

JOURNAL OF STATISTICS & APPLIED SCIENCES

JOURNAL OF STATISTICS & APPLIED SCIENCE, VOLUME - 2, ISSUE - 1
İSTATİSTİK VE UYGULAMALI BİLİMLER DERGİSİ, CİLT - 2, SAYI- 1
E-ISSN 2718-0999

μ



χ^2
 Σ
 μ
 λ

σ

λ

CİLT 2, SAYI 1, 2021



Journal of Statistics & Applied Science, Volume-2, Issue -1
ISSN 2718-0999

-JOURNAL OF STATISTICS & APPLIED SCIENCE- -İSTATİSTİK VE UYGULAMALI BİLİMLER DERGİSİ-

Haziran 2021

Volume: 2 Issue: 1

Cilt: 2 Sayı: 1

Baş Editör / Editor in- Chief

Abdulkadir Keskin

Yayın Türü: 6 Aylık, Uluslararası, Hakemli

e-ISSN: 2718-0999

Dizinleme Bilgileri/ Abstracting and Indexing Services

ASOS
indeks



İletişim / Contact

E-posta: jsas.journal@gmail.com

<https://dergipark.org.tr/tr/pub/jsas>

BİLİM VE DANIŞMA KURULU

Prof. Dr. Serpil AKTAŞ ALTUNAY	HACETTEPE ÜNİVERSİTESİ
Prof. Dr. Filiz KARAMAN	YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
Prof. Dr. Musa ŞAHİN	YALOVA ÜNİVERSİTESİ
Prof.Dr. Ersoy ÖZ	YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
Doç .Dr. Atıf Ahmet EVREN	YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
Doç. Dr. Serpil KILIÇ DEPREN	YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
Doç.Dr. Serhat YÜKSEL	İSTANBUL MEDİPOL ÜNİVERSİTESİ
Doc. Dr. Cevdet KIZIL	İSTANBUL MEDENİYET ÜNİVERSİTESİ
Doc. Dr. Abdulkadir ATALAN	GAZİANTEP İSLAM BİLİM ve TEKNOLOJİ ÜNİVERSİTESİ
Doc. Akansel YALÇINKAYA	İSTANBUL MEDENİYET ÜNİVERSİTESİ
Doc. Mertcan TAŞÇIOĞLU	İSTANBUL MEDENİYET ÜNİVERSİTESİ
Doc. Dursun YENER	İSTANBUL MEDENİYET ÜNİVERSİTESİ
Dr. Doğan YILDIZ	YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
Dr. Nuran ÇAKIR YILDIZ	İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ - CERRAHPAŞA
Dr. Ömer BİLEN	BURSA TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
Dr. Adilson SİLVA	CAPE VERDE ÜNİVERSİTESİ
Dr. Elif TUNA	YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
Dr. Fatih YİĞİT	İSTANBUL MEDENİYET ÜNİVERSİTESİ
Dr. Tutku SEÇKİN ÇELİK	İSTANBUL MEDENİYET ÜNİVERSİTESİ
Dr. Burak LEBLEBİCİOĞLU	İSTANBUL MEDENİYET ÜNİVERSİTESİ
Dr. Mehmet Fatih KAYA	PİRİ REİS ÜNİVERSİTESİ
Dr. Esmâ GÜNEŞ KAYA	PİRİ REİS ÜNİVERSİTESİ
Dr. Enes FİLİZ	FIRAT ÜNİVERSİTESİ
Dr. Hasan DİLBAŞ	YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
Dr. Mustafa YAPAR,	RECEP TAYİP ERDOĞAN ÜNİVERSİTESİ
Dr. Burcu KUZUCU YAPAR,	İSTANBUL MEDENİYET ÜNİVERSİTESİ

EDİTÖR KURULU

Abdulkadir KESKİN	Baş Editör	İSTANBUL MEDENİYET ÜNİVERSİTESİ
Abdulkadir ATALAN	Yardımcı Editör	GAZİANTEP İSLAM BİLİM ve TEKNOLOJİ ÜNİVERSİTESİ
Mehmet Şamil GÜNEŞ	Yardımcı Editör	YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
Doğan YILDIZ	Uygulamalı İstatistik Alan Editörü	YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
Ahmet Atıf EVREN	Teorik İstatistik Alan Editörü	YILDIZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ
Gökçe GÖK	Sosyal Bilim Alan Editörü	İSTANBUL MEDENİYET ÜNİVERSİTESİ
Burak LEBLEBİCİOĞLU	Sosyal Bilimler Alan Editörü	İSTANBUL MEDENİYET ÜNİVERSİTESİ
Yasemin Ayaz ATALAN	Mühendislik Alan Editörü	YOZGAT BOZOK ÜNİVERSİTESİ



Berat KARA	Yayın Editörü	İSTANBUL MEDENİYET ÜNİVERSİTESİ
Abdurrahman KESKİN	Yayın Editörü	İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
Abdulkadir ATALAN	Yabancı Dil Editörü	GAZİANTEP İSLAM BİLİM ve TEKNOLOJİ ÜNİVERSİTESİ
Tutku SEÇKİN ÇELİK	Yabancı Dil Editörü	İSTANBUL MEDENİYET ÜNİVERSİTESİ
Recep Uğurcan ŞAHİN	Mizanpaj Editörü	YALOVA ÜNİVERSİTESİ

İletişim E-posta: jsas.journal@gmail.com : <https://dergipark.org.tr/pub/jsas>



ÖNSÖZ

İstatistik disiplini özellikle uygulama alanında, diğer disiplinlerle birlikte kullanılan ve araştırmaya objektiflik kazandırarak çalışmalarını daha bilimsel hale getirmektedir. İstatistik disiplininin uygulama boyutu diğer disiplinlerle yaygın olarak kullanılmasına rağmen, istatistik disiplininin uygulama alanına yönelen yeni yöntemleri bilim insanlarına tanıtan bilimsel dergiler azdır. Derginin kuruluş amacı bu boşluğu doldurarak multidisipliner çalışmalarını güçlendirmektir. İstatistik ve Uygulamalı Bilimler Dergisi, gerçek yaşamdaki problemler için geliştirilen ve geniş bir bilimsel etkiye sahip yöntemler hakkında net ve erişilebilir makaleler yayınlamaktır. Dergi, orijinal araştırma makalelerine öncelik vermektedir. Genel olarak, orijinal araştırma raporları bir alanda bir ya da iki zorluğu ortaya koymalı, ilgili verileri içermeli, zorlukları çözmek için yeni bir yöntem sunmalı ve önerilen yöntemin ilgili mevcut yöntemlerle daha önce doğru ya da en iyi şekilde cevaplanmayan soruları cevapladığını göstermelidir. Temmuz ve Aralık olmak üzere yılda iki sayı olarak yayınlanmaktadır. Yayımlanmak üzere kabul edilen yayınların her türlü yayın/telif haklarının dergiye ait olduğu yazar tarafından kabul edilir. Dergide yayımlanan makalelerin dil, etik, yasal ve bilimsel sorumluluğu yazara aittir. Makaleler kaynak gösterilmeden kullanılamaz. Tüm hakları saklıdır. İstatistik ve Uygulamalı Bilimler Dergisi'ne yayımlanmak üzere gönderilen çalışmalardan herhangi bir başvuru veya değerlendirme ücreti alınmamaktadır. Sadece DergiPark sistemi üzerinden başvurusu yapılan yayınlar değerlendirmeye alınır.

EDİTÖR

Abdulkadir Keskin



İÇİNDEKİLER

Development of Design of Experiment Optimization to Obtain High-Quality Sugar 1-7 Yasemin Ayaz Atalan ve Abdulkadir Atalan	1-7
Bayesçi ANOVA (BANOVA): Ankara'da Hava Kirliliği Üzerine Bir Uygulama Serpil Aktaş Altunay	8-22
A new closed form for Libby-Novick beta class of generalized distributions with applications to Weibull model Mohammed Ali Ahmed	23-42
Kamu Yönetim Etkinliği ve Yolsuzluğun Doğrudan Yabancı Yatırımlar ile İlişkisinin İncelenmesi: E7 Ülkeleri Üzerine Bir Analiz Arzu Dilaveroğlu ve İrfan Ersin	43-54
Makro İktisadi Göstergelerin Ekonomik Güven Üzerindeki Etkilerinin Analizi: Türkiye Örneği İbrahim Aytekin ve Şeyma Bozkaya	55-68

Article

Received: date: 2.03.2021

Accepted: date: 21.03.2021

Published: date: 30.06.2021

Development of Design of Experiment Optimization to Obtain High-Quality Sugar

Yasemin Ayaz Atalan¹, Abdulkadir Atalan^{2,*}

¹Bozok University, Faculty of Engineering and Architecture, Yozgat, Turkey, yasemin.ayaz@bozok.edu.tr

²Gaziantep Islam Science and Technology University, Faculty of Engineering and Natural Sciences, Gaziantep, Turkey

Orcid: 0000-0001-7767-0342¹ Orcid: 0000-0003-0924-3685²

*Corresponding Author, e-mail: abdulcadir.atalan@gibtu.edu.tr

Abstract: This study aimed to use the design of experiment technique to calculate the optimum values of dependent and independent variables considered in the production of quality sugar. This study consists of two stages. Firstly, four different independent variables and one dependent variable data were used for this study. The levels and limits of independent factors were determined as a result of descriptive statistical analysis. They were considered the experiment as a two-level system; a full-factorial design of experiment, including 2⁴ experiments with three replications, was made. Statistical analysis was performed using the data obtained, and it was determined whether the independent variables had an effect on the dependent variable. In the second stage of the study, the optimization model developed in order to obtain optimum results for both dependent and independent variables was run. According to the optimum data obtained in the optimization model, the quality-sugar score was calculated as 13.5821 according to 95% confidence and prediction interval, while the color of sugar was determined to be brown.

Keywords: Design of experiment, quality-sugar score, input variables, output variables

1. Introduction

This study is discussed on the quality of sugar that people consume a lot in daily life. Sugar consumption occurs in many types of food produced. For this reason, the quality of the sugar used in the quality of the produced product is discussed. In this study, the design of experiment method was preferred to increase the quality of the sugar produced. With this method, an optimization model was developed, and optimum values were obtained for the high-quality sugar score. The basis of sugar production is based on sugar cane, which was grown in different parts of the world thousands of years ago and is a vital foodstuff [1]. Sugar production in today's technology consists of two stages: refining the raw sugar obtained from sugar cane or sugar beets [2]. In sugar production, sugar canes or sugar beets must go through some chemical processes in order to turn into refined sugar [3], [4]. In this study, some of the chemical processes are considered independent variables.

The design of experiment is used by researchers in many fields, especially in studies that require experimentation [5]–[8]. In some studies, not the production of raw sugar, but the experimental design method was used to increase the yield from sugar beet, which is the raw material of raw sugar [9]. The design of experiment has been used in some studies to optimize sugar-related processes [10]. However, this study is directly aimed at increasing the quality of sugar using this method. Using this method is to have more than one variable in an experiment and measure the effects of these variables easily. The

method of experimental design consists of many stages. However, there are three most important processes. These processes are defined as randomization, replication, and blocking [11]. In this study, two processes other than blocking are discussed.

Another critical stage in the design of experiment is to determine the types and levels of variables to be used in the design. There are two types of variables or factors [12]. Independent variables and dependent variables are the cornerstones of the design of experiment [13]. It is one of the best methods developed to measure the effect of independent variables on dependent variables in the design of experiment [14], [15]. In this study, four different independent variables and one dependent variable are defined to calculate the optimum value of the quality sugar score. We have investigated the factors which may have possible effects on sugar quality. This experiment is designed in a factory producing sugar. The main objective is analyzing these factors and coming up with some recommendations of these factor levels to get the high sugar quality.

There are different techniques in the method of experimental design [16]. Some of these techniques are included in the literature as full-factorial design, fractional factorial design, response surface design (central composite design, Box-Behnken design), mixture design, screening design. The researchers preferred these designs depending on the types, levels, data numbers of the dependent and independent variables used for the experiment, and most importantly, the cost and time of the experiment [5]. If less data is needed in terms of cost and time, other design types are used instead of full-factorial design. For example, if a full-factorial design is used for an experiment with two levels and five independent factors, 32 data is needed, while a fractional factorial design requires 16 or 8 data. The full-factorial experiment design was used depending on the data and the level of factors obtained in this study.

This study includes four sections. The first section deals with the literature review of studies related to the design of experiments and sugar production. The second part gives detailed information about the methodology of the study. The results obtained from the method mentioned in the methodology section were discussed in the third section. In the last section, a conclusion about the research has been provided.

2. Materials and Methods

2.1. Design of Experiment

The design of experiment approach developed by Ronald Fisher in the early 1920s is widely used in many scientific fields that require experimentation [5], [17]. The central concept of the design of experiment is that it deals with the effect of independent variables on the dependent variable in detail [18]. In the design of experiment, the impact of independent variables on the dependent variable is examined depending on the levels of the variables.

There are three different steps to be considered in the design of experiment (Besides the principles of randomization, blocking, and replication [19], [20], other steps for this study are discussed):

- determination of dependent and independent variables: dependent variables are represented by the symbol y , while independent variables are defined with x . The number of independent variables is shown as d in this study.
- determining the independent variables' levels: the levels of the independent variables are represented by the symbol l .
- Determining the number of replications: The trials to be made in the experiments are done in a random order [17]. The notation n represents replication.

The design combination for an experiment is obtained using the following formula in the design of experiment:

$$\text{the number of run} = n.l^d \quad (1)$$

The above formula is valid for full-factorial design in the design of experiment and the same number of levels for each independent variable.

2.2. Selection of input and output variables and their Levels

Four independent variables and one dependent variable were chosen for this study because they play an important role in the production of quality sugar. Experts have determined these variables as factors that can affect the sugar quality level. While the independent variables were determined as absorption, conductivity, drying loss rate during the drying process, and sugar color, the sugar quality score was considered the dependent variable. The visual of white sugar and brown sugar is given in **figure 1**.



Figure 1. The visual of white and brown sugar [21]

With the design of experiment, the correct combination of the factor levels of different independent variables is obtained, and the constraint equations of the optimization model are formed in order to obtain the highest sugar quality. The dependent variable is accepted as the objective function of the optimization model developed for this study.

2.3. Full-Factorial Design of Experiment

There are four main factors to be considered in this experiment as described above. Each of the factors has two levels. Therefore, we have decided to apply for the 2^d –factorial design (d, number of factors). Accordingly, we have to consider a total of $2^d - 1$ (= 15) effects which concerned the input factors and their interactions –second order, third order [22], and fourth-order.

We have focused on analyzing three replicated full factorial two-level designs, typically referred to as a 2^d factorial design (d factors, all crossed, with two levels each). Because we did three replicated experiments, we have just 48 runs. The coded and actual levels notations of decision variables are shown in **Table 1**.

Table 1. The coded and actual levels notations of decision variables

Factors	Notations	Level 1	Level 2
		Coded Level -1 Value	Coded Level 0 Value
Absorbance	x_1	x_1^l	x_1^u
Conductivity	x_2	x_2^l	x_2^u
Dryness Loss	x_3	x_3^l	x_3^u
Color	x_4	x_4^l	x_4^u

MINITAB 18.0 statistical software was used for this study to statistically analyze the data and to optimize the quality of sugar score.

2.4. Optimization Model

In this study, an optimization model has been developed to calculate the optimum values of dependent and independent variables used for quality sugar production. In the optimization model, the objective function is determined as the sugar quality, while the constraints are considered the minimum and maximum values that the independent variables will take. The objective function is the regression

equation obtained as a result of experimental design analysis. The optimization model was created in the form of a closed formula as follows [18], [23]:

Objective function:

$$y_{max} = \beta_0 + \sum_i^n \beta_i x_i + \sum_{i<j} \beta_{ij} x_i x_j + \sum_{i<j<k} \beta_{ijk} x_i x_j x_k + \sum_{i<j<k<m} \beta_{ijkl} x_i x_j x_k x_m + \epsilon_i \quad (2)$$

s.t.

$$x_i^l \leq x_i \leq x_i^u, i = \{1, 2, \dots, n\} \quad (3)$$

where x_i^l and x_i^u represent the lower and upper limits for the decision variables (input or independent factors). x_i symbolizes the optimum or feasible values that the decision variables will take. The regression equation representing the objective function is derived for four independent variables.

3. Results

For this study, four independent variables and one dependent variable were considered. Descriptive statistical data of the variables considered are given in **Table 2**. In particular, minimum and maximum values were calculated for each variable. With the acquisition of these values, the levels and limits of the independent variables are also determined.

Table 2: The descriptive statistical data for variables

Statistics	x_1	x_2	x_3	x_4	y
Mean	0.10600	20.0000	0.07450	0.0000	13.5030
SE Mean	0.00087	0.37900	0.00955	0.1460	0.00848
StDev	0.00606	2.62800	0.06619	1.0110	0.05870
Variance	0.00004	6.90400	0.00438	1.0210	0.00345
Sum of Square	0.54106	19524.5	0.47234	48.000	8752.68
Minimum	0.10000	17.4000	0.00900	-1.0000	13.3950
Q1	0.10000	17.4000	0.00900	-1.0000	13.4600
Median	0.10600	20.0000	0.07450	0.0000	13.5000
Q3	0.11200	22.6000	0.14000	1.0000	13.5500
Maximum	0.11200	22.6000	0.14000	1.0000	13.6180
Skewness	0.00000	0.00000	0.00000	0.0000	0.06000

For this study, the statistical analysis of the data of 48 scenarios (design, run) was made by using the full factorial design method. The statistical analysis's reliability values were calculated as 0.972 for R^2 , 0.958 for adjusted R^2 , and 0.936 for predicted R^2 , respectively. The statistical analysis of decision variables was performed not only individually but also interactively in this analysis. ANOVA data of the decision variables are shown in **Table 3**.

Table 3: ANOVA results for decision variables

Status	Variables	Adj SS	Adj MS	F-Value	P-Value
Model	Model	0.157448	0.010497	72.530	0.001
Individual	x_1	0.000727	0.000727	5.0200	0.032

	x_2	0.028940	0.028940	199.96	0.001
	x_3	0.096571	0.096571	667.27	0.001
	x_4	0.029661	0.029661	204.95	0.001
2-way interaction	x_1x_2	0.000131	0.000131	0.9100	0.348
	x_1x_3	0.000264	0.000264	1.8300	0.186
	x_1x_4	0.000186	0.000186	1.2800	0.266
	x_2x_3	0.000000	0.000000	0.0000	0.992
	x_2x_4	0.000009	0.000009	0.0600	0.810
	x_3x_4	0.000186	0.000186	1.2900	0.265
3-way interaction	$x_1x_2x_3$	0.000096	0.000096	0.6700	0.421
	$x_1x_2x_4$	0.000037	0.000037	0.2600	0.616
	$x_1x_3x_4$	0.000058	0.000058	0.4000	0.532
	$x_2x_3x_4$	0.000571	0.000571	3.9500	0.056
4-way interaction	$x_1x_2x_3x_4$	0.000011	0.000011	0.0800	0.783

According to Table 2, it was observed that four different independent variables were effective on the dependent variable. As a result of the interaction of independent variables, it is understood that the interaction in which only the second, third, and fourth independent variables (3-way interaction, $x_2x_3x_4$) are together affects the dependent variable (p-value is 0.056). Since four independent variables are significantly effective on the dependent variable, no independent variable should be removed from the statistical model. However, interactive situations that are not statistically effective from independent variables should be removed from the model.

This study aims to use the design of experiment technique to calculate the optimum values of dependent and independent variables taken into account for producing quality sugar. For this reason, as a result of the statistical analysis, it was analyzed that four different independent variables were effective on the dependent variable. Optimum results were obtained by running the optimization model created on the condition of sticking to the data used in the next step of the study. The optimum results for dependent and independent variables are given in **Table 4**.

Table 4: The results of the optimization model and Confidence/Prediction Intervals

Decision or independent variables				Response	95% Confidence Interval	95% Prediction Interval
x_1	x_2	x_3	x_4	y		
0.1076	21.8546	0.029	+1*	13.5821	12.5985; 13.6268	12,5844; 13,6410

*Sugar color: -1: white, +1 Brown

According to Table 3, the optimum result was obtained by calculating the quality sugar score as 13.5821, according to the 95% confidence and prediction interval. In addition to the optimum results of the first three independent variables, the color of the sugar produced according to the fourth independent factor's optimum result should be brown in this research.

4. Conclusions

In this study, the design of experiment technique was used to increase the quality of sugar used in daily life. Four different independent variables and one dependent variable data were used in the study. As a result of descriptive statistical analysis, the levels and limits of the independent factors were determined. This study consists of two stages. First, by using these data, statistical analysis was performed, and it was determined whether the independent variables had an effect on the dependent variable. In the second stage of the study, the optimization model developed to obtain optimum results for both dependent and independent variables was run. According to the optimum data obtained in the optimization model, while the quality sugar score was calculated as 13.5821, according to the 95% confidence and prediction interval, and it was stated that the color of the sugar was brown.

Author Contributions: For research articles with several authors, a short paragraph specifying their individual contributions must be provided. The following statements should be used “Conceptualization, A.A. and Y.A.A.; methodology, A.A.; software, Y.A.A.; validation, AA., and Y.A.A.; formal analysis, A.A.; investigation, Y.A.A.; resources, Y.A.A.; data curation, A.A.; writing—original draft preparation, Y.A.A.; writing—review and editing, Y.A.A.; visualization, A.A.; supervision, A.A. All authors have read and agreed to the published version of the manuscript.” Please turn to the CRediT taxonomy for the term explanation. Authorship must be limited to those who have contributed substantially to the work reported.

Funding: No financial resources were provided for this study.

Conflicts of Interest: The authors declare no conflict of interest.

