya zararda veya diğer kapsamlı gelirden muhasebeleştirilmesi için bir muhasebe politikası seçeneğine sahiptir. UFRS 4 bugüne kadar sigorta şirketlerinin kendi ulusal muhasebe standartlarını kullanarak sigorta sözleşmelerinin muhasebeleştirilmesini sağlarken, çok sayıda farklı yaklaşımla sonuçlandı. Bu durumda yatırımcıların benzer şirketlerin mali performansını karşılaştırması zorlaştı.

TFRS 4 kapsamında ise Sigorta sözleşmeleri tanzim eden tüm şirketlere yeni sigorta sözleşmeleri standardı uygulamaya geçmeden önce TFRS 9 uygulandığında ortaya çıkabilecek olan dalgalanmayı kar veya zararda muhasebeleştirme yerine diğer kapsamlı gelir tablosunda muhasebeleştirme opsiyonu sağlayacaktır. Bir başka deyişle, UFRS 17, bir işletme tarafından tanzim edilen sigorta sözleşmeleri, tüm reasürans sözleşmeleri ve işletmenin ayrıca sigorta sözleşmeleri tanzim ettiği durumda isteğe bağlı katılım özelliklerine sahip yatırım sözleşmelerine uygulanır. Birincil amacı hizmet sunumu olan sabit ücretli hizmet sözleşmeleri için, işletmelerin UFRS 17 veya UFRS 15 uyarınca muhasebeleştirilecekleri bir muhasebe politikası seçeneği vardır. Saklı türevler ve farklı yatırım ve hizmet unsurları, ilgili IFRS'lere göre ayrıştırılmalı ve ayrı ayrı muhasebeleştirilmelidir. İhtiyari olarak diğer unsurların ayrıştırılması yasaktır.

Sunum ve ölçüm için, ilk muhasebeleştirmede, işletmelerin bir portföyü (yani benzer risklere tabi olan ve tek bir havuz olarak yönetilen sözleşmeler) üç grup sözleşmeye ayırması gereklidir; ivazlı, ivazlı olma riski bulunmayan, ve bakiye sözleşmeler. Bir yıldan daha fazla süre ayrı olarak ihraç edilen sözleşmeler aynı grupta olmamalıdır.

Gelecekteki hizmetlerle ilgili nakit akışlarındaki değişim, sözleşme uyarınca hizmet marjı karşılığında muhasebeleştirilmelidir. Sözleşme uyarınca hizmet marjı negatif olamaz, bu nedenle kalan sözleşme uyarınca hizmet marjından daha büyük olan gelecekteki nakit akışlarındaki değişiklikler kar veya zararda muhasebeleştirilir. Faiz, sözleşme uyarınca hizmet marjı üzerine, bir sözleşmenin ilk muhasebeleştirilmesinde kitlenen oranlardan eklenmektedir. Sunulan hizmeti yansıtmak için, her dönem sözleşme uyarınca hizmet marjı zamanın geçmesine bağlı olarak kar veya zararda muhasebeleştirilir. (PwC,2017).

UFRS 17 kapsamında işletmelerin uygulayabileceği bir diğer muhasebe politikası ise iskonto oranındaki ve finansal risklere ilişkin diğer varsayımlardaki değişikliklerin kar veya zararda veya diğer kapsamlı gelirden muhasebeleştirilmesidir.

3.SONUÇ

UFRS 17 sigorta sözleşmeleri standardı, UFRS 4'ün yerini alacak ve Uluslararası Finansal Raporlama Standartları uyarınca raporlayan şirketler tarafından çıkarılan tüm sigorta sözleşmeleri için şeffaflığın artırılmasına yönelik tamamlayıcı açıklama gerekliliklerine sahip tek ve tutarlı ölçüm modelinin oluşturulmasını sağlayacaktır. Bu kapsamda Sigorta yükümlülükleri, tarihi maliyet yerine güncel değerler kullanılarak muhasebeleştirilecek ve finansal tablo okuyucularına daha etkin ve doğru bir bilgi sağlanmış olacaktır.