References

- [1] R. A. BALLINGER, *A History of Sugar Marketing Through 1974*. 1978.
- [2] R. Singh, “Hybrid Membrane Systems – Applications and Case Studies,” in *Membrane Technology and Engineering for Water Purification*, Elsevier, 2015, pp. 179–281.
- [3] A. L. Alarcón *et al.*, “Chemical characteristics and colorimetric properties of non-centrifugal cane sugar (‘panela’) obtained via different processing technologies,” *Food Chem.*, vol. 340, p. 128183, Mar. 2021, doi: 10.1016/j.foodchem.2020.128183.
- [4] P. Borysiuk, I. Jencyk-Tolloczko, R. Auriga, and M. Kordzikowski, “Sugar beet pulp as raw material for particleboard production,” *Ind. Crops Prod.*, vol. 141, p. 111829, Dec. 2019, doi: 10.1016/j.indcrop.2019.111829.
- [5] A. Atalan and C. C. Dönmez, “Optimizing experimental simulation design for the emergency departments,” *Brazilian J. Oper. Prod. Manag.*, vol. 17, no. 4, pp. 1–13, 2020, doi: 10.14488/BJOPM.2020.026.
- [6] N. A. Anika, N. Tanzeem, and H. Sen Gupta, “Design of Experiment (DoE): Implementation in Determining Optimum Design Parameters of Portable Workstation,” *Engineering*, vol. 12, no. 01, pp. 25–32, 2020, doi: 10.4236/eng.2020.121002.
- [7] Y. Ayaz Atalan, M. Tayanç, K. Erkan, and A. Atalan, “Development of Nonlinear Optimization Models for Wind Power Plants Using Box-Behnken Design of Experiment: A Case Study for Turkey,” *Sustainability*, vol. 12, no. 15, p. 6017, Jul. 2020, doi: 10.3390/su12156017.
- [8] B. Durakovic, “Design of experiments application, concepts, examples: State of the art,” *Period. Eng. Nat. Sci.*, vol. 5, no. 3, Dec. 2017, doi: 10.21533/pen.v5i3.145.
- [9] I. K. Kapdan, F. Kargi, and R. Oztekin, “Effects of operating parameters on acid hydrolysis of ground wheat starch: Maximization of the sugar yield by statistical experiment design,” *Starch - Stärke*, vol. 63, no. 5, pp. 311–318, May 2011, doi: 10.1002/star.201000158.
- [10] S. Both, J. Eggersgluß, A. Lehnberger, T. Schulz, T. Schulze, and J. Strube, “Optimizing Established Processes like Sugar Extraction from Sugar Beets - Design of Experiments versus

- Physicochemical Modeling," *Chem. Eng. Technol.*, vol. 36, no. 12, pp. 2125–2136, Dec. 2013, doi: 10.1002/ceat.201300484.
- [11] K. Hinkelmann, *Design and Analysis of Experiments*. Hoboken, NJ, USA: John Wiley & Sons, Inc., 2012.
- [12] C. ÖRGEV, B. TOPAL, and H. ŞAHİN, "İşgörenlerin Demografik Özelliklerinin Örgütsel İklim Algısına Etkisinin İstatistik Analizi: Süreyya Paşa Göğüs Hastalıkları Hastanesi Örneği," *Eur. J. Sci. Technol.*, vol. 19, pp. 165–175, Aug. 2020, doi: 10.31590/ejosat.709785.
- [13] O. Kempthorne, *The Design and Analysis of Experiments*. Wiley, 1952.
- [14] A. Atalan, "THE IMPACTS OF HEALTHCARE RESOURCES ON SERVICES OF EMERGENCY DEPARTMENT: DISCRETE EVENT SIMULATION WITH BOX-BEHNKEN DESIGN," *PONTE Int. Sci. Res. J.*, vol. 75, no. 6, pp. 12–23, 2019, doi: 10.21506/j.ponte.2019.6.10.
- [15] A. Atalan and C. Donmez, "Employment of Emergency Advanced Nurses of Turkey: A Discrete-Event Simulation Application," *Processes*, vol. 7, no. 1, p. 48, Jan. 2019, doi: 10.3390/pr7010048.
- [16] R. P. Niedz and T. J. Evens, "Design of experiments (DOE)—history, concepts, and relevance to in vitro culture," *Vitr. Cell. Dev. Biol. - Plant*, vol. 52, no. 6, pp. 547–562, Dec. 2016, doi: 10.1007/s11627-016-9786-1.
- [17] J. Antony, *Design of Experiments for Engineers and Scientists*. Elsevier, 2003.
- [18] D. C. Montgomery, *Design and Analysis of Experiments*, 8th ed. Wiley, 2012.
- [19] I. A. Rauf, "Applied Statistical Design of Experiments: Applications in Natural Sciences," *J. Phys. Chem. Biophys.*, vol. 5, no. 5, p. e129, 2015.
- [20] G. W. Oehlert, *A First Course in Design and Analysis of Experiments*. Library of Congress Cataloging-in-Publication Data, 2010.
- [21] Escali, "Brown Sugar and White Sugar: What's the Difference?," *Escali*, 2012. <https://escali.com/blog/brown-sugar-vs-white-sugar-whats-the-difference/>.
- [22] S. Gora, G. Mustafa, J. K. Sahni, J. Ali, and S. Baboota, "Nanosizing of valsartan by high pressure homogenization to produce dissolution enhanced nanosuspension: pharmacokinetics and pharmacodynamic study," *Drug Deliv.*, vol. 23, no. 3, pp. 930–940, Mar. 2016, doi: 10.3109/10717544.2014.923066.
- [23] D. C. Montgomery, E. A. Peck, and G. G. Vining, *Introduction to Linear Regression Analysis*, 5th ed. Wiley, 2012.

Article

Received: date: 21.05.2021

Accepted: date: 04.06.2021

Published: date: 30.06.2021

Bayesçi ANOVA (BANOVA): Ankara'da Hava Kirliliği Üzerine Bir Uygulama

Serpil Aktaş Altunay^{1*}

¹Hacettepe Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi İstatistik Bölümü, Beytepe, Ankara, Türkiye, spxl@hacettepe.edu.tr

Orcid 0000-0003-3364-6388¹

*Corresponding Author, e-mail: spxl@hacettepe.edu.tr

Öz: Bayesçi yaklaşım, klasik istatistik yaklaşımının aksine önsel dağılım bilgisi yardımı ile sonsal dağılımı tahmin eden bir yöntemdir. BANOVA gibi yöntemlerde p -değeri yerine farklı Bayesçi kriterlere göre yokluk hipotezi için karar verilir. BANOVA modelinde sadece genel ortalama terimin mi yer alacağı ya da deneme etkisinin yer aldığı model mi geçerlidir araştırmasında, Bayesçi faktör (BF)'e bakılarak yokluk hipotezi ile seçenek hipotezi karşılaştırılarak hangisi için daha güçlü bir kanıt varsa ona göre karar verilir. BF kullanılarak verilen bu karar aşaması deneme etkisinin anlamlı olup olmadığına dair elimizde ne kadar güçlü bir kanıt olup olmadığını ortaya koyan ANOVA'dan daha detaylı bir çıkarsamadır. Bu çalışmada Çevre ve Şehircilik Bakanlığı Ulusal Hava Kalitesi İzleme Sisteminden alınan Ocak-Aralık 2018 dönemine ait Ankara ilindeki sekiz istasyondan alınmış PM_{10} , $PM_{2,5}$ ve SO_2 değerlerine göre istasyonlar arası farklılık BANOVA ile analiz edilmiş ve sonuçlar yorumlanmıştır.

Anahtar kelimeler: Bayesçi ANOVA, Bayes Faktörü, ANOVA, hava kirliliği, PM_{10} , $PM_{2,5}$, SO_2

Bayesian ANOVA (BANOVA): An Application on Air Pollution in Ankara

Abstract: Bayesian approach is a posterior prediction method via a priori distribution knowledge on the contrary to classical methods. In the methods like BANOVA, Bayesian criteria are employed for the null hypothesis instead of the p -value. The question of whether only the overall mean term will represent the ANOVA model or whether the treatment effect will be added is answered with the Bayesian (BF). According to the BF , the null hypothesis is compared to the alternative hypothesis, and which model has stronger evidence is given accordingly. This decision step with the BF , which reveals how strong evidence we have about whether the treatment effect is significant or not, is a more detailed inference than classical ANOVA. In this study, the BANOVA method is applied to PM_{10} , $PM_{2,5}$, and SO_2 data from eight stations of the province of Ankara for the period January-December 2018, taken from the National Air Quality Monitoring System of the Ministry of Environment and Urbanization. Whether there is any difference between stations is analyzed and conclusions are made.

Keywords: Bayesian ANOVA, Bayesian Factor, ANOVA, air pollution, PM_{10} , $PM_{2,5}$, SO_2

1. Giriş

Bayesçi yaklaşım, daha fazla kanıt veya bilgi elde edildikçe bir hipotezin sonucunu desteklemek için kullanılan istatistiksel bir çıkarım yöntemidir ve Bayes teorimine dayanır. Klasik yaklaşımda yokluk hipotezinin doğruluğu varsayımıyla örneklemeden elde edilen verilerin gözlenen test değerine ilişkin p olasılığı ile yokluk hipotezinin red ya da kabulüne karar verilirken, Bayesçi yaklaşımda p değeri yaklaşımı yoktur [1]. Tahmin edilecek bilinmeyen parametreler birer rastlantı değişkenidir ve önsel dağılıma sahiptirler [2]-[4]. Kruschke [5], p değeri ile ilgili tartışmalarında, bir hipotez testinde eğer test istatistiği anlamlı ise o zaman test edilen parametrenin anlamlı bir etki var aksi taktirde anlamlı bir

etkisi yok şeklindeki karar kuralının arařtırmacıları sadece “var” ve “yok” şeklinde sadece iki düzeyden oluşan bir karar vermeye ittiđi için eleřtirmişlerdir. Bu nedenle Bayeřçi yaklařımlarda, klasik yaklařımlara karřı eleřtirel bakıř istatistiksel çıkarsamada önemli yer tutmaktadır. Jaynes and Kempthorne [6] Bayeřçi ve klasik aralık tahminlerine iliřkin farklılıkları tartıřmıřtır. Bayeřçi yaklařımda önsel bilgiye dayalı bir önsel dađılımın belirlenmesi gerekir [7,8]. Bu önsel bilgi, bilgi içermeyecek (non-informative) şekilde de bırakılabilir ya da önceki bilgilerle ile desteklenmiş bilgi içeren bir bileřen olarak deđerlendirilebilir. Arka plan bilgisi de denen bu önsel bilgi bilinmeyen bir parametre tahmini için daha önem arz etmektedir. Bazı durumlarda önsel dađılım veriler elde edilmeden önce model parametrelerine iliřkin bilgi içermeyen, bu durumda standart yazılımlarda Bayeřçi yöntemler uygulanırken önsel bilgi otomatik olarak çok büyük bir ölçek hiperparametresi atanarak belirlenir. Bilgi içeren (informative) önsel dađılım ise daha önceki çalıřmalardan model parametresi hakkında bilgi olduđu durumu temsil eder. Bayeřçi yaklařımlar sosyal bilimlerde özellikle de eđitim ve psikoloji alanında çok ilgi görmektedir [9-11]. Sosyal bilimlerde Bayeřçi yaklařımlar meta analitik bakıř açısı ile deđerlendirilmiştir. Özellikle bu alanlarda önsel bilginin kullanılmasına iliřkin önemli bir potansiyel olduđundan Bayeřçi yöntemlere olan yönelim artmaktadır. Wagenmakers et.al [12] Bayeřçi yöntemlerinin avantajını tartıřmıřtır. Bu avantajlar az sayıda gözlem ile çalıřabilmek, bazı varsayımlarda esneklik ve önsel bilginin kullanılmasından kaynaklı avantajlardır. Aynı zamanda ekoloji arařtırmalarında da 1996’dan günümüze Bayeřçi yöntemler kullanılmaktadır [13].

Bu çalıřmada amaç, Ankara’nın sekiz istasyonundan alınan hava kirliliđi verilerini kullanarak Bayes faktör hesaplaması üzerinden BANOVA çözümlenmesi yapmak, sonuçların nasıl deđerlendirileceđini ve yorumlanacađını göstermektir. Uygulamalı istatistikte çok önemli bir yer tutan ANOVA yöntemi, açıklayıcı ve çıkarsamalı istatistikte sıklıkla kullanılan çok önemli bir yöntemdir ve yıllardır kullanımı süregelmektedir ve özellikle kompleks tasarımlar içinde anahtar bir yöntem olma özelliđini korumaktadır [14]. ANOVA çok sıklıkla kullanılmasına rađmen BANOVA ile ilgili arařtırmalara çok rastlanmamıř bu nedenle arařtırmacılara bu konunun tanıtılması amaçlanmıştır. Ayrıca Bayeřçi yöntemlerin avantajları düşünöldüđünde bu yöntemlerin kullanılmasının teřvik edilmesi de amaçlanmıştır. Özellikle son yıllarda geliřtirilen R paketi JAGS ve standart yazılımlar SAS, WinBUGS gibi programlarda da Bayeřçi çözümlenmeler yapılmasına olanak sađlamaktadır [15-16].

Yařamamız için gerekli olan soluduđumuz havanın içinde yer alan çok küçük partiküller ve zararlı maddeler insan sađlığını tehdit etmektedir. Hava kirliliđine sebebiyet veren en önemli kirleticilerden bazıları Partiköl Madde (PM), Kükört dioksit (SO₂), Karbon monoksit (CO), Karbondioksit (CO₂)’tir. Çapı 10 mikrometreden küçük olan ve akciđerlere ulařarak iltihaplanmaya ya da insanları çok olumsuz etkileyecek kalp ve akciđer hastalıklarına neden olabilen maddeler PM₁₀ olarak adlandırılır. 2,5 mikron ve daha küçük parçacıklar ise PM_{2,5} olarak adlandırılır. PM_{2,5} partikülleri çok küçük ve hafif olduđundan, daha ağır partiküllerden daha uzun süre havada kalma eğilimindedir ve kalp ve damar için oldukça zararlıdır [17]. Kükört dioksit (SO₂) ise kömür ve fuel-oil’in bileřiminde bulunan kükört bileřiklerinin yanması ile açığa çıkan, direk olarak solunum fonksiyonlarını etkileyen zehirleyici bir maddedir.

Hava kirliliđinin önlenbilmesi kapsamında Hava Kalitesi Deđerlendirme ve Yönetimi Yönetmeliđi (HKDYY) 2008 yılında hava kirleticilerinin kontrolünü sađlamak amacıyla yürürlüđe girmiřtir. Bu bağlamda da Hava Kalitesi Deđerlendirme ve Yönetimi Yönetmeliđi’ne göre belirli kirleticiler için hava kalitesi limit deđerleri belirlenmiş ve yıllar itibariyle kademeli olarak azaltılacak kirletici emisyonların, belirlenen tarihlere kadar AB limit deđerlerine ulařılması hedeflenmiştir.

Bu kadar çok kirleticinin olduđu bir hava ortamında da hava kalitesi ile yapılan çalıřmalar önem arz etmektedir.

Bu çalıřmanın ikinci bölümünde Bayes yaklařımına kısaca deđinilmiş ve BANOVA yöntemi anlatılmıştır. Üçüncü bölümde Çevre Durum Raporu-2018’[18]’de yer alan ve Ankara ilindeki sekiz tane farklı hava kalitesi izleme istasyonundan Ocak 2018-Aralık 2018 tarihleri arasında alınan PM₁₀, PM_{2,5} ve SO₂ verileri kullanılarak BANOVA uygulaması yapılmıştır ve bu deđerler üzerinden semtler karřılařtırılmıştır. Üçüncü bölümde ise elde edilen sonuçlar tartıřılmıştır.

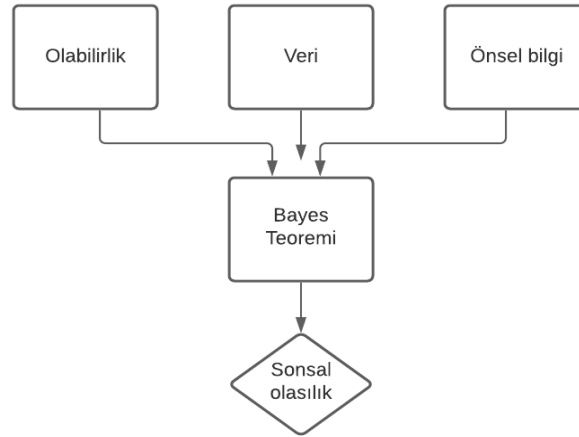
2. Bayeşçi Anova

Bayeşçi tahminde Y rastlantı deęişkeninin deęeri gözlemlendikten sonra X' e ilişkin sonsal daęılım elde edilir. Gözlenen veriler $Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$ ile ifade edilsin. Bu durumda $Y = y$ verildiğinde, X' e karşılık gelen daęılım, bir koşullu olasılık yoğunluk fonksiyonudur. Tahmin edilecek parametre θ ise Bayes kuralına göre

$$P(\theta|Y) \propto P(\theta)P(Y|\theta)$$

yazılır [1,8,19].

Eđer araştırmacının θ parametresi ile ilgili henüz veri toplanmadan elinde daha önceki çalışmalardan ya da uzmanlık bilgisinden gelen bir bilgi varsa o zaman $P(\theta)$ 'nın daęılımı, henüz veri bilgisi gelmeden sadece bu önsel bilgiden gelen bilgiyi içeren bir önsel olasılığı temsil eder. Örneğin bir saęlık taramasında önceki taramalardan bu bölgedeki COVID-19 pozitif oranı %5 hesaplanmışsa bu bir önsel bilgi nitelięi taşımaktadır. $P(Y|\theta)$ olabilirlięi ise model parametresi verilen verinin olasılıęını gösterir. Böylece $P(\theta|Y)$ ifadesi önsel bilgi ve veriden gelen bilgiyi içeren bir sonsal daęılımdır. Bu bilgilerin birleştirelmesinden elde edilen sonsal olasılıklar, önsel olasılıklar ile olabilirlik oranının çarpımına eşittir. Bayeşçi çıkarsamada olabilirlik, veri ve önsel bilgi Bayes teoremi gereęince sonsal olasılık olarak hesaplanır (Şekil 1).



Şekil 1: Bayeşçi yaklaşım

Bu bilgiler hipotez olarak ifade edilirse,

$$\frac{P(H_1|Y)}{P(H_0|Y)} = \frac{P(H_1)}{P(H_0)} \times \frac{P(Y|H_1)}{P(Y|H_0)} \quad (1)$$

yazılabilir. Burada $\frac{P(H_1|Y)}{P(H_0|Y)}$ sonsal olasılık, $\frac{P(H_1)}{P(H_0)}$ olabilirlik; $\frac{P(Y|H_1)}{P(Y|H_0)}$ ise önsel olasılıktır. Dolayısıyla, "Sonsal olasılık=olabilirlik \times önsel olasılık" ifadesi Bayes yaklaşımının temel kuralıdır.

Bayes yaklaşımını kullanan ANOVA yani BANOVA, klasik ANOVA yaklaşımına alternatif olarak Bayeşçi karar verme kurallarını kullanan bir yaklaşımdır. ANOVA'da k tane örnekleme ait ortalamanın eşit olup olmadığı test edilir. H_0 hipotezi boş(null) modeli test eder yani grup ortalaması arasında fark yoktur model sadece genel ortalama teriminin olduęu boş model (\mathcal{M}_0) ile ifade edilir. H_1 'deki ifade ise grup ortalamaları arasında fark olduęu; deneme etkisinin anlamlı olduęu tam modeli (\mathcal{M}_F) ifade eder.

H_0 – Yokluk hipotezi: sadece genel ortalama terimi vardır. $Y_{ij} = \mu + \epsilon_{ij}$

H_1 – Seçenek hipotezi: sabit faktörün her düzeyi için ortalama tahmin eder. $Y_{ij} = \mu_i + \epsilon_{ij}$

Burada BANOVA tek faktör üzerinden deęerlendirildiğinden sadece \mathcal{M}_F yerine \mathcal{M}_1 kullanılmıştır.

Dolayısıyla \mathcal{M}_0 ve \mathcal{M}_1 modelleri birbiri ile karşılaştırılacak iki model ise,

$$\frac{P(\mathcal{M}_1|Y)}{P(\mathcal{M}_0|Y)} = \frac{P(\mathcal{M}_1)}{P(\mathcal{M}_0)} \times \frac{P(Y|\mathcal{M}_1)}{P(Y|\mathcal{M}_0)} \quad (2)$$

yazılır ve burada $\frac{P(\mathcal{M}_1|Y)}{P(\mathcal{M}_0|Y)}$ sonsal odds, $\frac{P(\mathcal{M}_1)}{P(\mathcal{M}_0)}$ ise önsel odds'dur.

Buradaki odds kavramı şöyle açıklanabilir: İki olay incelendiğinde olayın ortaya çıkma olasılığının çıkmama olasılığına oranı "odds" kavramı ile açıklanır. Örneğin A olayının ortaya çıkma olasılığı $P(A)$; çıkmama olasılığı ise $P(A^c)$ ile gösterilirse A olayının odds'u,

$$Odds(A) = \frac{P(A)}{P(A^c)} \quad (3)$$

ile gösterilir. Burada eğer oran "1" ise iki olayın da olasılığı eşit demektir. Eğer oran 1'den büyükse o zaman A olayının ortaya çıkma odds'u çıkmama olasılığına göre daha yüksektir; yani odds'u daha büyüktür.

BANOVA'da birbiri ile yarışan iki model olduğu durumda \mathcal{M}_F için mi yoksa \mathcal{M}_0 için mi yeterli kanıt olup olmadığı araştırılacaktır. Buna Bayesçi Faktör (BF) ile karar verilir [20]-[23]. BF, burada iki hipotez için göreceli bir olasılık hesaplamasıdır. Aynı şekilde önsel olasılık olan BF olabilirlik ile çarpıldığında sonsal olasılıklar:

$$\frac{P(H_1|Y)}{P(H_0|Y)} = BF_{10} \times \frac{P(H_1)}{P(H_0)} \quad (4)$$

şeklinde elde edilmiş olur. BF, 0 ile ∞ arasında değer alır. Artık birbirine rakip iki model yokluk ve seçenek hipotezleri ile ifade edilirse; BF_{10} , H_0 hipotezine karşılık H_1 hipotezi için yeterli kanıt olup olmadığını veren Bayesçi faktördür.

BF_{10} aşağıdaki gibi tanımlanır,

$$BF_{10} = \frac{P(Y|H_1)}{P(Y|H_0)}. \quad (5)$$

BF_{01} olarak tanımlanan BF ise H_1 hipotezine karşılık H_0 hipotezinin geçerli olabilmesi için yeterli bir kanıt olup olmadığını ölçen bir kriterdir ve

$$BF_{01} = \frac{P(Y|H_0)}{P(Y|H_1)} \quad (6)$$

olarak tanımlanır.

BF_{10} olarak tanımlanan Bayesçi faktör ise tam tersine H_0 hipotezine karşılık H_1 hipotezinin geçerli olabilmesi için yeterli bir kanıt olup olmadığını ölçen bir kriter olduğu için

$$BF_{10} = \frac{1}{BF_{01}} \quad (7)$$

olarak da ifade edilir.

Örneğin; $BF_{10} = 5$ ise bu değer, H_1 için H_0 'e göre 5 kat daha fazla kanıt var demektir. Aslında bir hipotezin kabul ya da reddedilmesi değil onun doğru olup olmadığına dair kanıtla yönelik bir olasılık ataması yapılır. Yarışan modeller ya da hipotezler için sonsal olasılığı en yüksek değer veren hipotez için yeterli kanıt olduğu söylenir. Dolayısıyla bu bir test aşaması değil iki modelin yarışması ya da karşılaştırılması aşamasıdır. Bu yöntem aynı zamanda Bayesçi model seçimi adı da verilmektedir.

BANOVA sürecinde BF'yi hesaplamak için seçenek hipotezi altında μ için bir önsel dağılım belirlenmelidir. Eğer deneme etkisi yoksa $\mu = 0$ olacaktır. Bu durumda BF_{01} aşağıda tanımlanan ve bilinmeyen parametrelere göre alınacak Eş integral ile bulunur:

$$B_{01} = \frac{\int_{\theta \in \Theta_0} P(Y|\mathcal{M}_0, \theta) \pi_0(\theta) d\theta}{\int_{\theta \in \Theta_1} P(Y|\mathcal{M}_1, \theta) \pi_1(\theta) d\theta}. \quad (8)$$

Eşitlik (8)'de Θ_0 ve Θ_1 ; \mathcal{M}_0 ve \mathcal{M}_1 modelleri için parametre uzaylarını temsil eder. π_0 ve π_1 'de parametreler ait önsel olasılık dağılımlarını gösterir. Önsel dağılımların seçimleri ile ilgili farklı yaklaşımlar kullanılmaktadır. Örneğin; Jeffreys-Zellner-Siow (JZS), Hyper-g gibi önsellerdir [24], [25]. Örneğin JZS önseli, g-önselleri ile ters Gamma önsellerinin karışımından oluşmaktadır. Bu karışım aynı zamanda analitik anlamda da avantaj sağlamaktadır.

BF_{10} için eşik değerleri Tablo 1'de verildiği gibi yorumlanır. Tablo 2'de ise literatürde sıklıkla kullanılan Jeffreys [26] tarafından verilen eşik değerleri yer almaktadır.

Tablo 1. BF_{10} için eşik değerleri

BF_{10}	Yorum
>100	H_1 için mükemmel kanıt
30-100	H_1 için çok güçlü kanıt
10-30	H_1 için güçlü kanıt
3-10	H_1 için orta düzey kanıt
1-3	H_1 için Subjektif kanıt
1	H_1 ve H_0 için eşit kanıt
1/3-1	H_0 için subjektif kanıt
1/10-1/3	H_0 için orta kanıt
1/30-1/10	H_0 için güçlü kanıt
1/100-1/30	H_0 için çok güçlü kanıt
<1/100	H_0 için mükemmel kanıt

Tablo 2. Jeffreys BF için eşik değerleri

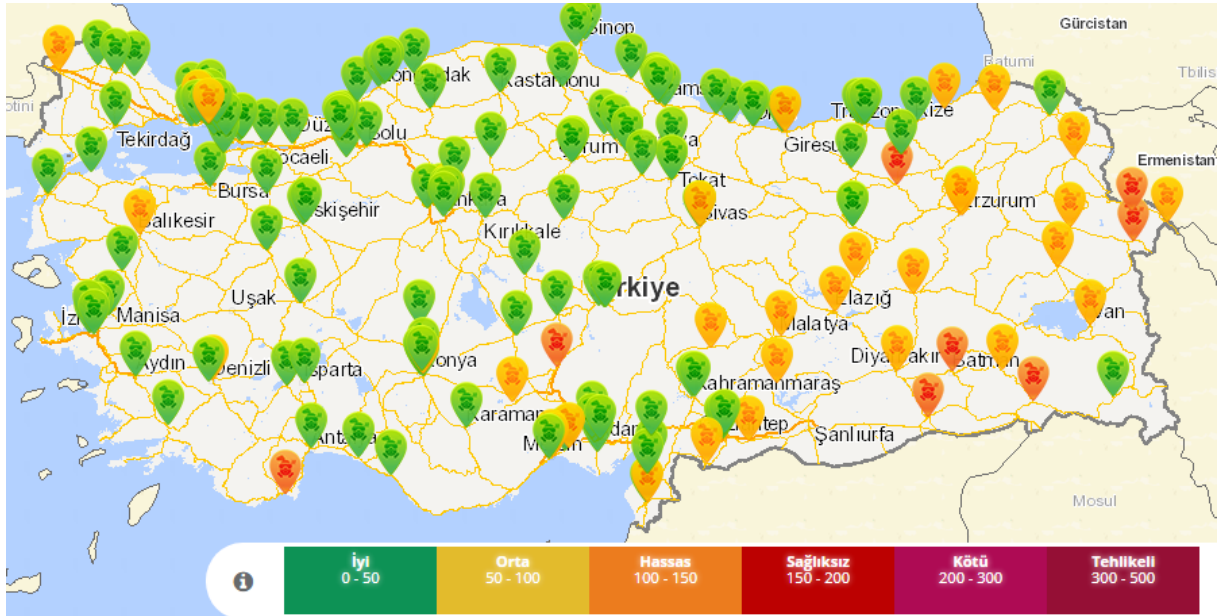
BF_j	Yorum
$BF_{ij} < 1/10$	\mathcal{M}_j için güçlü kanıt
$1/10 < BF_{ij} < 1/3$	\mathcal{M}_j için orta kanıt
$1/3 < BF_{ij} < 1$	\mathcal{M}_j için zayıf kanıt
$1 < BF_{ij} < 3$	\mathcal{M}_i için zayıf düzey kanıt
$3 < BF_{ij} < 10$	\mathcal{M}_i için orta kanıt
$BF_{ij} > 10$	\mathcal{M}_i için güçlü kanıt

Güvenilir aralık (credible interval) kavramı, Bayesçi yaklaşımda kullanılan bir terimdir ve klasik güven aralığının yorumundan farklıdır. Sonsal olasılıklardan hesaplanan bilinmeyen kitle parametresi bir rastlantı değişkeni olarak kabul edilip yüzde kaç olasılıkla hangi aralıkta olduğu tahmin edilir [6]. Bir okuldaki öğrencilerin boy uzunluğunu tahmin etmek istiyorsak ve güvenilir aralık 155cm ile 168cm arasında çıktı ise, gerçek boy uzunluğu örneğin %95 için, %95 olasılıkla 155 ile 168 cm arasındadır denir.

3. Materyal ve Yöntem

Hava kalitesinin izlenmesi ve iyileştirilmesi amacıyla T.C. Çevre ve Şehircilik Bakanlığı tarafından 2005 yılında kurulmuş olan Ulusal Hava Kalitesi İzleme Ağı, Türkiye genelinde 355 izleme istasyonu üzerinden Hava Kalitesi İndeksi (HKİ) verilerini vermekte, ayrıca dinamik olarak da www.havaizleme.gov.tr internet adresinde kamuoyu ile paylaşılmaktadır. Türkiye haritası üzerinde istasyonlara göre hesaplanan HKİ değerleri, hava kalitesini iyi, orta, hassas, sağlıksız, kötü ve tehlikeli olarak kategorilendirmektedir.

Türkiye hava kalitesi izleme ağı Şekil 2’de gösterildiği gibidir.



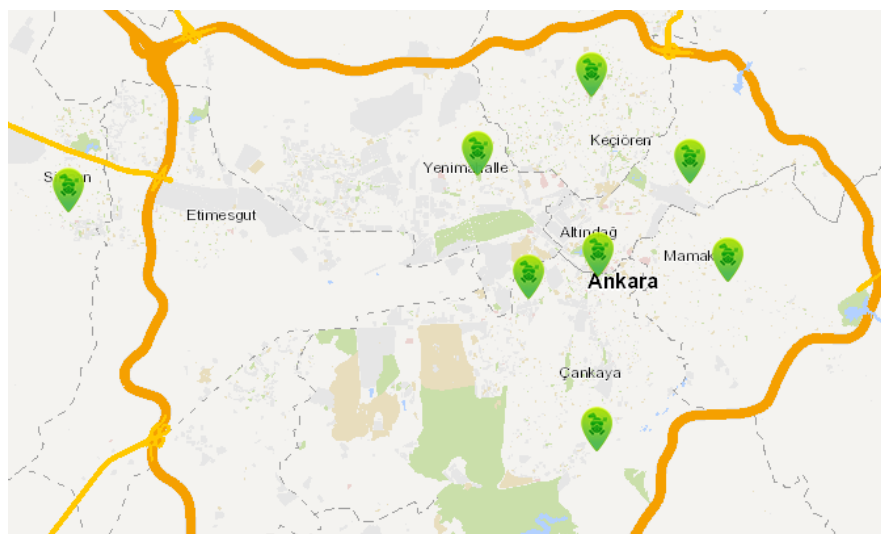
Şekil 2. Türkiye hava kalitesi izleme ağı (<https://sim.csb.gov.tr/Services/AirQuality> Erişim tarihi 01.06.2021). Bu çalışmada Çevre Durum Raporu-2018’de yer alan ve Tablo 3-5’de özetleyici istatistikleri verilen veriler kullanılmıştır (<https://ced.csb.gov.tr/iller-ozet-cevre-durum-raporu-i-82675>).

Ankara’da yer alan sekiz farklı hava kalitesi izleme istasyonundan Ocak 2018-Aralık 2018 tarihleri arasında alınan PM_{10} , $PM_{2.5}$ ve SO_2 verileri kullanılmıştır. En son yayımlanan Çevre Durum Raporu 2020’de yayımlanmış ve en güncel 2018 verileri yer almıştır.

Ankara’daki hava kalitesi izleme istasyonları Çevre Durum Raporu-2018’de Bahçelievler, Demetevler, Dikmen, Kayaş, Keçiören, Sıhhiye, Sincan ve Siteler için veriler yer almıştır.

Ankara ilinde Bahçelievler, Batıkent, Çankaya, Çubuk, Demetevler, Dikmen, Etimesgut, Etlik, Kayaş, Sanatoryum, Meteoroloji, Mamak, Ostim, Polatlı, Sıhhiye, Sincan, Siteler, Törekent, Ulus trafik ve Ümitköy’de de istasyonlar vardır ancak hepsinde verilerin anlık olarak yayınlanmasını sağlayan yazılım mevcut değildir. Bu istasyonlarda PM_{10} , $PM_{2.5}$, SO_2 , NOX , NO_2 , NO , CO ve O_3 gibi kirletici değerleri ölçülmektedir.

Bu çalışmada Çevre Durum Raporu-2018’de verileri yer alan istasyonlar Şekil 3’de verilmiştir.



Şekil 3: Ankara ilindeki hava izleme istasyonları

Amaç; istasyonları yani semtleri PM_{10} , $PM_{2,5}$ ve SO_2 bakımından karşılaştırarak Ankara ilindeki bölgesel farklılıkları belirlemektir. PM_{10} , $PM_{2,5}$ ve SO_2 açısından istasyonlar arası farklılık olup olmadığı BANOVA ile araştırılmıştır. JASP programında BF hesaplaması Morey ve Rouder [27] (2015)'in R programında tanımladıkları formüle göre yapılmaktadır. R programında da ayrıca "*BayesFactor*" paketi yüklenerek BANOVA yapılmaktadır. Çözümlenmeler JASP 0.14.1 programında yapılmıştır [28]. Özet istatistikler ve kitle ortalamaları için %95 güvenilir aralıklar Tablo 3-5'de verilmiştir. Bazı istasyonlarda bazı aylarda eksik gözlem bulunmaktadır.

Tablo 3. PM_{10} için özet istatistikler ve güvenilir aralıklar

İstasyon	Ortalama	SS	n	%95 Güvenilir Aralıklar	
				Alt sınır	Üst Sınır
Bahçelievler	46,200	22,429	10	30,155	62,245
Demetevler	60,167	15,993	12	50,005	70,328
Dikmen	59,083	23,118	12	44,395	73,772
Kayaş	60,417	16,429	12	49,978	70,855
Keçiören	60,500	15,803	12	50,459	70,541
Sıhhiye	66,500	26,917	10	47,245	85,755
Sincan	68,818	49,159	11	35,793	101,843
Siteler	51,636	17,940	11	39,584	63,689

Örneğin Tablo 5'de Kayaş için μ kitle ortalamasını göstermek üzere güvenilir aralık $14,442 \leq \mu \leq 21,058$ hesaplanmıştır. Yani gerçek kitle ortalamasının bu aralıkta olma olasılığı %95'tir.

Tablo 4. $PM_{2,5}$ için özet istatistikler ve güvenilir aralıklar

İstasyon	Ortalama	SS	n	%95 Güvenilir Aralıklar	
				Alt sınır	Üst Sınır
Bahçelievler	18,417	8,723	12	12,875	23,959
Demetevler	16,167	6,726	12	11,893	20,440
Dikmen	16,583	6,557	12	12,417	20,749
Kayaş	23,818	7,808	11	18,573	29,064
Keçiören	15,273	6,262	11	11,066	19,480
Sıhhiye	28,000	4,387	9	24,627	31,373
Sincan	14,429	8,753	7	6,333	22,524
Siteler	19,818	5,016	11	16,448	23,188

Tablo 5. SO_2 için özet istatistikler ve güvenilir aralıklar

İstasyon	Ortalama	SS	n	%95 Güvenilir Aralıklar	
				Alt sınır	Üst Sınır
Bahçelievler	6,000	2,944	10	3,894	8,106
Demetevler	5,000	0,853	12	4,458	5,542
Dikmen	7,091	4,969	11	3,753	10,429
Kayaş	17,750	5,207	12	14,442	21,058
Keçiören	5,000	0,853	12	4,458	5,542

Sihhiye	7,100	1,663	10	5,910	8,290
Sincan	8,636	5,221	11	5,129	12,144
Siteler	8,583	8,096	12	3,440	13,727

BF_{10} ve BF_{01} 'e göre alınan sonuçlar Tablo 6 ve Tablo 7'de verilmiştir. Çıktılarda yer alan $P(\mathcal{M})$, \mathcal{M}_F ve \mathcal{M}_0 modellerinin önsel olasılığını verir. Burada sadece tek yönlü ANOVA modeli kullanılışı için \mathcal{M}_F yerine \mathcal{M}_1 kullanılmıştır. Önsel olasılıklar her iki model için otomatik olarak 0,5 olarak tanımlanmıştır. $P(\mathcal{M}|Y)$ ise veriler elde edildikten sonra güncellenen sonsal olasılıklardır. $BF_{\mathcal{M}}$ verinin önsel olasılığın oddsunu ne derecede değiştirdiğini gösterir.

Sonuçlarda yer alan “%Hata” ise sayısal dalgalanmalardan etkilenme yüzdesini göstermektedir.

Tablo 6. Bayesçi Faktör Sonuçları (BF_{10} 'a göre)

		PM ₁₀ için			
Modeller	$P(\mathcal{M})$	$P(\mathcal{M} \text{veri})$	$BF_{\mathcal{M}}$	BF_{10}	%Hata
Boş Model (\mathcal{M}_0)	0,5	0,9019	9,196	1	
Semtler (\mathcal{M}_1)	0,5	0,0981	0,109	0,109	0,00114
		PM _{2,5} için			
Modeller	$P(\mathcal{M})$	$P(\mathcal{M} \text{veri})$	$BF_{\mathcal{M}}$	BF_{10}	%Hata
Boş Model (\mathcal{M}_0)	0,5	0,0163	0,0166	1	
Semtler (\mathcal{M}_1)	0,5	0,9837	60,3237	60,3237	0,018
		SO ₂ için			
Modeller	$P(\mathcal{M})$	$P(\mathcal{M} \text{veri})$	$BF_{\mathcal{M}}$	BF_{10}	%Hata
Boş Model (\mathcal{M}_0)	0,5	3.871e-7	3.871e-7	1	
Semtler (\mathcal{M}_1)	0,5	1	2.58e+6	2.58e+6	4.143e-7

PM₁₀ bakımından istasyonların karşılaştırıldığı Tablo 6'daki sonuçlar incelendiğinde; $BF=0,109$ olduğundan semtler arası farklılık olmadığı görülmektedir. PM_{2,5}'a bakıldığında $BF=60,32$ olduğu ve referans değerlerine göre “ H_1 için çok güçlü kanıt” olduğu söylenebilir. Başka bir deyişle PM_{2,5} değerine göre semtler arasında farklılık vardır. SO₂'ye göre de $BF=2.58e+6$ gibi büyük bir rakamdır ve Tablo 1'deki eşik değerlerine göre “ H_1 için mükemmel kanıt” elde etmiş olduğumuz dolayısıyla SO₂ değerine göre istasyonlar arasında farklılık vardır. Bu durumda en az bir istasyon farklıdır hipotezi ya da \mathcal{M}_1 modeli kabul edilmiştir. Tablo 7'de ise BF_{01} 'e göre olan sonuçlar yer almaktadır.

Tablo 7. Bayesçi Faktör Sonuçları (BF_{01} 'e göre)

		PM ₁₀ için			
Modeller	$P(\mathcal{M})$	$P(\mathcal{M} \text{veri})$	$BF_{\mathcal{M}}$	BF_{01}	%Hata
Boş Model (\mathcal{M}_0)	0,5	0,9019	9,196	1	
Semtler (\mathcal{M}_1)	0,5	0,0981	0,109	9,196	0,001
		PM _{2,5} için			
Modeller	$P(\mathcal{M})$	$P(\mathcal{M} \text{veri})$	$BF_{\mathcal{M}}$	BF_{01}	%Hata
Boş Model (\mathcal{M}_0)	0,5	0,016	0,017	1	
Semtler (\mathcal{M}_1)	0,5	0,984	60,324	0,017	0,0183
		SO ₂ için			
Modeller	$P(\mathcal{M})$	$P(\mathcal{M} \text{veri})$	$BF_{\mathcal{M}}$	BF_{01}	%Hata
Boş Model (\mathcal{M}_0)	0,5	3.871e-7	3.871e-7	1	

Semtler (\mathcal{M}_1)	0,5	1	2.58e+6	3.871e-7	4.143e-7
-----------------------------	-----	---	---------	----------	----------

Tablo 7’de verilen BF_{01} sonuçlarına göre şu yorumlar yapılabilir: BF ’ler için $BF_{10} = \frac{1}{BF_{01}}$ ifadesi tanımlanmıştır. Bu durumda örneğin PM_{10} için $BF_{10} = \frac{1}{9,196} = 0,1087$ elde edilir. Tablo 2’de verilen eşik değerlerine göre hem $BF_{10} = 0,109$ hem de $BF_{01} = 9,196$ değerlerine bakıldığında “ H_0 için güçlü kanıt” elde edildiği söylenebilir. PM_{10} için \mathcal{M}_0 modeli geçerlidir, yani istasyonlar arası farklılık gözlemlenmemiştir.

$PM_{2,5}$ ’e bakıldığında $BF_{01} = 0,017$; SO_2 değerlerine bakıldığında $BF_{01} < 1/10$ olduğundan her iki değişken için “ H_1 için güçlü kanıt” olduğu görülmektedir yani \mathcal{M}_1 modeli geçerlidir. Bu iki değişkene göre semtler arasında farklılık vardır.

Farklılığı yaratan istasyon(lar) ya da semtler post-hoc testleri ile araştırılmalıdır. Tablo 8 ve Tablo 9’da çoklu karşılaştırma testleri ile istasyonların karşılaştırmasını verilmiştir. PM_{10} bakımından semtler arasında farklılık olduğuna ilişkin kanıt elde edilemediği için \mathcal{M}_0 kabul edilmiştir bu nedenle post hoc testi yapmaya gerek olmamıştır.

Tablo 8 ve Tablo 9’da verilen sonuçlara bakıldığında istasyonlar arası ikili karşılaştırmalara göre de aralarında fark olan ikili karşılaştırmalar “*” ile gösterilmiştir. Sonuçlar BF_{10} ’a göre verildiğinden iki istasyon arası fark

$$BF_{10} = \frac{P(Y|H_1: \text{iki istasyon farklıdır})}{P(Y|H_0: \text{iki istasyon arasında fark yoktur})}$$

ile ifade edilir.

Tablo 8’deki sonuçlar incelendiğinde en çarpıcı sonucun Sıhhiye ile diğer semtler arasındaki farklılık olduğu görülmektedir. Örneğin; Demetevler ile Sıhhiye karşılaştırmasında $BF_{10}=109,243$ elde edilmiştir. Buna göre iki semt arasında $PM_{2,5}$ bakımından fark olma odds’u olmama odds’unun yaklaşık 109 katıdır. $BF_{10}>100$ olduğu için “ H_1 için mükemmel kanıt” anlamına gelir. Örneğin; Bahçelievler ile Demetevler karşılaştırmasında $BF_{10}=0,448$ elde edilmiştir. $BF_{10}>100$ olduğu için “ H_0 için orta kanıt” anlamına gelir. Yani iki semt arasında fark olmadığına dair orta düzeyde kanıtla sahibiz demektir.

Tablo 8. PM_{2,5} için Post-Hoc karşılaştırmalar (BF_{10} 'a göre)

Semtler		Önsel odds	Sonsal odds	BF_{10}	% Hata
Bahçelievler	Demetevler	0,189	0,0848	0,448	0,01728
	Dikmen	0,189	0,0799	0,422	0,01692
	Kayaş	0,189	0,1686	0,891	0,00592
	Keçiören	0,189	0,1016	0,537	0,00467
	Sıhhiye	0,189	1,2431	6,570*	6,01e-4
	Sincan	0,189	0,1072	0,567	0,00278
	Siteler	0,189	0,0776	0,410	0,00288
Demetevler	Dikmen	0,189	0,0712	0,376	0,01608
	Kayaş	0,189	0,5981	3,161*	8,44e-5
	Keçiören	0,189	0,0746	0,394	0,00276
	Sıhhiye	0,189	20,6696	109,243*	2,78e-5
	Sincan	0,189	0,0850	0,449	6,24e-5
Dikmen	Siteler	0,189	0,1529	0,808	0,00737
	Kayaş	0,189	0,5060	2,675*	6,39e-5
	Keçiören	0,189	0,0782	0,413	0,00290
	Sıhhiye	0,189	17,9633	94,940*	8,99e-5
	Sincan	0,189	0,0891	0,471	9,58e-6
Kayaş	Siteler	0,189	0,1331	0,703	0,00913
	Keçiören	0,189	0,9568	5,057*	3,12e-4
	Sıhhiye	0,189	0,1517	0,802	2,69e-4
	Sincan	0,189	0,4534	2,397*	9,42e-4
	Siteler	0,189	0,1489	0,787	0,00583
Keçiören	Sıhhiye	0,189	51,1226	270,194*	8,40e-6
	Sincan	0,189	0,0807	0,427	1,05e-5
	Siteler	0,189	0,2438	1,289*	0,00430
Sıhhiye	Sincan	0,189	4,9375	26,096*	1,77e-5
	Siteler	0,189	4,8572	25,671*	2,65e-5

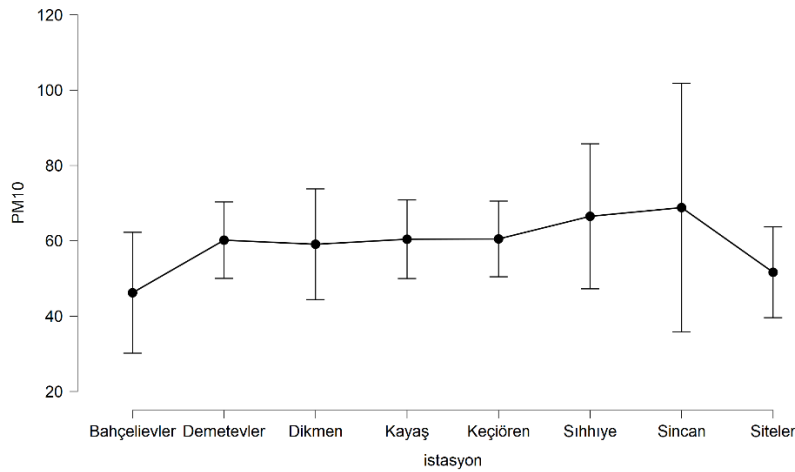
Örneğin Tablo 9’da SO₂ bakımından “Bahçelievler-Kayaş” karşılaştırmasında $BF_{10} = 3566,2$ değeri şöyle yorumlanabilir: “Bahçelievler-Kayaş” istasyonları arasında fark olması yönünde, farklılık olmamasına göre 3566,2 kez daha fazla kanıt vardır. Bu değer Tablo 1’de verilen eşik değerine göre H_1 için mükemmel kanıt anlamına gelir. Bu tür post-hoc karşılaştırmalarında BF ’ler büyüklük sıralamasına göre sıralanıp farklı olanlar da kendi içlerinde ne kadar farklı oldukları da sıralanabilir.