UFRS 17, işletmeleri finans, aktüeryal, sistem geliştirme alanlarının (örneğin, ürün tasarımı ve dağıtımı, gözden geçirilmiş teşvik ve daha geniş ücret politikalarının geliştirilmesi ve iş planlamasına giren yeniden yapılandırılmış bütçeleme ve tahmin metodolojileri) ötesinde etkileyecektir. Nakit vergi pozisyonu ve temettüleri üzerinde hem geçmiş hem de ilerleyen dönemlerde etkisi olabilir. UFRS 17'nin uygulanması üç yıldan fazla sürebileceği göz önünde bulundurulmalıdır Bir uygulama yol haritası oluşturmak için fark analizi ve etki değerlendirmeleri, işletmelerin ayrıntılı uygulama projelerine başlamasını sağlayabileceği hususu dikkate alınmalıdır.

KAYNAKLAR

- Akbulut, A. (2015) , Karşılaştırılmalı TMS/TFRS-Vergi Uygulamaları ve Sonuçları, İstanbul: Maliye Hesap Uzmanları Derneği: 1213-1219
- Ciesielski, J. T., & Weirich, T. R. (2015) Revenue Recognition: How It Will Impact Three Key Sectors, Journal of Corporate Accounting & Finance, 26(3), pp. 31-39.
- Çalıdağ, Y. (1976), Sigorta İşletmeleri ve Muhasebenin İncelenmesi, Ankara: Ankara İktisadi ve Ticari İlimler Akademisi Yayınları, Ss. 77
- Epstein, B. ve Jermakowicz E. (2008), IFRS Policies and Procedures, USA: John Wiley & Sons Inc, ss. 86-8
- 7IAS 17 (2017), <https://www.iasplus.com/en/standards/ifrs/ifrs-17> (Erişim Tarihi 30.09.2017)
- IAS 17 Review (2017), http://ec.europa.eu/internal_market/accounting/docs/consolidated/ias17_en.pdf, (Erişim Tarihi 30.09.2017)
- Insurance Contracts (2017), <http://www.ifrs.org/projects/2017/insurance-contracts/>,(Erişim Tarihi 30.09.2017)
- Karacan, S., (2013), Sigorta İşletmeleri ve Muhasebe Sistemi, S.Aslandoğlu (Ed.) Banka ve Sigorta Muhasebesi, Eskişehir: Anadolu Üniversitesi, Ss. 170-196.
- Kırloğlu, H. ve Demirci, Ş. (2016), TMS ve TFRS'ler ile Tam Uyumlu Sigorta Şirketlerinde Muhasebe Uygulamaları, Nobel Yayınları,Ankara, Ss.2-140.
- Özkan, T. (2007), TDHP Sisteminde Sigorta Muhasebesi, S. Oksay (Ed.), Sigorta Araştırma ve İnceleme Yayınları 10, İstanbul, TSEV, Ss.48.Pekiner,
- PwC, Sigorta Sözleşmeleri Standardı (2017), <https://www.pwc.com.tr/tr/hizmetlerimiz/denetim/ufrs-raporlamasi/bultenler/ufrs-17-sigorta-sozlesmeleri-standardi.html>, (Erişim Tarihi 30.09.2017)
- Yanik, S. (2016), Sigorta Acentelerinde Yönetim ve Muhasebe Uygulamaları, Seçkin Yayınları, İstanbul, Ss.30-120.
- Yanik, S. ve Özerhan, Y. (2015), TMS TFRS Açıklamalı ve Örnek Uygulamalı Türkiye Muhasebe Standartları Türkiye Finansal Raporlama Stand., TURMOB Yayınları, Ankara, ss. 30
- Türkiye Sigorta Birliği (TSB), <https://www.tsb.org.tr/sigortacilik-hesap-plani.aspx?pageID=826>, (Erişim Tarihi 01.11.2017)