Tablo 9. SO₂ için Post-Hoc karşılaştırmalar (BF_{10} 'a göre)

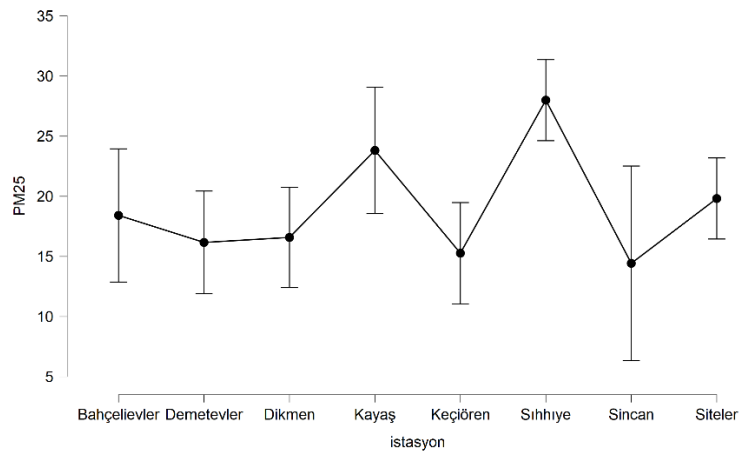
Semtler		Önsel odds	Sonsal odds	BF_{10}	% Hata
Bahçelievler	Demetevler	0,189	0,1144	0,604	0,01126
	Dikmen	0,189	0,0843	0,445	0,02610
	Kayaş	0,189	674,7504	3566,200*	9,34e-8
	Keçiören	0,189	0,1144	0,604	0,01126
	Sıhhiye	0,189	0,1088	0,575	0,00305
	Sincan	0,189	0,1468	0,776	9,60e-4
	Siteler	0,189	0,1010	0,534	0,00890
Demetevler	Dikmen	0,189	0,1489	0,787	0,00783
	Kayaş	0,189	55023,4016	290810,425*	9,68e-9
	Keçiören	0,189	0,0706	0,373	0,01604
	Sıhhiye	0,189	5,4490	28,799*	5,15e-4
	Sincan	0,189	0,4836	2,556*	1,14e-4

	Siteler	0,189	0,1614	0,853	0,00211
Dikmen	Kayaş	0,189	60,3183	318,795*	1,62e-6
	Keçiören	0,189	0,1489	0,787	0,00783
	Sihhiye	0,189	0,0740	0,391	0,02473
	Sincan	0,189	0,0873	0,461	0,00495
	Siteler	0,189	0,0793	0,419	0,00294
Kayaş	Keçiören	0,189	55023,4016	290810,425*	9,68e-9
	Sihhiye	0,189	517,7437	2736,386*	1,37e-7
	Sincan	0,189	11,7085	61,882*	4,84e-5
	Siteler	0,189	2,2681	11,987*	3,27e-4
Keçiören	Sihhiye	0,189	5,4490	28,799*	5,15e-4
	Sincan	0,189	0,4836	2,556*	1,14e-4
	Siteler	0,189	0,1614	0,853	0,00211
Sihhiye	Sincan	0,189	0,0979	0,517	7,95e-4
	Siteler	0,189	0,0819	0,433	0,00769
Sincan	Siteler	0,189	0,0717	0,379	0,00270

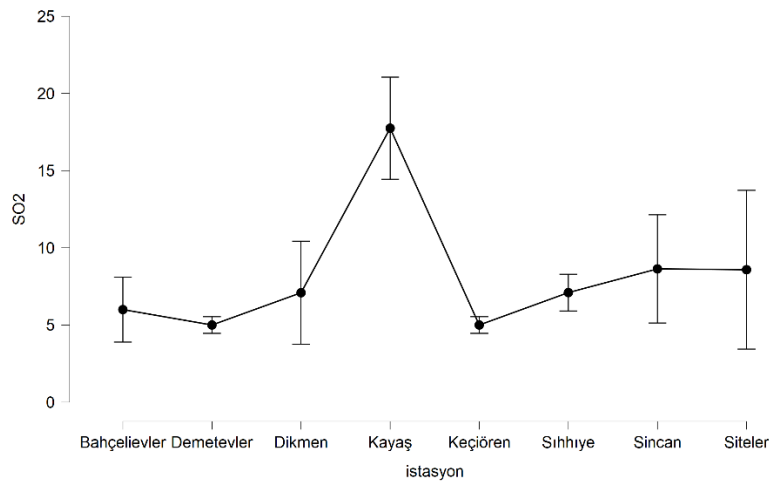
Güvenilir aralıklara göre çizim Şekil 4-6'da verilmiştir. Güvenilir aralıklara bakıldığında PM₁₀ ve PM_{2,5} açısından Sincan'a ait güvenilir aralığın, SO₂ bakımından da Siteler'e ait güvenilir aralığın daha geniş elde edildiği görülmektedir. Şekil 4-6'daki güvenilir aralıklara göre çizilen hata çubuk grafiklerine bakıldığında SO₂ için Kayaş'ın diğer tüm istasyonlardan farklı olduğu görülmektedir. PM₁₀'da güvenilir aralığı Sincan'da diğer tüm istasyonlara göre daha geniş elde edilmiştir ve PM₁₀ değeri en yüksek değer ölçüldüğü istasyondur, ancak diğer istasyonlar ile arasında fark olduğuna dair yeterince kanıt yoktur.



Şekil 4: PM₁₀ değışkeni için güvenilir aralıklar



Şekil 5: PM_{2.5} değişkeni için güvenilir aralıklar



Şekil 6: SO₂ değişkeni için güvenilir aralıklar

4. Sonuç ve Tartışma

Bayesçi testlerde klasik istatistikçi çıkarsamada kullanılan Neyman-Pearson karar kuralına göre $p < 0,05$ olarak kullanılan yaklaşımı kullanmaz. Klasik yaklaşımda eğer $p < \alpha$ ise H_0 yani yokluk hipotezi reddedilir; eğer $p > \alpha$ ise de H_0 reddedilmez. Olayın sadece red-kabul boyutunda iki düzeyli olarak karar verilmesi literatürde çokça tartışılmıştır [29,30]. Van den Bergh et.al. [16] çalışmasında Bayesçi yaklaşımların uygulamalı istatistikte çok yaygın olmadığı İstatistik lisans programlarında yeterince verilmediği ve daha çok sosyal bilimcilerin ilgi gösterdiğini vurgulamaktadırlar. BANOVA'nın ANOVA'ya göre üstün yönleri şöyle özetlenebilir: BANOVA'da tahmin edilen parametre için $\%(1-\alpha)100$ için bir güvenilir aralık hesaplanır buradan da parametrenin gerçek değerinin örneğin %95 olasılıkla a ve b sınırları arasına düşeceği söylenir. Oysa ANOVA'da parametre için hesaplanan güven aralığının parametrenin gerçek değerini kapsayan aralıklardan birisi olması olasılığı $\%(1-\alpha)100$ güven düzeyinde söylenebilir denilmektedir. Modelde yer alan gereksiz bir eşdeğişkenin model üzerinde yaratacağı kestirim hatası BANOVA'da giderilmiş olur bu da bir avantajdır. Bayesçi yaklaşımda p değeri yerine BF için verilen eşik değerleri kullanılarak H_0 ve H_1 hipotezlerinin hangisi için daha güçlü bir kanıt var onu sorgulanır. Kayıp gözlem olması, gözlem sayısının az olması gibi durumlarda rahatlıkla kullanılan BANOVA araştırmacılar için kolaylık sağlamaktadır. Bu çalışmada BANOVA uygulamasını göstermek ve sonuçları yorumlamak için hava kirliliği verileri kullanılmıştır. Veri

sayısının az olması, bazı yıllarda gözlemin olmaması, özellikle $PM_{2.5}$ ve SO_2 'de sabit varyans varsayımının sağlanmıyor olması klasik ANOVA'nın kullanılmasına engel teşkil etmektedir. Bu durumda BANOVA'nın çok sayıda avantajı mevcuttur.

Hava kirliliğinin insan ve çevre sağlığı üzerindeki yarattığı olumsuz etkilerin araştırılması ve bu nedenle hava kalitesinin izlenmesi ve AB hava kalitesi limitlerine uyum sağlanması amacıyla amacıyla 6 Haziran 2008 tarih ve 26898 sayılı Resmi Gazete'de yayımlanan Hava Kalitesi Değerlendirme ve Yönetimi (HKDY) Yönetmeliği yürürlüğe girmiştir. Buradan elde edilen verilerin derlendiği Çevre Durum Raporu – 2018'de belirtildiğine göre "2018 yılı içerisinde SO_2 konsantrasyonlarının incelenmesi sonucunda, Bahçelievler, Demetevler, Dikmen, Kayaş, Keçiören, Sıhhiye, Sincan, Siteler istasyonlarında Hava Kalitesi Değerlendirme ve Yönetimi Yönetmeliği 24 saatlik ortalama süre için verilen $150 \mu g/m^3$ 'lük ve saatlik $380 \mu g/m^3$ 'lük sınır değerlerin hiç aşılmadığı görülmüştür" diye ifade edilmiştir. Yine aynı raporda verilen hava kalitesi parametreleri aylık ortalama konsantrasyon değerlerine göre en fazla limit aşımı Keçiören'de Mart ayında toplam 22 gün, ardından da Sincan'da 20 gün olmuştur. Şubat ve Mart aylarında Kayaş'da limit aşımı 19 gün, Nisan'da da 18 gün olarak gözlenmiştir.

Aynı raporda yer alan istasyonlar: Bahçelievler, Demetevler, Dikmen, Kayaş, Keçiören, Sıhhiye, Sincan, Siteler PM_{10} , $PM_{2.5}$ ve SO_2 açısından karşılaştırılmıştır. Karşılaştırmada klasik ANOVA yerine BANOVA kullanılarak sonuçlar yorumlanmıştır. Hipotezler BF' ye göre değerlendirilmiştir. Ocak 2018-Aralık 2018 tarihlerinde elde edilen verilere göre PM_{10} bakımından istasyonlar arasında fark olmadığına dair kanıt varken; $PM_{2.5}$ ve SO_2 içinde H_0 'ın doğru olmadığına dair güçlü kanıt elde edilmiştir. Farklılığın hangi istasyon ya da istasyonlardan kaynaklandığı Bayesçi post-hoc testi ile incelenmiş elde edilen çarpıcı sonuçlara bakıldığında örneğin $PM_{2.5}$ bakımından Sıhhiye'nin diğer tüm istasyonlardan farklı olduğu yani daha yüksek $PM_{2.5}$ değerine sahip olduğu vurgulanmıştır. Sıhhiye semti Ankara'nın Ulus ve Kızılay gibi şehrin iki merkezini birleştiren, çok yoğun bir insan ve araç trafiğinin bulunduğu ayrıca hastanelerin ve işyerlerinin konumlandığı çok kirletici faktörü olan bir semt olmasından kaynaklanması zaten beklenen bir sonuçtur. Yüksek basınç, ısı terselmesi ve aşırı yapılaşmadan dolayı rüzgar engellenmesi gibi faktörlerden dolayı hava kirleticileri uzaklaşmamakta ve kirli hava maruziyeti ortaya çıkmaktadır. SO_2 bakımından da Kayaş bölgesi diğer istasyonlardan farklılık göstermektedir. Ankara İli Temiz Hava Eylem Planı 2020-2024 [31] raporu incelendiğinde, hava kalitesi değerlendirme sonuçları, bu sonuçların Hava Kalitesi Değerlendirme ve Yönetimi Yönetmeliği yükümlülüklerine uyum oranını, hava kalitesi için izlenecek eylem planlarını ve sonraki on yıl için tahminler istasyonlar bazında detaylı olarak verilmiştir.

Yazar Katkıları: Bu çalışmada giriş literatür taraması analizler ve sonuç bölümü S.K. tarafından yapılmıştır.

Finansman: Bu çalışma için herhangi bir finansal kaynak sağlanmamıştır.

Çıkar Çatışması: Yazarlar herhangi bir çıkar çatışması olmadığını beyan etmemektedir.

Kaynakça

- [1] G. E. P. Box, and G.C. Tiao, "Bayesian Inference in Statistical Analysis", John Wiley and Sons, Inc.1992.
- [2] B.P. Carlin, and T.A. Louis, "Bayes and Empirical Bayes Methods for Data Analysis". 2nd Edition, Chapman and Hall/CRC, New York, 2000.
- [3] R.E. Kirk, "The Importance of Effect Magnitude." In Handbook of Research Methods in Experimental Psychology, edited by Stephen F. Davis, 83–105. Malden, MA: Blackwell, 2003.
- [4] F.L. Schmidt, "Statistical significance testing and cumulative knowledge in psychology: Implications for training of researchers." Psychological Methods, vol.1, pp.115–129,1996.
- [5] J. Kruschke, "Doing Bayesian Data Analysis", Wiley interdisciplinary reviews. Cognitive Science vol.1,pp.658 – 676, 2010.

-
- [6] E.T. Jaynes, O. Kempthorne, "Confidence Intervals vs Bayesian Intervals. In: Harper W.L., Hooker C.A. (eds) *Foundations of Probability Theory, Statistical Inference, and Statistical Theories of Science*". The University of Western Ontario Series in Philosophy of Science (A Series of Books on Philosophy of Science, Methodology, and Epistemology Published in Connection with the University of Western Ontario Philosophy of Science Programme), vol 6b. Springer, Dordrecht, 1976.
- [7] A. Gelman, J.B. Carlin, H.S. Stern, D.B. Rubin, "Bayesian Data Analysis" (2nded.). London: Chapman and Hall, 2004.
- [8] D. Kaplan, "Bayesian Statistics for the Social Sciences". London: Guilford, 2014.
- [9] C. König, R. Van de Schoot, "Bayesian statistics in educational research: a look at the current state of affairs", *Educational Review*, vol.70(4), 486-509, 2017.
- [10] R.D. Morey, "Bayesian inference for psychology. Part I: Theoretical advantages and practical ramifications". *Psychonomic Bulletin & Review*, vol.25, pp.35-57,2018.
- [11] J.N. Rouder, P.L. Speckman, D. Sun, R.D. Morey, G. Iverson, "Bayesian t tests for accepting and rejecting the null hypothesis". *Psychonomic Bulletin & Review*, vol.16(2), pp.225-237,2009.
- [12] E.J. Wagenmakers, M. Marsman, T. Jamil, A. Ly, A.J. Verhagen, J. Love, R. Selker, Q. Gronau, M. Šmíra, S. Epskamp, D. Matzke, J. Rouder, R. Morey, "Bayesian inference for psychology. Part I: Theoretical advantages and practical ramifications. *Psychonomic Bulletin & Review*.vol. 25(1), pp.35-57, 2017.
- [13] A.M. Ellison, "Bayesian Inference in Ecology". *Ecology Letters*, vol.7(6), pp.509-520, 2005.
- [14] A. Gelman, "Analysis of variance why it is more important than ever", *Annals of Statistics*, vol.33, pp.1-53, 2005.
- [15] M. Plummer, "Rjags: Bayesian Graphical Models Using MCMC. R Package Version 4-6." <https://CRAN.R-project.org/package=rjags>,2016.
- [16] D. Van den Bergh, J. van Doorn, M. Marsman, T. Draws, E-J. van Kesteren, K. Derks, F. Dablander, Q.F. Gronau, S. Kucharsky, A.R. Komarlu Narendra Gupta, A. Sarafoglou, J.G. Voelkel, A. Stefan, A. Ly, M. Hinne, D. Matzke, E-J. Wagenmakers, "A tutorial on conducting and interpreting a Bayesian ANOVA in JASP". *Dans L'Année Psychologique*, vol. 120, pp.73-96, 2020/1.
- [17] A. Nel, "Air Pollution-Related Illness: Effects of Particles". *Science*, vol.308, pp.804-806,2005.
- [18] Çevre Durum Raporu 2018 (<https://ced.csb.gov.tr/iller-ozet-cevre-durum-raporu-i-82675>, Son Erişim Tarihi: 15 Mayıs 2021).
- [19] J.O. Berger, "Statistical Decision Theory and Bayesian Analysis". Springer Series in Statistics (Second ed.). Springer-Verlag, 1985.
- [20] R.E. Kass, A.E. Raftery, "Bayes Factors". *Journal of the American Statistical Association*, vol: 90(430), pp.773-795, 1995.
- [21] R.D. Morey, J.N. Rouder, "Bayes factor approaches for testing interval null hypotheses". *Psychological Methods*, vol:16, pp.406-419.
- [22] Z. Dienes," How Bayes factors change scientific practice". *Journal of Mathematical Psychology*, vol. 72, 78-89, 2016.
- [23] F.D. Schönbrodt, E-J. Wagenmakers," Bayes factor design analysis: Planning for compelling evidence". *Psychonomic Bulletin & Review*, vol:25(1), pp.128-142, 2018.

-
- [24] R. Wetzels, R.P.P.P, Grasman, E. Wagenmakers, "A Default Bayesian hypothesis test for Anova designs". *The American Statistician*, vol. 66(2), pp.104-111, 2012.
- [25] M.J. Bayarri, G. Garcia-Donato, "Extending conventional priors for testing general hypotheses in linear models," *Biometrika*, vol: 94, pp.135–152, 2007.
- [26] H. Jeffreys, "Theory of Probability", Third Edition. Clarendon Press: Oxford, 1961.
- [27] R.D. Morey, J.N. Rouder, "BayesFactor 0.9.12-4.2. Comprehensive R Archive Network". Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/>, 2015.
- [28] JASP Team. JASP (Version 0.14.1) [Computer software], 2020.
- [29] V. Amrhein, S. Greenland, B. McShane, "Scientists rise up against statistical significance". *Nature*, vol: 567, pp.305-307, 2019.
- [30] J. Cohen, "The earth is round ($p < .05$)". *American Psychologist*, vol:49, pp.997-1003, 1994.
- [31] Ankara İli Temiz Hava Eylem Planı, 2020-2024. (<https://webdosya.csb.gov.tr/db/ankara/icerikler/temiz-hava-eylem-plani-2020-2024-v.3.0-20200122070703.pdf>, Erişim tarihi: 15 Mayıs 2021)

Article

Received: date: 05.13.2021

Accepted: date: 05.29.2021

Published: date: 30.06.2021

A new closed form for Libby-Novick beta class of generalized distributions with applications to Weibull model

Mohammed Ali Ahmed^{1*}

¹Department of Statistics, Mathematics and Insurance, Al Madina Higher Institute of Management and Technology, Giza, Egypt,
mrmohamedali2005@yahoo.com

Orcid: 0000-0002-8320-6631

*Corresponding Author, e-mail: mrmohamedali2005@yahoo.com

Abstract: It is useful to derive new classes of distributions having a simple closed form instead of classes having no closed form to get better flexibility in deriving mathematical properties, generating random numbers and applying real data sets. In this paper, a new closed form class of generalized distributions, so-called the modified Libby-Novick (MLN) class, is derived from the implicit form of Libby-Novick beta class. Two important classes of distributions are nested by the MLN class. Some generalized mathematical properties are derived and the MLN class parameters estimation using maximum likelihood estimation (MLE) method is obtained. A simulation study using bootstrapping approach is applied to investigate the estimators behavior of the MLN-Weibull (MLN-W) distribution. A real data set is used to illustrate the potentiality of the MLN-W

Keywords: the new form Libby-Novick distribution, moments, order statistics, maximum likelihood estimation.

1. Introduction

Eugene *et al.* [1] presented for the first time the beta class which has the following CDF and PDF, respectively,

$$P(y; \alpha, \beta, W) = \frac{1}{B(\alpha, \beta)} \int_0^{G(y; W)} t^{\alpha-1} (1-t)^{\beta-1} dt ; 0 < t < 1; \alpha, \beta > 0 ; -\infty < y < \infty,$$

and

$$p(y; \alpha, \beta, W) = \frac{1}{B(\alpha, \beta)} g(y; W) G(y; W)^{\alpha-1} \{1 - G(y; W)\}^{\beta-1},$$

where $G(y; W)$ is the CDF of the baseline distribution, W is the parameter vector of the baseline distribution. Wahed [2] presented a general method for constructing an extended class of generalized distributions by using the following CDF

$$F(y;T,W) = \int_0^{G(y;W)} g(t;T) dt ; 0 < t < 1, \quad (1)$$

where $G(y;W)$ is the CDF of the baseline distribution and $g(t;T)$ is the PDF of the generator distribution, T is the parameter vector of the generator distribution and W is the parameter vector of the baseline distribution. Based on [2] many classes of generalized distributions are derived as the Kumaraswamy (KW) class, [3] and [4], the Kummer beta class [5], the McDonald class, [6] and [7], the Kumaraswamy- Kumaraswamy (KW-KW) class, [8] and [9], the Libby-Novick beta class, [10] and [11], which have the following CDF and PDF

$$F_{LNB}(y;a,b,c,W) = \frac{c^a}{B(a,b)} \int_0^{G(y;W)} \frac{t^{a-1}(1-t)^{b-1}}{\{1-(1-c)t\}^{a+b}} dt ; 0 < t < 1; a,b,c > 0,$$

and

$$f_{LNB}(y;a,b,c,W) = \frac{c^a g(x;W)G(x;W)^{a-1}\{1-G(x;W)\}^{b-1}}{B(a,b)\{1-(1-c)G(x;W)\}^{a+b}}.$$

The main goal of this study is to derive a new explicit form class of distributions depending on the new form Libby-Novick distribution, Ali Ahmed [12], as a simple generator.

The rest of this paper is organized as follows: In section 2, the proposed class is derived. In section 3, some mathematical properties are given. In section 4, the Hazard function is obtained. In section 5, the Rényi entropy is given. In section 6, order statistics are obtained. In Section 7, the MLE method is performed. In Section 8, a simulation study using bootstrapping approach is used. Finally, in Section 9, an application is used practically.

2. The New MLN Class of Generalized Distributions

Ali Ahmed [12] presented, for the first time, the new form Libby-Novick (NLN) distribution where he derived the NLN distribution using a transformation into the Libby- Novick beta distribution, the NLN distribution is much simpler to use than Libby-Novick beta distribution, in simulation studies or in mathematical properties, because of his simple closed form of both its quantile function and cumulative distribution function.

The NLN distribution has the following CDF and PDF, respectively,

$$G(t;\alpha,\beta,c) = 1 - \frac{(1-t^\alpha)^\beta}{[1-(1-c)t^\alpha]^\beta}; 0 < t < 1; \alpha,\beta,c > 0, \quad (2)$$

and

$$g(t;\alpha,\beta,c) = \frac{\alpha\beta c t^{\alpha-1}(1-t^\alpha)^{\beta-1}}{[1-(1-c)t^\alpha]^{\beta+1}}, \quad (3)$$

substituting (3) into (1) gives

$$F(y;\alpha,\beta,c,W) = \alpha\beta c \int_0^{G(y;W)} \frac{t^{\alpha-1}(1-t^\alpha)^{\beta-1}}{[1-(1-c)t^\alpha]^{\beta+1}} dt, \quad (4)$$

setting $x = t^\alpha$ gives

$$F(y; \alpha, \beta, c, W) = \beta c \int_0^{G^\alpha(y; W)} \frac{(1-x)^{\beta-1}}{[1-(1-c)x]^{\beta+1}} dx,$$

using the following method of integration, Prudnikov *et al.* [13],

$$\int_r^s \frac{(1+\delta z)^{\beta-1}}{(1+\zeta z)^{\beta+1}} dz = \frac{(\delta s + 1)^\beta}{\delta \beta (\zeta s + 1)^\beta - \beta \zeta (\zeta s + 1)^\beta} - \frac{(\delta r + 1)^\beta}{\delta \beta (\zeta r + 1)^\beta - \beta \zeta (\zeta r + 1)^\beta}; \delta, \zeta \in R; \beta, z > 0,$$

then,

$$F(y; \alpha, \beta, c, W) = \beta c \left\{ \frac{1}{\beta c} - \frac{(1-x)^\beta}{\beta c (cx - x + 1)^\beta} \right\}_0^{G^\alpha(y; W)},$$

hence,

$$F(y; \alpha, \beta, c, W) = 1 - \frac{[1 - G^\alpha(y; W)]^\beta}{[1 - (1-c)G^\alpha(y; W)]^\beta}; -\infty < y < \infty; \alpha, \beta, c > 0, \quad (5)$$

differentiating (4) gives, directly, the PDF of the MLN class, as follows,

$$f(y; \alpha, \beta, c, W) = \frac{\alpha \beta c g(y; W) G^{\alpha-1}(y; W) (1 - G^\alpha(y; W))^{\beta-1}}{[1 - (1-c)G^\alpha(y; W)]^{\beta+1}}, \quad (6)$$

setting $c=1$ gives the KW class and setting $c=1, \beta=1$ gives the exponentiated (EX) class. Many special distributions can be derived by the MLN class as the MLN-Weibull (MLN-W) distribution, some shapes of the density function for the MLN-W distribution are illustrated in figure 1.

2.1. An Expansion for the CDF and PDF

Using the binomial expansion for (4) gives

$$F(y; \alpha, \beta, c, W) = \alpha \beta c \sum_{i=0}^{\infty} (-1)^i \binom{\beta-1}{i} t^{\alpha i} \int_0^{G(y; W)} \frac{t^{\alpha-1}}{[1-(1-c)t^\alpha]^{\beta+1}} dt,$$

then,

$$F(y; \alpha, \beta, c, W) = \alpha \beta c \sum_{i=0}^{\infty} (-1)^i \binom{\beta-1}{i} \int_0^{G(y; W)} \frac{t^{\alpha i + \alpha - 1}}{[1-(1-c)t^\alpha]^{\beta+1}} dt,$$

substituting $x = t^\alpha$ into last equation yields

$$F(y; \alpha, \beta, c, W) = \beta c \sum_{i=0}^{\infty} (-1)^i \binom{\beta-1}{i} \int_0^{G^\alpha(y; W)} \frac{x^{i+1-1}}{[1-(1-c)x]^{\beta+1}} dx,$$

using the following method of integration, Gradshteyn and Ryzhik [14],

$$\int_0^u \frac{z^{\mu-1}}{[1+\lambda z]^\nu} dz = \frac{u^\mu}{\mu} {}_2F_1(\nu, \mu, 1+\mu, -\lambda u), \quad (7)$$

where $u = G^\alpha(y; W)$, $\mu = i + 1$, $\nu = \beta + 1$, $\lambda = c - 1$, gives

$$F(y; \alpha, \beta, c, W) = \beta c \sum_{i=0}^{\infty} (-1)^i \binom{\beta-1}{i} \frac{G^{\alpha(i+1)}(y; W)}{(i+1)} {}_2F_1[(\beta+1), i+1, i+2, (1-c)G^\alpha(y; W)],$$

using the hypergeometric expansion for the last equation yields

$$F(y; \alpha, \beta, c, W) = \beta c \sum_{i=0}^{\infty} (-1)^i \binom{\beta-1}{i} \frac{G^{\alpha(i+1)}(y; W)}{(i+1)} \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(\beta+1)_j (i+1)_j [(1-c)G^\alpha(y; W)]^j}{(i+2)_j j!},$$

where $(\cdot)_j$ is the ascended factorial, then,

$$F(y; \alpha, \beta, c, W) = \beta c \sum_{i,j=0}^{\infty} (-1)^i \binom{\beta-1}{i} \frac{(\beta+1)_j (1-c)^j G^{\alpha(i+1)+\alpha j}(y; W)}{j!},$$

hence,

$$F(y; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{i,j=0}^{\infty} m_{i,j} G^{\alpha(i+1)+\alpha j}(y; W);$$

$$m_{i,j} = \beta c (-1)^i \binom{\beta-1}{i} \frac{(\beta+1)_j (1-c)^j}{j!}.$$

It can be seen that α , in the last equation, is a positive integer but one can generalize the last equation after setting α a positive real, as follows, since

$$F(y; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{i,j=0}^{\infty} m_{i,j} [1 - (1 - G(y; W))]^{\alpha(i+1)+\alpha j},$$

using the binomial expansion twice for the last equation gives

$$F(y; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{i,j=0}^{\infty} m_{i,j} \sum_{k=0}^{\infty} (1 - G(y; W))^k (-1)^k \binom{(i+1)+\alpha j}{k},$$

then,

$$F(y; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{i,j=0}^{\infty} m_{i,j} \sum_{k=0}^{\infty} (-1)^k \binom{(i+1)+\alpha j}{k} \sum_{p=0}^k G^p(y; W) (-1)^p \binom{k}{p},$$

since,

$$\sum_{k=0}^{\infty} \sum_{p=0}^k = \sum_{p=0}^{\infty} \sum_{k=p}^{\infty},$$

hence,

$$F(y; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=0}^{\infty} Q_p G^p(y; W);$$

$$Q_p = \sum_{i,j=0}^{\infty} \sum_{k=p}^{\infty} m_{i,j} (-1)^k \binom{(i+1)+\alpha j}{k} (-1)^p \binom{k}{p}, \quad (8)$$

differentiating (8) yields

$$f(y; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=1}^{\infty} p Q_p g(y; W) G^{p-1}(y; W),$$

shifting the index p backward yields

$$f(y; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=0}^{\infty} (p+1) Q_{p+1} g(y; W) G^p(y; W),$$

hence,

$$f(y; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* g(y; W) G^p(y; W), \quad (9)$$

where,

$$Q_p^* = (p+1) Q_{p+1}.$$

2.2. The Condition for the PDF Expansion

since,

$$\sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* \int_{-\infty}^{\infty} g(y; W) G^p(y; W) dy = 1,$$

then,

$$\sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* \left[\frac{G^{p+1}(y; W)}{(p+1)} \right]_{-\infty}^{\infty} = 1,$$

hence,

$$\sum_{p=0}^{\infty} \frac{Q_p^*}{p+1} = 1. \quad (10)$$

3. Some Properties of the MLN Class of Distributions

In this section some properties of the MLN class of distributions will be obtained as follows:

3.1. The r -th Moment

The random variable Y having the PDF of the MLN class of distributions has the following r -th moment, Johnson *et al.*[15],

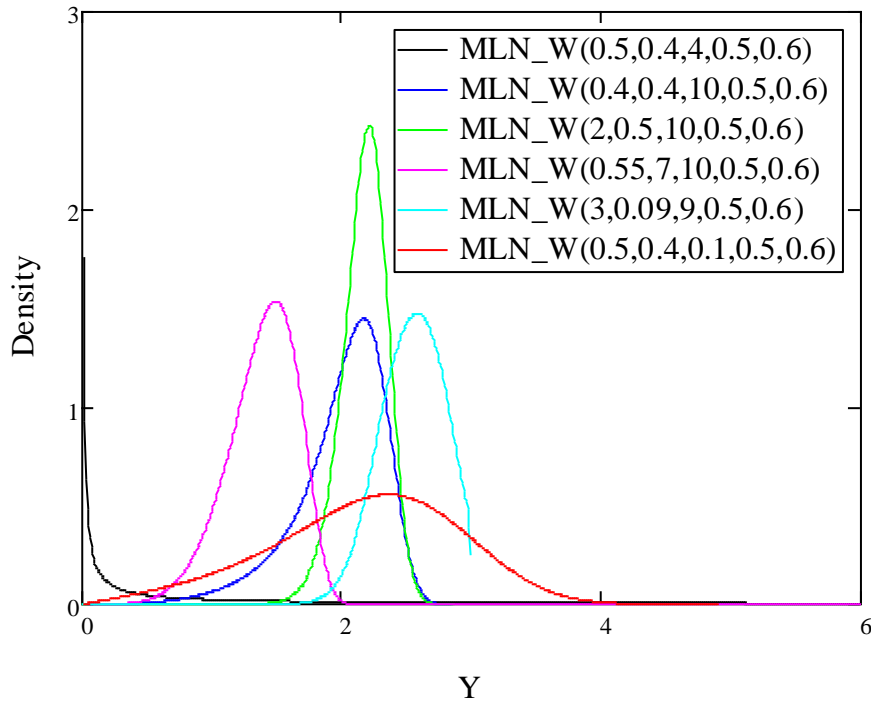


Figure 1: The MLN-W density functions

$$E(y^r) = \int_y y^r f(y) dy,$$

substituting (9) into last equation yields

$$E(y^r; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* \int_{-\infty}^{\infty} y^r g(y; W) G^p(y; W) dy, \quad (11)$$

then,

$$E(y^r; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* \tau_{r,p,0}.$$

where τ is the probability weighted moment (PWM), Greenwood *et al.*[16].

One easily can find that, setting $r=0$ and using (11) gives

$$E(y^0; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* \int_{-\infty}^{\infty} g(y; W) G^p(y; W) dy,$$

then,

$$E(y^0; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* \left[\frac{G^{p+1}(y; W)}{p+1} \right]_{-\infty}^{\infty},$$

substituting (10) into last equation yields

$$E(y^0; \alpha, \beta, c, W) = 1.$$

Using the Parent Quantile Function

Setting $G(y;W) = u$, $y = q(u)$ and substituting into (11) gives

$$E(y^r; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* \int_0^1 q^r(u) u^p du,$$

then,

$$E(y^r; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* \tau_{r,p,o}.$$

3.2. The PWM

The random variable Y having the CDF and PDF of the MLN class of distributions has the following PWM, Greenwood *et al.* [16],

$$\tau_{r,s,o} = \int_y y^r f(y) F^s(y) dy,$$

substituting (8) and (9) into last equation gives

$$\tau_{r,s,o} = \int_{-\infty}^{\infty} \left[\sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* G^p(y;W) \right] \left[\sum_{p=0}^{\infty} Q_p G^p(y;W) \right]^s y^r g(y;W) dy,$$

since,

$$\tau_{r,s,o} = \int_{-\infty}^{\infty} \left[\sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* G^p(y;W) \right] \left[\sum_{p=0}^{\infty} c_p G^p(y;W) \right] y^r g(y;W) dy,$$

where

$$c_0 = Q_0^s, c_m = \frac{1}{m Q_0} \sum_{p=1}^m (ps - m + p) Q_p c_{m-p}; m \geq 1,$$

hence,

$$\tau_{r,s,o} = \sum_{p=0}^{\infty} d_p \int_{-\infty}^{\infty} y^r g(y;W) G^p(y;W) dy, \quad (12)$$

where

$$d_p = \sum_{p=0}^n Q_p^* c_{n-p},$$

then,

$$\tau_{r,s,o} = \sum_{p=0}^{\infty} d_p \tau_{r,p,o}.$$

Using the Parent Quantile Function

Setting $G(y;W) = u$, $y = q(u)$ and substituting into (12) yields

$$\tau_{r,s,o} = \sum_{p=0}^{\infty} d_p \int_0^1 q^r(u) u^p du,$$

then,

$$\tau_{r,s,o} = \sum_{p=0}^{\infty} d_p \tau_{r,p,o}.$$

3.3. The Moment Generating Function

The random variable Y having the *PDF* of the *MLN* class of distributions has the following moment generating function (*MGF*)

$$M_y(t) = E(e^{ty}) = \int_y e^{ty} f(y) dy, \quad (13)$$

using the exponential expansion for last equation gives

$$E(e^{ty}) = E\left(\sum_{r=0}^{\infty} \frac{t^r y^r}{r!}\right),$$

then,

$$E(e^{ty}) = \sum_{r=0}^{\infty} \frac{t^r E(y^r)}{r!}.$$

Using the Parent Quantile Function

Substituting (9) into (13) gives

$$E(e^{ty}; \alpha, \beta, c, W) = \int_{-\infty}^{\infty} e^{ty} \sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* g(y;W) G^p(y;W) dy,$$

then,

$$E(e^{ty}; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* \int_{-\infty}^{\infty} e^{ty} g(y;W) G^p(y;W) dy,$$

setting $G(y;W) = u$, $y = q(u)$ and substituting into last equation yields

$$E(e^{ty}; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* \int_0^1 e^{tq(u)} u^p du.$$

3.4. The Mean Deviation

The random variable Y having the *PDF* of the *MLN* class of distributions has the following mean deviation about the mean and about the median, respectively,

$$S_1(y) = \int_y |y - \mu| f(y) dy \quad \text{and} \quad S_2(y) = \int_y |y - M| f(y) dy,$$

easily, it can be given by, Ahmed [17], Ali Ahmed [12]

$$S_1(y) = 2\mu F(\mu) - 2t(\mu) \quad \text{and} \quad S_2(y) = \mu - 2t(M),$$

where $T(z) = \int_{-\infty}^z y f(y) dy$ is the linear incomplete moment.

Substituting (9) into $T(\cdot)$ gives

$$T(z; \alpha, \beta, c, W) = \int_{-\infty}^z y \sum_{p=0}^n Q_p^* g(y; W) G^p(y; W) dy,$$

then,

$$T(z; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* \int_{-\infty}^z y g(y; W) G^p(y, w) dy.$$

Using the Parent Quantile Function

Setting $G(y; W) = u$, $y = q(u)$ and substituting into last equation yields

$$T(z; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* \int_0^{G(z)} q(u) u^p du.$$

4. The Hazard Function of the MLN Class of Distributions

The random variable Y having the CDF of the MLN class of distributions has the following survival function, Meeker and Escobar [18],

$$S(y) = 1 - F(y),$$

substituting (5) into last equation gives

$$S(y; \alpha, \beta, c, W) = \frac{[1 - G^\alpha(y; W)]^\beta}{[1 - (1-c)G^\alpha(y; W)]^\beta}; \quad -\infty < y < \infty; \quad \alpha, \beta, c > 0. \quad (14)$$

Simply, the Hazard function, Meeker and Escobar [18], can be given by

$$H(y) = \frac{f(y)}{S(y)},$$

substituting (6) and (14) into last equation yields

$$H(y; \alpha, \beta, c, W) = \frac{\alpha \beta c g(y; W) G(y; W)^{\alpha-1}}{[1 - G^\alpha(y; W)] [1 - (1-c)G^\alpha(y; W)]^\alpha},$$

some shapes of the Hazard function, for example, for the MLN-W distribution are illustrated in figure 2.

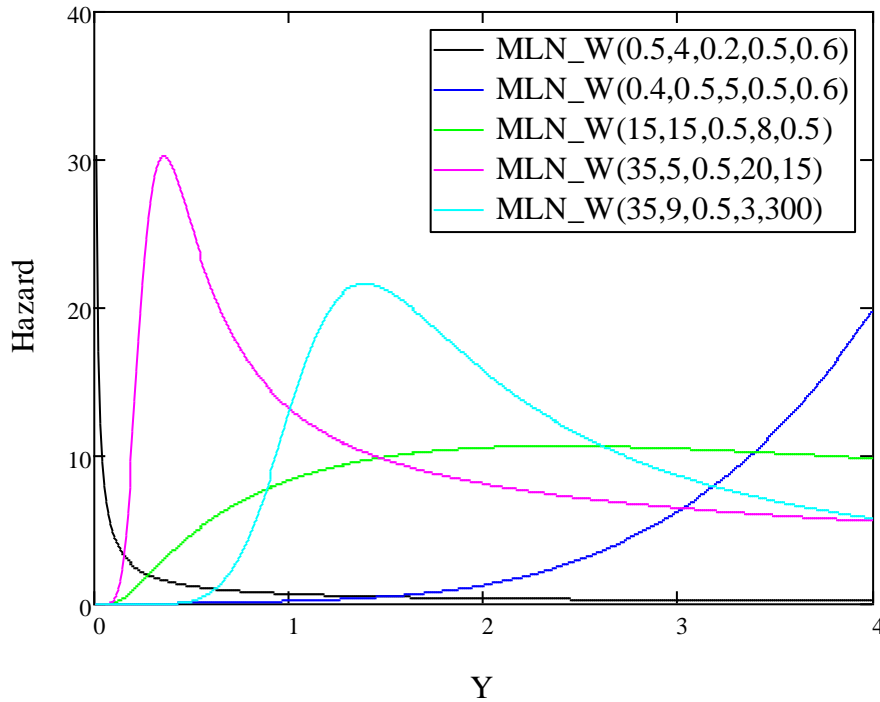


Figure 2: The *MLN-W* Hazard functions

One can see, in figure 2, three types of Hazard functions curves of the *MLN-W* distribution are described as follows: A decreasing then constant Hazard curve, an increasing then constant Hazard curve and an increasing then decreasing then constant Hazard curve.

5. The Rényi Entropy of the *MLN* Class of Distributions

The random variable Y having the PDF of the *MLN* class of distributions has the following Rényi entropy, Meeker and Escobar [18],

$$e_R(\rho) = \frac{1}{1-\rho} \log \left[\int_{-\infty}^{\infty} [f(y)]^\rho dy \right],$$

substituting (9) into last equation gives

$$e_R(\rho) = \frac{1}{1-\rho} \log \left[\int_{-\infty}^{\infty} \left(\sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* g(y;W) G^p(y;W) \right)^\rho dy \right],$$

then,

$$e_R(\rho) = \frac{1}{1-\rho} \log \left[\int_{-\infty}^{\infty} g^\rho(y;W) \left(\sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* G^p(y;W) \right)^\rho dy \right],$$

hence,

$$e_R(\rho) = \frac{1}{1-\rho} \log \left[\sum_{p=0}^{\infty} a_p \int_{-\infty}^{\infty} g^\rho(y;W) G^p(y;W) dy \right],$$

where,

$$a_0 = (Q_0^*)^p, a_m = \frac{1}{m Q_0^*} \sum_{p=1}^m (p\rho - m + p) Q_p^* a_{m-p}; m \geq 1.$$

6. Order Statistics of the MLN Class of Distributions

A density function $f(y_{u:v})$ of the u -th order statistics for $u = 1, 2, \dots, v$ from *iid* random variables Y_1, Y_2, \dots, Y_v following any MLN generalized distribution, Arnold *et al.*[19], is given by

$$f(y_{u:v}) = \frac{f(y_u)}{B(u, v-u+1)} F^{u-1}(y_u) \{1 - F(y_u)\}^{v-u},$$

using binomial expansion for last equation gives

$$f(y_{u:v}) = \sum_{w=0}^{v-u} \frac{(-1)^w \binom{v-u}{w}}{\beta(u, v-u+1)} f(y_u) F^{u+w-1}(y_u),$$

substituting (8) and (9) into last equation gives

$$f(y_{u:v}; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{w=0}^{v-u} \frac{(-1)^w \binom{v-u}{w}}{\beta(u, v-u+1)} \left[\sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* g(y_u; W) G^p(y_u; W) \right] \times \left[\sum_{p=0}^{\infty} Q_p G^p(y_u; W) \right]^{u+w-1},$$

then,

$$f(y_{u:v}; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{w=0}^{v-u} \frac{(-1)^w \binom{v-u}{w}}{\beta(u, v-u+1)} \left[\sum_{p=0}^{\infty} Q_p^* g(y_u; W) G^p(y_u; W) \right] \left[\sum_{p=0}^{\infty} c_p G^p(y_u; W) \right].$$

where,

$$c_0 = Q_0^{u+w-1}, c_m = \frac{1}{m Q_0} \sum_{p=1}^m [p(u+w-1) - m + p] Q_p c_{m-p}; m \geq 1,$$

hence,

$$f(y_{u:v}; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{w=0}^{v-u} \frac{(-1)^w \binom{v-u}{w}}{\beta(u, v-u+1)} \sum_{p=0}^{\infty} d_p g(y_u; W) G^p(y_u; W)$$

where,

$$d_p = \sum_{p=0}^n Q_p^* c_{n-p},$$

moreover,

$$f(y_{uv}; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=0}^{\infty} b_p g(y_u; W) G^p(y_u; W), \quad (15)$$

where,

$$b_p = \sum_{w=0}^{v-u} \frac{(-1)^w \binom{v-u}{w}}{\beta(u, v-u+1)} \sum_{p=0}^n Q_p^* c_{n-p}.$$

The r -th moment of order statistics of the MLN class of distributions is given by

$$E(y_{uv}^r) = \int_{y_u} y_u^r f(y_{uv}) dy_u,$$

substituting (15) into last equation yields

$$E(y_{uv}^r; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=0}^{\infty} b_p \int_{-\infty}^{\infty} y_u^r g(y_u; W) G^p(y_u; W) dy_u,$$

so that,

$$E(y_{uv}^r; \alpha, \beta, c, W) = \sum_{p=0}^{\infty} b_p \tau_{r,p,\alpha}.$$

7. Estimation for the MLN Class Parameters Using MLE Method

Let Y_1, Y_2, \dots, Y_n be *iid* random variables following any MLN generalized distribution $(y; \Lambda)$ then the likelihood function for the vector of parameter $\Lambda = (\alpha, \beta, c, W)$, Garthwait *et al.*[20], is obtained by

$$L(y; \alpha, \beta, c, W) = (\alpha \beta c)^n \prod_{i=1}^n g(y_i; W) \prod_{i=1}^n G^{\alpha-1}(y_i; W) \prod_{i=1}^n (1 - G^{\alpha}(y_i; W))^{\beta-1} \\ \times \prod_{i=1}^n [1 - (1-c)G^{\alpha}(y_i; W)]^{-\beta-1},$$

the log likelihood function is given by

$$\ell(y; \alpha, \beta, c, W) = n [\log \alpha + \log \beta + \log c] + \sum_{i=1}^n \log g(y_i; W) + (\alpha - 1) \sum_{i=1}^n \log G(y_i; W) \\ + (\beta - 1) \sum_{i=1}^n \log(1 - G^{\alpha}(y_i; W)) + (-\beta - 1) \sum_{i=1}^n \log[1 - (1-c)G^{\alpha}(y_i; W)],$$

the score functions for the parameters α, β, c and W are given by

$$\frac{\partial \ell(y; \alpha, \beta, c, W)}{\partial \alpha} = \frac{n}{\alpha} + \sum_{i=1}^n \log G(y_i; W) + (1 - \beta) \sum_{i=1}^n \frac{G^{\alpha}(y_i; W) \log G(y_i; W)}{1 - G^{\alpha}(y_i; W)} \\ + (1 + \beta) \sum_{i=1}^n \frac{(1-c)G^{\alpha}(y_i; W) \log G(y_i; W)}{1 - (1-c)G^{\alpha}(y_i; W)},$$

$$\frac{\partial \ell(y; \alpha, \beta, c, W)}{\partial \beta} = \frac{n}{\beta} + \sum_{i=1}^n \log(1 - G^\alpha(y_i; W)) - \sum_{i=1}^n \log[1 - (1-c)G^\alpha(y_i; W)],$$

$$\frac{\partial \ell(y; \alpha, \beta, c, W)}{\partial c} = \frac{n}{c} - (\beta + 1) \sum_{i=1}^n \frac{G^\alpha(y_i; W)}{[1 - (1-c)G^\alpha(y_i; W)]},$$

and

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ell(y; \alpha, \beta, c, W)}{\partial w_j} &= \sum_{i=1}^n \frac{1}{g(y_i; W)} \frac{\partial g(y_i; W)}{\partial w_j} + (\alpha - 1) \sum_{i=1}^n \frac{1}{G(y_i; W)} \frac{\partial G(y_i; W)}{\partial w_j} \\ &+ (1 - \beta) \sum_{i=1}^n \frac{\alpha G^{\alpha-1}(y_i; W)}{1 - G^\alpha(y_i; W)} \frac{\partial G(y_i; W)}{\partial w_j} \\ &+ (1 + \beta) \sum_{i=1}^n \frac{(1-c)\alpha G^{\alpha-1}(y_i; W)}{1 - (1-c)G^\alpha(y_i; W)} \frac{\partial G(y_i; W)}{\partial w_j}. \end{aligned}$$

8. A Simulation Study

This study aims to obtain *MLEs* of the *MLN-W* distribution parameters via random numbers to study the sample behavior of *MLEs* by the bootstrapping resample approach.

Obtaining parameters estimates algorithm is detailed in the following steps:

- i. Generating a random sample Y_1, Y_2, \dots, Y_n having sizes $n=(5, 15, 30, 50, 100, 300)$ using the *MLN-W* distribution.
- ii. Selecting different parameters set values as: set (1): $(\alpha=0.1, \beta=0.2, \theta=0.3, \lambda=4, c=3)$, set (2): $(\alpha=0.1, \beta=0.2, \theta=0.3, \lambda=6, c=3)$ and set (3): $(\alpha=0.1, \beta=0.2, \theta=0.5, \lambda=4, c=3)$.
- iii. Solving the *MLN-W* distribution normal equations by iteration to estimate distribution parameters.
- iv. Replacing set (1), set (2) and set (3) with its estimators and repeating step (3) to calculate: Biases, *MLEs*, *RMSE* (the root of mean squared error) and the Pearson type of parameters estimators of the *MLN-W* distribution, Pearson (1895).
- v. Repeating step (1) to step (4), 10000 times.

Random numbers samples are generated via Mathcad package v15 using the conjugate gradient iteration method. All outcomes are indicated in the appendix.

Clearly, from study results included in the appendix, Biases and *RMSEs* decrease as sample size

increases. In all times, $\hat{\beta}$ and $\hat{\lambda}$ sampling distributions follow the Pearson type *IV* distribution, $\hat{\alpha}$,

c and $\hat{\theta}$ sampling distributions differ according to sample size. As λ increases, for fixed values of

α, β, c and θ , the biases and *MSEs* of $\hat{\beta}$ and $\hat{\theta}$ decrease.. Also, one can see that when sample size increases, the estimators can be consistent.

9. Application

A real data set is used, practically, to investigate the flexibility of the new model using *MLE* method via the Mathematica package version 10, some distributions are used as: the *MLN-W* distribution, the gamma distribution,

the Gumbel (Max) distribution, the Singh-Maddala distribution, Kumar [21], the Kumaraswamy-Weibull (*KW-W*) distribution, Cordeiro *et al.* [22], the exponentiated-Weibull (*EX-W*) distribution, Nassar *et al.* [23], and the Weibull (*W*) distribution. The lifetime (Hours) of classic lamps for 60 devices as follows, given from the UK National Physical Laboratory at <http://www.npl.co.uk/>

3.337, 0.988, 6.058, 0.347, 0.924, 2.484, 3.149, 0.478, 5.000, 5.273, 5.600, 0.348, 7.208, 3.087, 2.405, 2.123, 1.023, 2.154, 4.535, 1.164, 1.330, 0.494, 0.164, 4.766, 5.396, 3.338, 4.663, 3.124, 7.406, 4.494, 3.136, 8.305, 0.483, 3.623, 0.060, 1.761, 3.862, 2.451, 2.714, 4.937, 3.343, 2.225, 0.608, 5.151, 1.950, 5.504, 0.244, 3.860, 4.431, 0.434, 0.083, 2.456, 1.886, 1.396, 2.823, 0.430, 0.573, 4.499, 0.260, 0.634.

Some measures for goodness of fit and likelihood ratio tests are obtained and included in table (1) and table (2), respectively, the figure (3) shows *PDFs* for some distributions having skewness and kurtosis values similar to the *MLN-W* distribution (the gamma distribution, the Gumbel (Max) distribution, the Singh-Maddala distribution) and the figure (4) shows the empirical *CDF* compared to *CDFs* for some distributions (the gamma distribution, the Gumbel (Max) distribution, the Singh-Maddala distribution) and the figure (5) illustrates probability density functions for special cases from the *MLN-W* distribution (the *KW-W* distribution, the *EX-W* distribution and the *W* distribution).

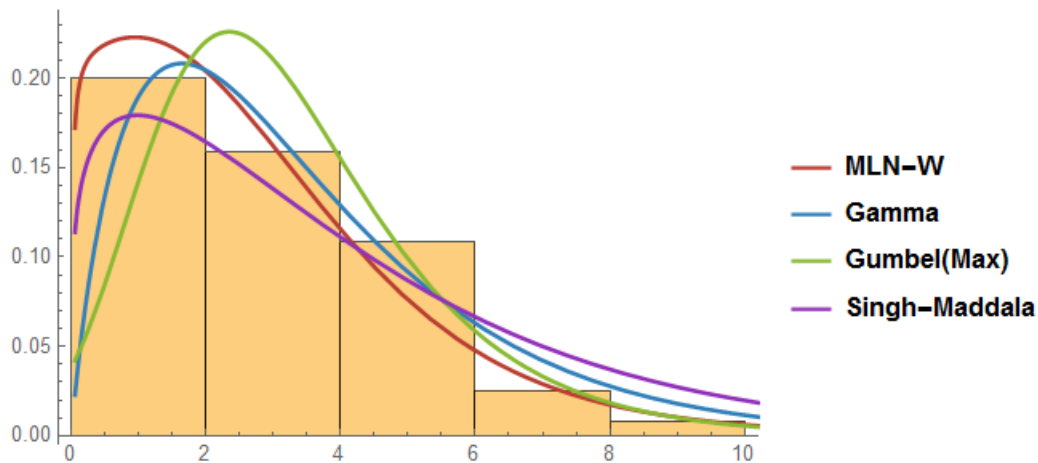


Figure 3: Probability density functions for some distributions having skewness and kurtosis values similar to the *MLN-W* distribution

Table 1: The *MLE* of the parameter(s) and the associated *AIC* and *BIC* values.

Distribution	MLE_parameters					Skewness	Kurtosis	KS	P-value	Likelihood Log	AIC	BIC	CAIC
	α	β	c	Λ	θ								
<i>MLN_W</i>	3.103 (0.142)	2.012 (0.107)	0.110 (0.012)	0.503 (0.121)	3.101 (0.725)	1.489	6.331	0.119	0.327	-119.502	249.003	259.475	250.114
Singh-Maddala	3.3 (0.154)	1.2088 (0.147)	5.1 (1.812)			1.505	4.159	0.174	0.044	-124.692	255.383	261.666	255.812
Gamma	1.8772	1.8662				1.459	5.196	0.190	0.021	-127.138	258.275	262.464	258.486

	(0.201)	(0.153)								
Gumbel (Max)	2.3438	1.628	1.140	6.400	0.194	0.018	-129.571	263.142	267.331	263.352
	(0.226)	(0.173)								

In table (1): *MLEs* of distributions parameters, test statistic of Kolmogorov-Smirnov (*KS*), the corresponding *RMSE* (given in parentheses), *AIC* (Akaike Information Criterion), *BIC* (Bayesian information criterion) and *CAIC* (the consistent Akaike Information Criterion), Merovcia and Puka [24], are computed for all distributions having skewness and kurtosis values similar to the *MLN-W* distribution as the gamma distribution, the Gumbel (Max) distribution and the Singh-Maddala distribution. The null hypothesis is the data follow the *MLN-W* distribution and it can be accepted at significance level $\alpha=0.05$ where the *MLN-W* distribution has the smallest *KS*, *AIC*, *CAIC*, *BIC*, *SEs* and the largest p-value, so that, the *MLN-W* distribution can be the best fitted distribution to the data between other distributions.

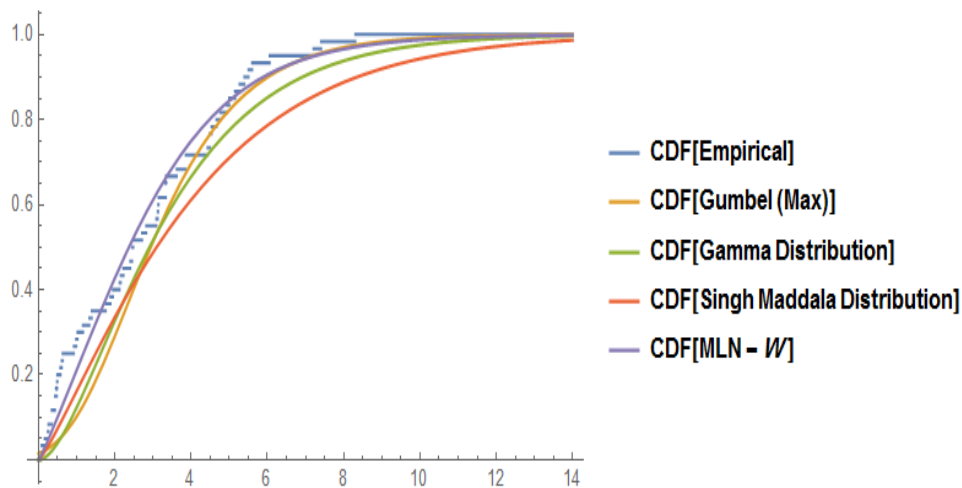


Figure 4: The empirical *CDF* compared to *CDFs* for some distributions

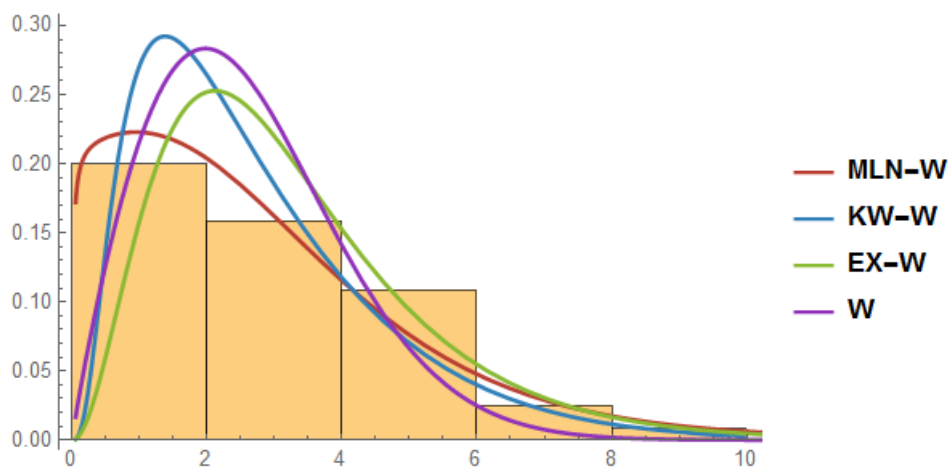


Figure 5: Probability density functions for special cases from the *MLN-W* distribution

Table 2: The log-likelihood function, the likelihood ratio tests statistic and p-values.

Distribution	Parameters					ℓ (log likelihood)	Λ (The likelihood ratio test statistic)	df (degrees of freedom)	p-value
	α	β	c	Θ	λ				
KW-W	2.985 (0.149)	0.151 (0.118)	–	1.298 (0.134)	1.632 (0.709)	-137.534	36.064	1	1.909×10 ⁻⁹
EX-W	2.774 (0.152)	–	–	1.099 (0.221)	0.506 (0.947)	-143.153	47.302	2	5.352×10 ⁻¹¹
W	–	–	–	1.898 (0.129)	0.341 (0.737)	-133.532	28.06	3	3.528×10 ⁻⁶

*Note that the log likelihood of the *MLN-W* distribution = -119.502

In table 2, upon the likelihood ratio test, the null hypothesis is the data follow the nested model and it can be rejected at the level of significance $\alpha = 0.05$, so the *MLN-W* distribution can fit the data better than all nested distributions at significance level $\alpha=0.05$, where the *KW-W* distribution, the *EX-W* distribution and the *W* distribution are nested by *MLN-W* distribution.

10. Conclusion

The modified Libby-Novick class of generalized distributions has several advantages as: it does not have any special function having implicit form, has flexible mathematical properties, simple quantile function and generalizes two important classes of distributions (the *KW* class and the *EX* class). The maximum likelihood estimation method is used easily to estimate the *MLN* class parameters, the *MLN-W* distribution works practically well when it be compared with other distributions. The author encourages researchers to do more researches and applications on the *MLN* class of generalized distributions.

Conflicts of Interest: The author has no conflicts of interest.

Funding: No financial resources were provided for this study.

Acknowledgements: The author thanks anyone suggested any important advices or helpful provided comments for this manuscript.

References

- [1] Eugene, N., Lee, C. & Famoye, F. (2002). Beta-Normal Distribution and Its Applications. *Communications in Statistics, Theory and Methods*, 31, 497-512.

-
- [2] Wahed, A.S. (2006). A General Method of Constructing Extended Families of Distribution from an Existing Continuous Class. *Journal of Probability and Statistical Science*, 4, 165-177.
- [3] Kumaraswamy, P. (1980). Generalized Probability Density Function for Double-Bounded Random-Processes. *Journal of Hydrology*, 46, 79-88.
- [4] Cordeiro, GM & de Castro, M. (2011). A New Family of Generalized Distributions. *Journal of Statistical Computation & Simulation*, 81, 883-898.
- [5] Pescim, R. R., Cordeiro, G. M., Demétrio, C. G., Ortega, E. M. & Nadarajah, S. (2012). The new class of Kummer beta generalized distributions. *SORT-Statistics and Operations Research Transactions*, 153-180.
- [6] McDonald, J.B. (1984). Some generalized functions for the size distribution of income. *Econometrica*, 52, 647-664.
- [7] Alexander, C., Cordeiro, G.M., Ortega, E.M.M. & Sarabia, J.M. (2012). Generalized beta-generated distributions. *Comput Stat Data Anal*, 56, 1880-1897.
- [8] El-Sherpieny, E.A. & Ahmed, MA. (2014). On The Kumaraswamy Kumaraswamy Distribution. *International Journal of Basic and Applied Sciences*, 3, 372-381
- [9] Mahmoud, M.R., El-Sherpieny, E.A. & Ahmed, M.A. (2015). The New Kumaraswamy Kumaraswamy Family of Generalized Distributions with Application. *Pakistan Journal of Statistics and Operations Research*, 11, 159-180.
- [10] Libby, D.L. & Novick, M.R. (1982). Multivariate generalized beta-distributions with applications to utility assessment. *Journal of Educational Statistics*, 7, 271-294.
- [11] Cordeiro, G.M., de Santana, L.H. & Ortega, E.M., Pescim, R.R.(2014). A new family of distributions: Libby-Novick beta. *International Journal of Statistics and Probability*, 3, 63-80.
- [12] Ali Ahmed, M. (2021). The new form Libby-Novick distribution. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 50, 540-559.
- [13] Prudnikov, A.P., Brychkov, Y.A. & Marichev, O.I. (1986). *Integrals and Series*. Gordon and Breach Science Publishers, Amsterdam.
- [14] Gradshteyn, I.S. & Ryzhik, I.M. (2000). *Tables of Integrals, Series, and Products*. Academic Press, San Diego, CA.
- [15] Johnson, N.L., Kotz, S. & Balakrishnan, N.(1995). *Continuous Univariate Distributions*. John Wiley and Sons, New York.
- [16] Greenwood, J.A., Landwehr, J.M., Matalas, N.C. & Wallis, J.R. (1979). Probability Weighted Moments Definition and Relation to Parameters of Several Distributions. Expressable in Inverse Form. *Water Resources Research*. 15, 1049-1054.
- [17] Ahmed, M.A. (2020). On the alpha power Kumaraswamy distribution: Properties, simulation and application. *Revista Colombiana de Estadística*. 43, 285-313.
- [18] Meeker, W.Q. & Escobar, L.A. (1998). *Statistical Methods for Reliability Data*. John Wiley, New York.
- [19] Arnold, C.B., Balakrishnan, N. & Nagaraja, H.N. (1992). *A first course in order statistics*. John Wiley and Sons, Inc. New York.
- [20] Garthwait, P.H., Jolliffe, I.P. & Jones, B. (1995). *Statistical Inference*. prentice Hall International (UK) Limited, London.
- [21] Kumar, D. (2017). The Singh–Maddala distribution: properties and estimation. *International journal of system assurance engineering and management*, 8, 1297-1311.

- [22] Cordeiro, G.M., Ortega, E.M.M. & Nadarajah, S. (2010) The Kumaraswamy Weibull Distribution with Application to Failure Data. *Journal of The Franklin Institute*, 347, 1399–1429.
- [23] Nassar, M.M. & Eissa, F.H. (2003). On the exponentiated Weibull distribution. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 32, 1317-1336.
- [24] Merovcia, F. & Puka, L. (2014). Transmuted Pareto Distribution. *Prob Stat Forum*, 7, 1-11.

Appendix

Set(1):($\alpha=0.1, \beta=0.2, \theta =0.3, \lambda=4, c=3$)								
Sample Size	Parameters	Mean of Estimators	Biases	Total Bias	RMSE	Total RMSE	Pearson System Coefficients	Pearson Type
10	$\alpha=0.1$	0.053	-0.047	2.127	0.065	5.443	-0.538	I
	$\beta=0.2$	0.304	0.104		0.235		0.501	IV
	$\theta =0.3$	0.341	0.041		0.091		-0.012	I
	$\lambda=4$	4.935	0.935		4.577		0.81	IV
	$c=3$	1.093	-1.907		2.934		0.346	IV
20	$\alpha=0.1$	0.067	-0.033	2.034	0.056	4.309	0.295	IV
	$\beta=0.2$	0.282	0.082		0.083		0.238	IV
	$\theta =0.3$	0.331	0.031		0.049		0.134	IV
	$\lambda=4$	4.862	0.862		3.138		0.302	IV
	$c=3$	1.160	-1.84		2.952		0.391	IV
30	$\alpha=0.1$	0.075	-0.025	1.505	0.056	3.862	-0.314	I
	$\beta=0.2$	0.247	0.047		0.037		0.097	IV
	$\theta =0.3$	0.33	0.03		0.042		-0.131	I
	$\lambda=4$	4.730	0.730		2.482		0.78	IV
	$c=3$	1.685	-1.315		2.957		0.407	IV
50	$\alpha=0.1$	0.086	-0.014	1.088	0.058	3.599	0.332	IV
	$\beta=0.2$	0.235	0.035		0.027		0.085	IV
	$\theta =0.3$	0.321	0.021		0.035		0.578	IV
	$\lambda=4$	4.511	0.511		2.038		0.324	IV
	$c=3$	2.04	-0.96		2.965		0.527	IV
100	$\alpha=0.1$	0.094	-0.006	0.339	0.045	2.318	0.005	IV
	$\beta=0.2$	0.210	0.010		0.072		0.004	IV
	$\theta =0.3$	0.305	0.005		0.035		-0.076	I
	$\lambda=4$	4.269	0.269		1.165		0.155	IV
	$c=3$	2.794	-0.206		2.002		-0.0004	I
300	$\alpha=0.1$	0.096	-0.004	0.025	0.025	1.133	0.003	IV
	$\beta=0.2$	0.202	0.002		0.037		0.001	IV
	$\theta =0.3$	0.300	0.000		0.014		-0.047	I
	$\lambda=4$	4.013	0.013		0.561		0.148	IV
	$c=3$	2.979	-0.021		0.984		0.269	IV

Set(2):($\alpha=0.1, \beta=0.2, \theta =0.3, \lambda=6, c=3$)								
Sample Size	Parameters	Mean of Estimators	Biases	Total Bias	RMSE	Total RMSE	Pearson System Coefficients	Pearson Type
10	$\alpha=0.1$	0.056	-0.044	2.407	0.127	8.031	-0.903	I
	$\beta=0.2$	0.300	0.100		0.195		0.588	IV
	$\theta =0.3$	0.331	0.031		0.083		-0.105	I
	$\lambda=6$	7.591	1.591		7.122		0.943	IV
	$c=3$	1.197	-1.803		3.704		0.881	IV
20	$\alpha=0.1$	0.074	-0.026	1.998	0.055	6.219	0.271	IV
	$\beta=0.2$	0.281	0.081		0.076		0.62	IV
	$\theta =0.3$	0.321	0.021		0.041		-0.064	I
	$\lambda=6$	7.319	1.319		4.828		0.56	IV
	$c=3$	1.501	-1.499		3.92		1.035	VI
30	$\alpha=0.1$	0.084	-0.016	1.463	0.057	4.927	0.278	IV
	$\beta=0.2$	0.236	0.036		0.031		0.101	IV
	$\theta =0.3$	0.320	0.020		0.040		-0.345	I
	$\lambda=6$	7.002	1.002		3.939		0.238	IV
	$c=3$	1.934	-1.066		2.959		0.428	IV
50	$\alpha=0.1$	0.093	-0.007	0.794	0.057	4.421	0.311	IV
	$\beta=0.2$	0.231	0.031		0.026		0.094	IV
	$\theta =0.3$	0.314	0.014		0.032		0.128	IV
	$\lambda=6$	6.467	0.467		3.286		0.246	IV
	$c=3$	2.358	-0.642		2.958		0.409	IV
100	$\alpha=0.1$	0.097	-0.003	0.474	0.057	3.745	-0.909	I
	$\beta=0.2$	0.205	0.005		0.021		0.408	IV
	$\theta =0.3$	0.301	0.001		0.028		0.269	IV
	$\lambda=6$	6.273	0.273		2.598		0.47	IV
	$c=3$	2.612	-0.388		2.697		-0.486	I
300	$\alpha=0.1$	0.099	-0.001	0.061	0.037	1.392	0.105	IV
	$\beta=0.2$	0.201	0.001		0.018		0.643	IV
	$\theta =0.3$	0.300	0.000		0.010		-0.57	I
	$\lambda=6$	6.053	0.053		0.618		0.671	IV
	$c=3$	2.968	-0.032		1.247		0.347	IV

Set(3):($\alpha=0.1, \beta=0.2, \theta =0.5, \lambda=4, c=3$)								
Sample Size	Parameters	Mean of Estimators	Biases	Total Bias	RMSE	Total RMSE	Pearson System Coefficients	Pearson Type
10	$\alpha=0.1$	0.058	-0.042	1.968	0.056	5.754	0.386	IV
	$\beta=0.2$	0.391	0.191		0.319		0.79	IV

	$\theta = 0.5$	0.575	0.075		0.263		0.372	IV
	$\lambda = 4$	4.846	0.846		4.86		0.407	IV
	$c = 3$	1.235	-1.765		3.052		-0.562	I
20	$\alpha = 0.1$	0.078	-0.022	1.544	0.055	4.524	0.302	IV
	$\beta = 0.2$	0.369	0.169		0.085		0.24	IV
	$\theta = 0.5$	0.565	0.065		0.083		-0.172	I
	$\lambda = 4$	4.743	0.743		3.423		0.617	IV
	$c = 3$	1.658	-1.342		2.955		0.399	IV
30	$\alpha = 0.1$	0.085	-0.015	1.125	0.056	4.02	0.244	IV
	$\beta = 0.2$	0.316	0.116		0.038		0.875	IV
	$\theta = 0.5$	0.543	0.043		0.069		0.905	IV
	$\lambda = 4$	4.576	0.576		2.712		0.715	IV
	$c = 3$	2.041	-0.959		2.966		0.518	IV
50	$\alpha = 0.1$	0.093	-0.007	0.578	0.057	3.641	0.319	IV
	$\beta = 0.2$	0.283	0.083		0.032		0.105	IV
	$\theta = 0.5$	0.528	0.028		0.062		-2.276	I
	$\lambda = 4$	4.334	0.334		2.108		0.618	IV
	$c = 3$	2.536	-0.464		2.967		-0.579	I
100	$\alpha = 0.1$	0.096	-0.004	0.180	0.061	3.502	-0.399	I
	$\beta = 0.2$	0.247	0.047		0.031		0.149	IV
	$\theta = 0.5$	0.513	0.013		0.059		4.216	VI
	$\lambda = 4$	4.119	0.119		1.872		0.346	IV
	$c = 3$	2.874	-0.126		2.959		0.709	IV
300	$\alpha = 0.1$	0.097	-0.003	0.075	0.037	1.393	0.105	IV
	$\beta = 0.2$	0.205	0.005		0.048		0.643	IV
	$\theta = 0.5$	0.504	0.004		0.024		-0.57	I
	$\lambda = 4$	4.071	0.071		0.618		0.671	IV
	$c = 3$	2.976	-0.024		1.247		0.347	IV

Article

Received: date: 05.11.2021

Accepted: date: 05.13.2021

Published: date: 30.06.2021

Kamu Yönetim Etkinliği ve Yolsuzluğun Doğrudan Yabancı Yatırımlar ile İlişkisinin İncelenmesi: E7 Ülkeleri Üzerine Bir Analiz

Arzu Dilaveroğlu¹ ve İrfan Ersin^{2*}

¹İstanbul Medipol Üniversitesi, İnsan ve Toplum Bilimleri Fakültesi, İstanbul, Türkiye; adilaveroğlu@medipol.edu.tr

²İstanbul Medipol Üniversitesi, Sosyal Bilimler MYO, İstanbul, Türkiye; iersin@medipol.edu.tr

Orcid: 0000-0002-7850-8838¹ Orcid: 0000-0002-7407-3654²

*Corresponding Author, e-mail: iersin@medipol.edu.tr

Öz: Bir ülke ekonomisinin gelişimine katkı sağlayan unsurlardan bir tanesi yönetim ve yargı kurumlarının güçlülüğüdür. Yabancı sermayeye ihtiyaç duyan ülkelerin yabancı yatırımları çekebilmek için ekonomik göstergelerinin iyi olmasının yanında siyasal ve hukuki yapılarının da sağlam olması gerekmektedir. Nitekim demokrasi, hukuk, yönetim gibi değişkenlerin sağlamlığı ekonomide yabancıların güvenini kazanmalarına neden olacaktır. Bu durumun da uzun vadeli doğrudan yabancı yatırımları pozitif etkileyeceği düşünülmektedir. Bu çalışma, kamu yönetim etkinliği ve yolsuzluğun kontrolü ile doğrudan yabancı yatırımlar (DYY) arasındaki ilişkiyi incelemeyi hedeflemektedir. Çalışmada kapsam olarak gelişmekte olan ülkeleri temsil eden E7 ülkeleri (Türkiye, Çin, Hindistan, Brezilya, Rusya, Endonezya, Meksika) dikkate alınmış ve 2002-2018 yılları arası veriler Pedroni Eşbütünlük yöntemi ile ampirik olarak test edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre, kamu yönetiminin etkinliği ve yolsuzluğun kontrolü ile DYY arasında uzun dönemli ilişki tespit edilmiştir. Gelişmekte olan ülkeler, DYY için yönetim etkinliğini daha da şeffaflaştırarak ve yolsuzluk kontrollerini daha artırarak yabancı yatırımcılara güven verebilir ve uzun dönemli yabancı yatırımları çekebilir.

Anahtar Kelimeler: Yönetişim Göstergeleri, Kamu Yönetimi Etkinliği, Yolsuzluk, DYY, E7 Ülkeleri.

Investigation of The Relationship Between Public Administration Efficiency and Corruption with FDI: An Analysis on E7 Countries

Abstract: One of the factors that contribute to the development of a country's economy is the powerfulness of management and judicial institutions. In order to attract foreign investments, countries that need foreign capital need to have strong political and legal structures as well as good economic indicators. As a matter of fact, the soundness of variables such as democracy, law, and administration will cause foreigners to gain confidence in the economy. This situation is thought to affect long-term foreign direct investments positively. This study aims to examine the relationship between public administration effectiveness and control of corruption and foreign direct investment (FDI). For this purpose, E7 countries (Turkey, China, India, Brazil, Russia, Indonesia, Mexico) representing developing countries are investigated in the empirical analysis. In addition, data from 2002 to 2018

are utilized by using the Pedroni Cointegration method. The results of the analysis show that there is a long-term relationship between the effectiveness of public administration and the control of corruption with FDI, developing countries can give assurance to the foreign investors and attract long-term foreign investments, by making management effectiveness transparent and increasing corruption controls.

Keywords: Governance Indicators, Public Administration Effectiveness, Corruption, FDI, E7 Countries

1. Giriş

Bir ülke ekonomisinde doğrudan yabancı yatırımlar, ülkenin milli gelirinin artmasında önemli bir değişkendir. Özellikle yabancı sermayeye ihtiyaç duyan gelişmekte olan ülkeler için bu durum ciddi önem taşımaktadır. Gelişmekte olan ülkeler yabancı sermayeyi iki şekilde ülkelerine kazandırabilir. Bunlardan biri finansal piyasaları ve türev ürünleri kullanarak borçlanma kağıtları yoluyla, diğeri ise doğrudan ülkeye yapılan yatırımlarla söz konusu olabilmektedir [1]. Finansal piyasalar yoluyla gelen sermayenin geri ödenmesi faiz yoluyla söz konusu olduğu ve de finansal piyasalarda yabancı yatırımcı kısa vadeli fonlama yöntemlerini tercih ettiği için bu durum ülke ekonomilerinin borçlanmasını artırmaktadır. Ek olarak yabancı yatırımcılar, kısa vadede tasarruflarını hızlı bir şekilde geri çekebilmektedir. Nitekim bu durumda ülke ekonomileri, yabancı yatırımcıya güven verme noktasında siyasi ve ekonomi politikalarını doğru ayarlayabilmelidirler. Çünkü kısa vadeli fonların uzun vadede doğrudan yabancı yatırımlara çevrilebilmesi gelişmekte olan ülkelerin arzu ettiği bir konudur. Çünkü DYY, ülkede istihdama katkı sunmanın yanında ekonomik üretimin artışına da olanak sağlamaktadır [2].

Yabancıların doğrudan yatırım yapması için ülkelerde belli kriterler dikkate alınmaktadır. Bu kriterler iki önemli konuda ön plana çıkmaktadır. Bunlardan ilki ekonomik kriterler olup literatürde bu kriterler büyüme, enflasyon, işgücü maliyetleri, dışa açıklık oranı, kişi başına düşen CO2 emisyonu, Ar-Ge harcama oranı ve enerji kullanımı olarak sıralanmaktadır [3-5]. İkincisi ise siyasi kriterler olarak dikkate alınmakta ve bunlar da literatürde kamu yönetim etkinliği indeksi, ifade hakkı ve hesap verebilirlik indeksi, yolsuzluk kontrol indeksi, demokrasi indeksi ve politik istikrar göstergesi şeklinde ifade edilmektedir [6-8]. Ek olarak, doğrudan yabancı yatırımların en önemli belirleyicisi Hood ve Young [9] tarafından belirlenen kuruluş yeri teorisi içinde yer almaktadır. Söz konusu bu teoriye göre, DYY için işgücü maliyetleri, piyasa faktörleri, ticari engeller ve hükümet politikaları temel faktörler olarak gösterilmektedir. Bunun yanında doğrudan yabancı yatırımların arttırılmasında kamu yönetim etkinliğinin de önemli olduğunu ifade eden teoriler ürünün hayat devreleri teorisi [10] içselleştirme teorisi [11], oligopolistik tepki teorisi [12] ve eclectic teorisidir [13].

Ülke ekonomi yönetimlerinin vatandaşlara karşı önemli sorumluluklarından biri de yolsuzluğu ortadan kaldırmaktır. Yolsuzluk, ekonomide bütçe üzerinde önemli bir etkiye sahip olmaktadır. Yolsuzluğun olduğu ülkelerde devlet giderleri artış göstermekte ve bu durum bütçe açığını artırmaktadır. Bütçe açığı artışı da vergi ve enflasyon üzerinde olumsuz etkiye sahip olmaktadır. Yolsuzluğun iç ekonomik etkilerinin yanında dış ekonomi üzerinde de etkisi söz konusudur. Yolsuzluk, DYY'yi etkileyen önemli değişkenler arasında yer almaktadır. Wei (1997), yolsuzluğun DYY'yi olumsuz etkilediğini ve yatırımcı için görünmeyen ek bir vergi olarak görüldüğünü ifade etmektedir. Yolsuzluk hareketleri ile piyasadaki belirsizliğin arttığı ve bu durumun yabancı yatırımcıyı rahatsız ettiği belirtilmektedir. Yolsuzluğun olduğu bir ülkede, istikrarlı bir ekonomi oluşmamaktadır. Ek olarak, DYY'nin olumsuz etkilenmesi durumunda DYY ile birlikte gelen bilgi birikimi ve teknoloji de ekonomik büyümeye katkı sunamayacaktır [6,14].

Doğrudan yabancı yatırımlar ile kamu yönetim etkinliği ve yolsuzluğun kontrolü arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmamızda Gelişmekte olan ülkeleri temsilen E-7 ülkeleri dikkate alınmış ve 2002-2018 dönemi analiz edilmiştir. Yatay kesit bağımsızlığı ve homojenlik test sonuçları dikkate alınarak Pedroni Eşbütünleşme testinin kullanıldığı çalışmamızın ilk bölümünde doğrudan yabancı yatırımlar ile kamu yönetim etkinliği ve yolsuzluk kontrol değişkenleri hakkında bilgi verilirken, doğrudan yabancı yatırımları belirleyen faktörler üzerinde durulmuştur. İkinci bölümde konuyla ilgili literatür taraması yapılmış, üçüncü bölümde ise ampirik uygulamaya gidilmiştir. Son bölümde de sonuç ve değerlendirme yapılmıştır.

2. Literatür Taraması

Literatür incelemesi kapsamında yönetim göstergeleri ve DYY ilişkisini ampirik olarak analiz eden pek çok çalışma olduğu görülmektedir. Bu incelemeler kapsamında oluşturulan güncel literatüre ilişkin örnekler bu başlık altında özetlenmiştir. Söz konusu örnekler farklı dönem, ülke ve yöntemlerle yapılmış olmasına rağmen bu çalışmaların ampirik sonuçları büyük oranda benzerlik göstermektedir. Yolsuzluğun azaltılması ve kamu yönetim etkinliğindeki artış ile DYY arasında genel olarak pozitif ilişki olduğu görülmektedir. Bununla birlikte alan yazınında bu değişkenler arasında negatif ilişki olduğunu ortaya koyan çalışmalar da bulunmaktadır.

Gani [15] tarafından hazırlanan yönetim göstergeleri ile doğrudan yabancı yatırım (DYY) arasındaki ilişkinin araştırıldığı çalışmada Asya, Latin Amerika ve Karayip bölgelerinden 17 ülkenin 1996, 1998, 2000 ve 2002 dönemleri, panel veri analizi yöntemi ile test edilmiştir. Çalışmada hukukun üstünlüğü, yolsuzluğun kontrolü, düzenleyici kalite, devletin etkinliği ve siyasi istikrar ile DYY arasında pozitif ilişki olduğu sonucuna varılmıştır. Zeshan ve Talat'ın [16] Pakistan için yaptığı çalışmada 1996-2010 yıllarına ait verileri ARMA ve normal en küçük kareler (EKK) regresyon teknikleri kullanarak analiz etmiş, ülkedeki DYY girişleri ile yönetim göstergelerinin pozitif ve anlamlı bir ilişkiye sahip olduğu sonucuna ulaşmıştır. Bu sebepten dolayı yatırımcı girişlerini artırmak için yönetim göstergelerinin iyileştirmek zorunluluğu üzerinde durulmuştur.

Zidi ve Ali [17] MENA bölgesindeki 11 ülke üzerine yaptığı panel veri çalışmasında, 1996-2014 dönemini analiz etmiş ve Rassal Etkiler Modelini kullanmışlardır. Analiz sonucunda yönetim değişkeni ile DYY girişi arasında pozitif ilişki olduğu görülmüş, finansman akışlarından faydalanabilmek için yönetimin geliştirilmesini sağlayacak politikaların hazırlanması gerekliliği üzerinde durulmuştur. Aynı bölge üzerinde çalışma yapan Şahin [18] 2002-2005 dönemine ait verileri panel regresyon ile test etmiş yönetim kalitesinin ekonomik büyümeyi pozitif anlamda desteklediği sonucuna ulaşmıştır. Mengistu ve Adhikary [19], 15 Asya ülkesine ait 1996-2007 dönemi verilerini Uygulanabilir En Küçük Kareler (FGLS) yöntemi ile yönetim göstergeleri ve DYY arasındaki ilişkiyi test etmek için kullanmıştır. Çalışma sonucunda DYY girişlerinde siyasi istikrar ve şiddetin olmaması, devletin etkinliği, hukukun üstünlüğü ve yolsuzluğun kontrolü göstergelerinin yatırım girişlerinin kilit belirleyicileri olduğunu bulgularına ulaşmıştır.

Yolsuzluk ve demokrasi ile DYY arasındaki ilişkisini inceleyen Ay vd. [20], 10 gelişmekte olan ülkenin 1995-2003 dönemine ait verilerini panel FMOLS eşbütünleşme tahmincisi ve panel VEC nedensellik analiz yöntemlerini kullanarak analiz etmiştir. Yapılan çalışma sonucu yolsuzluk, demokrasi ve doğrudan yabancı yatırımların uzun dönemde eşbütünleşik olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Canare [21] tarafından yapılan çalışmada, Asya ve Pasifik bölgesindeki 46 ülke için 2006-2013 dönemi dikkate alınarak Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (GMM) ile analiz edilmiştir. Test sonuçları, yolsuzluğun doğrudan yabancı yatırım girişleri üzerinde olumsuz bir etkisi olduğunu göstermiştir. . Nur ve Dilber [22] tarafından 18 gelişmekte olan ülkeye ait 1996-2004 dönemine ait veriler panel regresyon yöntemi ile incelenmiştir. Yapılan çalışmada "yolsuzluk kontrolü, dışa açıklık oranı, teknoloji, toplam işgücü ve hukukun üstünlüğü" değişkenlerinin yatırımları pozitif etki ettiği ancak en güçlü değişkenin yolsuzluk kontrolü (yolsuzluk kontrolünün %1 artırıldığında DYY miktarının %0,89 arttığı görülmüştür) olduğu görülmüştür. 117 ülke üzerinde çalışma yapan Al-Sadig [23], 1984-2004 verilerini kapsayan dönemi panel regresyon yöntemi ile incelemiştir. Yolsuzluk düzeyindeki 1 birimlik bir artışın DYY girişlerini yaklaşık %11 düzeyinde azaltacağını tespit etmiştir. Söz konusu çalışmada yolsuzluk ve DYY arasındaki bu negatif ilişkinin ortadan kaldırılmasında kurumların kalitesinin artırılmasının etkili olacağı vurgulanmıştır.

Epaphra ve Massawe ise [24], 5 Doğu Afrika Ülkesinde benzer bir çalışma gerçekleştirmiştir. Ülkelere ait 1996-2015 dönemini panel veri analiz yöntemi ile incelemiştir. Analiz sonucu ev sahibi ülkedeki yolsuzluk seviyesinin, DYY girişleri üzerinde olumsuz etki oluşturduğu ve bu nedenle ülkenin kurum kalitesi ve yolsuzluk kontrolünün yapılmasının, DYY girişlerini artırmak için önemli bir strateji olacağı sonucuna ulaşmıştır. Farklı gelir gruplarındaki ülkeleri (Düşük, alt-orta, üst-orta ve yüksek gelirli ülkeler) 1996-2016 dönem kapsamında, GMM yöntemi ile inceleyen Sabır vd. [25], kurumsal kalitenin tüm ülke gruplarında, DYY üzerinde olumlu bir etki yarattığı sonucuna ulaşmıştır. . Kurumsal kalite ve yatırımlar arasındaki ilişkinin test edildiği başka bir çalışma Masron ve Abdullah [26] tarafından ele alınmıştır. ASEAN ülkeleri örneği üzerinden ele alınan çalışmada 1996-2008 yıllarına ait veriler panel

veri analizi yöntemi ile incelenmiş, ülkeye yapılan yabancı yatırımların devamlılığının sağlanması ve yeni yatırımların çekilmesi için kurumsal kalitenin artırılması gerektiği sonucuna ulaşılmıştır.

Türkiye örneği üzerinde durumu test eden Özşahin [27] ise 1998-2014 dönemi verilerini sınır testi ve ARDL yöntemi ile ele almıştır. Çalışmada kaliteli kurumsal yapının yabancı yatırım hacmini artıracığı ve ülkedeki oynaklığını azalttığı bulgusu elde edilmiştir. Bu sonucu destekleyen başka bir çalışma Méon ve Sekkat [28] tarafından yapılmıştır. 96 ülkenin 90'lar dönemini kapsayan ve en küçük kareler yöntemi ile gerçekleştirilen analiz sonucu kurumsal kalite artışı ve DYY arasında pozitif ilişki olduğu ortaya konulmuştur. Saidi vd. [29] tarafından geliştirilmiş ve gelişmemiş 20 ülkelerin 1998-2011 sürecini kapsayan ve panel veri analiz yöntemi ile gerçekleştirilen çalışmada ise, yabancı yatırımcıların yurtdışındaki yatırım seçimlerinde politik istikrar ve düzenleyici kalite ile ilgilendikleri bulgusuna ulaşılmıştır.

Shah ve Afridi [30] SAARC ülkelerinin 2006-2014 dönemine ait verileri panel veri analizi ile incelemiştir. Elde ettiği sonuçlara göre yatırımlara ev sahipliği yapacak ülkenin kurumsal kalitesini artırması pazara girişlerin kolaylaştırılması, çok uluslu şirketlerin yatırımlarını artırmasını sağlarken, yolsuzluğun yaygınlaşmış olması yatırımcılar açısından ek maliyet oluşturacağı için yatırım yapmaktan kaçınmalarına neden olmaktadır.

Genel olarak bakıldığında kamu yönetimi etkinliğinin düşük olması ve yolsuzluk, yatırım kararları üzerinde bir bozulma faktörü oluşturmaktadır. Ancak literatürde bunun aksini iddia eden çalışmalarda bulunmaktadır. Bellos ve Subasat [31] 14 geçiş ülkesine ait verileri panel veri analizi yöntemi ile incelemiş, çalışmada yönetim eksikliğinin DYY caydırmadığını aksine yönetim düzeyi yüksek olan ülkelere yönetim anlayışının zayıf olduğu ülkelere doğru yatırım yapma eğiliminin arttığı bulgusuna ulaşmıştır. Luu vd. [32] tarafından 131 ülkede GMM, iki aşamalı en küçük kare tahmincisi ve iki aşamalı sistem GMM tahmincisi yöntemi ile yolsuzluk ve DYY arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmada ise birbiri ile çelişen iki bulguya ulaşılmıştır. Bunlardan ilki yolsuzluğun sınır ötesi birleşme ve satın alma işlemlerinde caydırıcı etki yaratmasıdır. İkincisi ise yeni yatırımların yapılmasında bürokratik prosedürleri azaltmak ve pazara girişi hızlandırmak için yolsuzluk ortamından yararlanıldığıdır.

Cuervo-Cazurra'nın [33] 2006 yılı için yolsuzluk ve yatırım ilişkisi üzerine yaptığı çalışmada tüm yabancı yatırımcıların yolsuzluktan aynı şekilde etkilenmediğini savunmaktadır. Elde ettiği analiz sonucunda rüşvet yasalarına sahip ülkelere gelen yatırımcıların, yüksek yolsuzluk olan ülkelere yatırımlarını sınırlandırdığı görülmektedir. Kendi ülkesinde yüksek yolsuzluk düzeyine sahip olan ülkelerdeki yatırımcıların ise yolsuzluğun yüksek olduğu ülkelere yatırımlarını sınırlandırmak yerine yatırım yapmak için bu tip ülkeler aradığı görülmüştür. Bu durum farklı ülkelere gelen yatırımcıların yolsuzluk karşısında farklı tavırlar sergilediğini göstermektedir.

Yolsuzluk ve yatırımlar arası ilişkinin bölgelere göre farklılık göstereceğini ortaya koyan başka bir çalışma Asiedu ve Freeman [33] tarafından hazırlanmıştır. 81 ülke 10.322 firma üzerinde yaptığı çalışmada geçiş ülkeleri için yolsuzluk yatırımın en önemli belirleyici iken Latin Amerika ve Sahra Altı Afrika şirketleri için etkisinin olmadığı tespit edilmiştir. Eren ve Künü [34] ise Ortak İlişkili Etkiler Modeli (CCE) yöntemini kullanarak E7 ülkeleri üzerinde yaptığı çalışmada yolsuzluk algısındaki iyileşmenin Brezilya ve Çin'in büyümesi üzerindeki etkisinin pozitif, Hindistan ve Rusya üzerinde negatif etki yarattığı bulgusuna ulaşmıştır.

Yapılan literatür taraması sonucunda çalışmamız yolsuzluk kontrolü ve kamu yönetim etkinliğinin E-7 ülkelerinde doğrudan yabancı yatırımlarla ilişkisini analiz ederek literatüre katkı sağlamayı hedeflemektedir.

3. Ampirik Uygulama

3.1. Veri Seti ve Yöntem

Kamu yönetim ve yolsuzluk endekslerinin doğrudan yabancı yatırım ile ilişkisini ele alan bu çalışma E-7 ülkelerini analiz etmektedir. Çalışmamızda 2002-2018 dönemi yıllık olarak ele alınmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin tanım ve kaynakları Tablo 1'de verilmiştir. Söz konusu tabloda "kamu" değişkeni kamu yönetim etkinliğini temsil etmektedir. Dünya bankası kaynağından elde edilen bu değişken, kamu yönetim etkinliği endeksinden oluşmaktadır. Kamu yönetim etkinliği de kamu hizmetlerinin kalite algısı, vatandaşlara hizmet kalitesi ve siyasi baskılarda bağımsızlık derecesi,

politika oluşturma ve uygulama kalitesi ve hükümetin bu politikalara bağlılığının güvenilirliği kısımlarından oluşmaktadır. Kamu yönetim etkinlik endeksi, -2,5 ile +2,5 arasında bir değer almaktadır. Kamu yönetim etkinliğinin çok düşük olması -2,5 ile, çok güçlü olması ise +2,5 ile gösterilmektedir. Diğer bir değişken olan “yols” ise yolsuzluk kontrol endeksini temsil etmektedir. Yolsuzluğun kontrolü de hem küçük hem de büyük yolsuzluk biçimleri de dahil olmak üzere kamu iktidarının özel kazanç için ne ölçüde kullanıldığına dair algılardan ve ayrıca devletin seçkinler ve özel çıkar guruplarının etkisinde olma durumlarından oluşmaktadır. Dünya bankası verilerinden elde edilen yolsuzluğun kontrol endeksinde en zayıf gösterge -2,5, en güçlü gösterge ise +2,5 ile temsil edilmektedir. Yani -2,5 verisi söz konusuysa yolsuzluk kontrolünün çok zayıf olduğu anlaşılmaktadır. Tablo1’de ayrıca “dyy” değişkeni doğrudan yabancı yatırımları temsil etmektedir. Dünya bankası kaynağından elde edilen bu değişken, GSYİH’nın oranı olarak dikkate alınmıştır [36].

Tablo 1. Değişken Tanımları

Değişken Adı	Tanımı	Kaynak
kamu	Kamu yönetiminin etkinliği endeksi	World Bank ¹
yols	Yolsuzluğun kontrolü endeksi	World Bank ²
dyy	Doğrudan Yabancı Yatırımların GSYH içindeki payı (%)	World Bank ³

Çalışmada değişkenler arasında eşbütünleşme testi yapabilmek için öncelikle değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı olup olmadığı kontrol edilecektir. Daha sonra bağımlı ve bağımsız değişkenler arasında homojenlik testi uygulanacaktır. Bu iki test sonrasında birim kök ve eşbütünleşme testine geçilecektir.

3.2. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Panel veri analizlerinde sahte regresyon sorununu ortadan kaldırmanın önemli bir yöntemi kullanılan değişkenlerin durağanlık seviyelerinin bilinmesidir. Durağanlık seviyelerinin de belirlenebilmesi için uygun panel birim kök testinin seçilmesi gerekmektedir. Panel birim kök testleri yatay kesit bağımsızlığı ve homojenlik testlerine göre birinci nesil birim kök ve ikinci nesil birim kök testleri olmak üzere iki ayrı alana ayrılmaktadır. Bu sebeple değişkenlerin yatay kesit bağımsızlık testleri önem arz etmektedir [37].

Yatay kesit bağımsızlığı testi, panelde yer alan değişkenlere gelen herhangi bir şoktan analize tabi tutulan ülkelerin etkilenme derecelerinin aynı olması ve ilgili değişkenler dikkate alınarak ülkelerde meydana gelen bir birim şokun diğer ülkeleri etkilememesi anlamını taşımaktadır. Küreselleşme olgusu ile günümüzde özellikle ekonomik değişkenlerde meydana gelen şoklar diğer ülkeleri etkileyebilmektedir. Bu sebeple panel testlerde yatay kesit bağımsızlığı testi ön plana çıkmaktadır. Yatay kesit bağımsızlığı testinde kalıntılar arası korelasyon sıfır olarak varsayılmakta ve birimler arası korelasyonun anlamlılığı test edilmektedir [38]. Sabit etkili model içinde yatay kesit bağımlılığı testi Lagrange Çarpanı ile işlem görmektedir. T gözlem sayısını N ise yatay kesit sayısını temsil etmekte ve yatay kesit bağımlılık testlerinde zaman ve yatay kesit boyutu önem arz etmektedir. Şöyle ki, $T > N$ olduğu durumda Breusch-Pagan [39] tarafından geliştirilen Lagrange Multiplier (LM) testi, $N > T$ olduğu durumda Pesaran [40] tarafından geliştirilen Pesaran CD testi ve her iki boyutun büyük olması durumunda Pesaran vd. [41] önerdiği CDLMadj testleri kullanılabilir [42].

Tablo 2. Yatay Kesit Bağımsızlığı

Test	dyy (Olasılık)	kamu (Olasılık)	yols (Olasılık)
Breusch-Pagan LM	0.0625	0.1554	0.4816
Pesaran scaled LM	0.0681	0.3171	0.9547
Bias-corrected scaled LM	0.0636	0.4431	0.7717

¹ <https://info.worldbank.org/governance/wgi/Home/Reports> Erişim Tarihi: 07.01.2020

² <https://info.worldbank.org/governance/wgi/Home/Reports> Erişim Tarihi: 07.01.2020

³ <https://data.worldbank.org/indicator/BX.KLT.DINV.WD.GD.ZS> Erişim Tarihi:07.01.2020

Pesaran CD	0.0885	0.9173	0.0320
-------------------	--------	--------	--------

Çalışmamızda yatay kesit bağımsızlığı testine göre yolsuzluğun kontrolü değişkeni (CORRUPTION) Pesaran CD testi haricinde diğer tüm değişkenlerin olasılık sonuçları 0.05'ten büyük çıkmıştır. Bu sonuçlara göre söz konusu değişkenlerde yatay kesit bağımsızlığı tespit edilmiştir. Bu durumda değişkenlerin durağanlık testleri için birinci nesil birim kök testleri tercih edilebilir. Ancak kesin sonuca varabilmek için değişkenlere homojenlik testinin de uygulanması gerekmektedir.

3.3. Homojenlik Testi

Panel veri analizlerinde ülkelerin birinde meydana gelen bir gelişme veya değişme durumunun diğer ülkelerde aynı etkiyi gösterme durumu homojenlik olarak ifade edilmektedir. İktisadi olarak ülkeler birbirine benziyorsa katsayılar homojen, farklılık arz ediyorsa katsayılar heterojen bir görünüm sergilerler. Homojenlik testi, değişkenler için uygulanacak olan birim kök ve eşbütünleşme testlerinin hangilerinin tercih edileceği noktasında bilgi vermektedir.

Çalışmamızda homojenlik testi için Hisao [43] testi tercih edilmiştir. Hisao [43] testi, H1, H2 ve H3 olmak üzere üç farklı hipotez altında çalışmaktadır. Bu üç farklı hipoteze göre H1 için boş hipotez katsayıların homojen olduğu belirtilirken, H1 için alternatif hipotez katsayıların heterojen olduğu üzerinedir. H2 için boş hipotez katsayıların homojen olduğunu belirtirken, alternatif hipotezin heterojen olduğunu göstermektedir. H3 için ise boş hipotez katsayıların homojen olduğu ve alternatif hipotezde katsayıların kısmen heterojen olduğu ifade edilmektedir [44].

Tablo 3. Homojenlik Test Sonuçları

Hipotez	F-Stat	Olasılık
H1	0.434531	0.976359
H2	0.593069	0.842615
H3	0.123301	0.993314

Homojenlik test sonuçlarına göre, homojenliğin kabul edildiği üç hipotezde de %5 anlamlılık düzeyinde boş hipotez kabul edilmekte ve katsayıların homojen olduğu anlaşılmaktadır. Bu sonuçlardan yola çıkarak çalışmamızda yatay kesit bağımsızlığı ve homojenlik varsayımı altında birinci nesil birim kök testleri ve birinci nesil eş bütünleşme testleri kullanılacaktır.

3.4. Birim Kök Testi

Panel veri analizlerinde birim kök test uygulamaları için Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi, en temel testler arasında yer almaktadır. Söz konusu bu testte değişkenlerin durağanlığının oluşabilmesi için zaman serisinin ortalama ve varyansının dönem içinde değişmemesi ve iki dönem arasındaki kovaryansının uzaklığa bağlı olarak hesaplanması gerekmektedir. Aşağıda verilen Denklem 1'de de sabit parametre modele dahil edilmiş ve ε_{it} hata süreci, değişkenler arasında bağımsız olarak dağılım göstermektedir. Birim kök test hipotezi aşağıdaki denklemde ρ üzerine kuruludur. $H_0: \rho = 0$ kabul edilirse serinin birim kök içerdiği ve durağan olmadığı, reddedilirse serinin birim kök içermediği ve durağan olduğu anlaşılır. Seri birim kök içerdiğinde serinin farkı alınarak durağan hale gelmiş olur [45-48].

$$\Delta y_{it} = \alpha_{0i} + \rho y_{it-1} + \sum_{i=1}^k p_i \Delta y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Panel birim kök testlerinde ADF testi temel teşkil etmektedir. Literatürde birinci nesil panel birim kök testlerinde yaygın olarak Levin, Lin ve Chu [49], Im, Pesaran ve Shin [50], Maddala ve Wu [51], Choi'nin [52] çalışmaları genel olarak kabul görmüştür [53-56]. Çalışmamızda da literatürde yaygın olarak kullanılan bu yöntemler dikkate alınmıştır. Kamu yönetim etkinliği, yolsuzluğun kontrolü ve doğrudan

yabancı yatırım değişkenlerinin birim kök test sonuçları aşağıda Tablo 4'te verilmiştir. Söz konusu tabloda kamu yönetim etkinliği değişkeni (kamu) tüm kriterlerde düzeyde durağan olarak tespit edilememiştir. Serilerin durağan hale gelmeleri için birinci farkları alınmış ve bu değişken LLC hariç diğer yöntemlerde birinci farkta durağan kabul edilmiştir.

Tablo 4. Birim Kök Test Sonuçları

Kamu Yönetim Etkinliği (kamu)				
	Sabitli ve Trendli		Sabitli	
	t- istatistiği I(0)	Olasılık I(0)	t-istatistiği I(1)	Olasılık I(1)
Levin, Lin & Chu	1.48486	0.9312	-1.23584	0.1083
Im, Pesaran and Shin W-stat	1.58506	0.9435	-2.66700	0.0038*
ADF - Fisher Chi-square	7.08627	0.9313	29.9318	0.0078*
PP -Fisher Chi-square	9.07633	0.8261	72.9232	0.0000*
Yolsuzluk Kontrolü (yols)				
	Sabitli ve Trendli		Sabitli	
	t-istatistiği I(0)	Olasılık I(0)	t-istatistiği I(1)	Olasılık I(1)
Levin, Lin & Chu	-1.18212	0.1186	-2.00477	0.0225**
Im, Pesaran and Shin W-stat	1.04913	0.8529	-2.76823	0.0028*
ADF - Fisher Chi-square	10.6731	0.7115	31.9974	0.0040*
PP - Fisher Chi-square	14.5168	0.4120	79.2928	0.0000*
Doğrudan Yabancı Yatırım (dyy)				
	Sabitli ve Trendli		Sabitli	
	t-istatistiği I(0)	Olasılık I(0)	t-istatistiği I(1)	Olasılık I(1)
Levin, Lin & Chu	-3.72582	0.0001*	-6.25102	0.0000*
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.34482	0.0893***	-5.31681	0.0000*
ADF - Fisher Chi-square	19.9996	0.1302	53.8074	0.0000*
PP - Fisher Chi-square	41.3036	0.0002*	106.184	0.0000*

Not: *,** ve *** sembelleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini temsil etmektedir.

Yolsuzluğun kontrolü (yols) değişkeni birim kök testine tabi tutulduğunda ise düzeyde tüm yöntemlerde durağanlık söz konusu olmamıştır. Değişkenin durağan hale gelmesi için birinci fark alınmıştır. Son olarak doğrudan yabancı yatırım (dyy) değişkeninin de durağanlığı düzeyde kontrol edilmiş LLC'de %1 anlamlılık düzeyinde, PP-Fisher'de %1 anlamlılık düzeyinde ve IPS'de %10 anlamlılık düzeyinde durağan kabul edilmiştir. Söz konusu değişkenin birinci farkı alınmış ve birinci farkta tüm yöntemlerde durağanlık söz konusu olmuştur.

3.5. Pedroni Eşbütünleşme Testi

Eşbütünleşme testi, iki değişken arasında uzun dönemde ilişkinin var olup olmadığı hakkında bilgi veren bir yöntemdir. Engle ve Granger [57] tarafından literatüre kazandırılan söz konusu bu test, zaman seri analizlerinde çokça kullanılmıştır. Eşbütünleşme testini panel olarak geliştiren Pedroni [58] ise, eşbütünleşme vektöründe heterojenliğe izin vermiş, sabit ve dinamik etkilerin paneldeki kesitler arasında farklı olmasına yol açmıştır. Aşağıda Denklem 2'de Pedroni eşbütünleşme modeli verilmiştir. Denklem 2'de⁴ y bağımlı değişken, x ise bağımsız değişken olarak yer almaktadır [59].

⁴ Denklemde yer alan T zaman serisinde gözlem sayısını, N yatay kesitlerin toplam sayısını ve M de modeldeki değişken sayısını temsil eder. N kadar farklı kesit olması sebebiyle, her kesit içinde M tane değişken ve N tane farklı

$$y_{it} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} X_{2it} + \beta_{2i} X_{3it} + \dots + \beta_{Mi} X_{Mit} + e_{it} \quad (2)$$

$$t=1, \dots, T, i=1, \dots, N, m=1, \dots, M$$

Söz konusu modelde y ve x arasında uzun dönemli ilişkinin var olabilmesi için e_{it} hata teriminin durağan olması beklenir. Eğer hata terimi durağansa o zaman y ve x arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilir. Pedroni paneli eşbütünleşme analizinde, Panel v-İstatistiği, Panel rho-İstatistiği, Panel PP-İstatistiği, Panel ADF-İstatistiği, Grup rho-İstatistiği, Grup PP-İstatistiği ve Grup ADF-İstatistiği olmak üzere 7 farklı test bulunmaktadır. Eşbütünleşme sonuç değerlendirmesi yapılırken söz konusu bu 7 testin 4'ünde t istatistik anlamlılığı 0.05'in altında gerçekleşirse değişkenler arasında eşbütünleşik ilişki olduğu varsayılır [60].

Doğrudan yabancı yatırımlar ile kamu yönetim etkinliği ve yolsuzluğun kontrolü arasındaki Pedroni eşbütünleşme test sonuçları Tablo 3'de verilmiştir. Söz konusu tabloya göre doğrudan yabancı yatırımlar ile kamu yönetim etkinliği arasındaki ilişkide Panel v- istatistik değeri dışında diğer tüm kriterlerde %1 anlamlılık düzeyinde ilişki kabul edilmiştir. Bu sonuçlara göre doğrudan yabancı yatırımlar ile kamu yönetim etkinliği arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu söylenebilir. Doğrudan yabancı yatırımlar ile yolsuzluğun kontrolü arasındaki ilişki sonuçlarında da Panel v- istatistik değeri dışında diğer tüm kriterlerde %1 anlamlılık düzeyinde ilişki kabul edilmiştir. Dolayısıyla doğrudan yabancı yatırımlar ile yolsuzluğun kontrolü arasında da uzun dönemde ilişkinin olduğunu söylemek mümkündür.

Tablo 3. Pedroni Eşbütünleşme Test Sonuçları

Test Yöntemi	Doğrudan Yabancı Yatırım ile Kamu Yönetim Etkinliği İlişkisi	Doğrudan Yabancı Yatırım ile Yolsuzluğun Kontrolü İlişkisi
	Olasılık	Olasılık
Panel v-Statistic	0.8262	0.8673
Panel rho-Statistic	0.0000*	0.0000*
Panel PP-Statistic	0.0000*	0.0000*
Panel ADF-Statistic	0.0000*	0.0000*
Group rho-Statistic	0.0011*	0.0004*
Group PP-Statistic	0.0000*	0.0000*
Group ADF-Statistic	0.0000*	0.0000*

Not: *,** ve *** simgeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini temsil etmektedir.

Çalışmamızın bulguları ile literatürdeki sonuçlar karşılaştırıldığında Gani [15], Zeshan ve Talat'ın [16], Zidi ve Ali [17], Mengistu ve Adhikary [19], Ay vd. [20], Canare [21], Al-Sadig [23], Epaphra ve Massawe ise [24], ve Özşahin'in [27] çalışmaları ile benzer sonuçlara ulaşıldığı anlaşılmıştır.

4. Sonuç ve Tartışma

Yolsuzluk "emanet edilen gücün özel kazanç için kötüye kullanılması" şeklinde tanımlanmaktadır. Politik, sosyal ve çevresel açıdan pek çok açıdan olumsuz sonuçlara sebep olan yolsuzluk, ekonomik açıdan adil piyasa yapılanmasını, rekabet ortamını ve yatırımları engelleme gibi durumların ortaya çıkmasına sebep olmaktadır. Birleşmiş Milletler tarafından hazırlanan "Yolsuzlukla Mücadele

denklem söz konusu olacaktır. $\beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Mi}$ eğim katsayılarını gösterir ve bu katsayılar yatay kesitler arası değişebilmektedir. α_i simgesi de yatay kesitlerde farklı sabit etki parametresi olarak ifade edilir. (Kılıç ve Aslan, 2017).

Sözleşmesi" yolsuzluğu, haksız zenginleşmeye neden olan demokratik kurumlara ve ulusal ekonomilere zarar veren uluslararası bir mesele olarak ele almaktadır. Nitekim bu sözleşme ülkeler arası iş birliği gerekçesi ile hazırlanmıştır [61]. Bu meselenin önlenmesi noktasında ise kamu sektörünün verimlilik, etkinlik ve saydamlığının artırması için önleyici tedbirler konusuna özel önem verilmiştir. Yolsuzluktan kaynaklı belirsizlik ve rüşvet gibi risklerin azaltılması ve yatırımcıların bürokratik işlemlerinde ortaya çıkabilecek zaman ve maliyet kayıplarının ortadan kaldırılabilmesi noktasında kamu yönetiminin etkinliğinin artırılması gerekmektedir.

Çalışmamızda gelişmekte olan ülkeleri temsilen E-7 ülkelerinde doğrudan yabancı yatırımlar ile kamu yönetim etkinliği ve yolsuzluğun kontrolü arasındaki ilişki ele alınmıştır. Çalışma sonucunda gelişmekte olan ülkelerde kamu yönetim etkinliğinin ve yolsuzluğun kontrol derecesinin doğrudan yabancı yatırımları çekmede önemli değişkenler olduğu görülmüştür. Dolayısıyla gelişmekte olan ülkeler doğrudan yabancı yatırımları kazanmak için kamu yönetiminde vatandaşların siyasi baskılara karşı bağımsızlık düzeyleri, kamu hizmet kalitesi ve politika oluşturmada siyasi bağımsızlık endeksleri önemli gözükmektedir. Bunun yanında gelişmekte olan ülkelerin yolsuzluğun kontrolünde şeffaf hareket etmesi ve bunun için gerekli yasal düzenlemeleri ve denetim mekanizmasının işleyişinin güçlendirilmesi gibi konular üzerinde durması önem arz etmektedir.

Bu çalışmada E-7 ülkeleri dikkate alınarak doğrudan yabancı yatırımlar ile kamu yönetim etkinliği ve yolsuzluk kontrolü arasındaki ilişki incelenmiştir. Diğer araştırmacılara da E-7 ülkeleri için doğrudan yabancı yatırımlar ile ifade hakkı ve hesap verebilirlik indeksi, demokrasi indeksi ve politik istikrar göstergesi arasındaki ilişkinin incelenmesi öneri olarak sunulmaktadır.

Yazar Katkıları: Bu çalışmada giriş ve sonuç bölümü ortak yapılmış, literatür bölümü A.D. tarafından hazırlanmıştır. Makalenin uygulama kısmı ve yorumlanması İ.E tarafından yapılmıştır.

Finansman: Bu çalışma için herhangi bir finansal kaynak sağlanmamıştır.

Çıkar Çatışması: Yazarlar herhangi bir çıkar çatışması olmadığını beyan etmemektedir.

Kaynakça

- [1] Özcan, Burcu; Arı, Ayşe. Doğrudan Yabancı Yatırımların Belirleyicileri Üzerine Bir Analiz: Oecd Örneği. *Ekonometri Ve İstatistik E-Dergisi*, 2010, 12: 65-88.
- [2] Nur, Hayriye Başçı; Dilber, İlkay. Gelişmekte olan ülkelerde doğrudan yabancı yatırımları belirleyen temel unsurlar. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2017, 32.2: 15-45.
- [3] Başar, Selim, et al. Yolsuzlukların Doğrudan Yabancı Yatırımlar (Dyy) Üzerine Etkileri. *İktisat İşletme ve Finans*, 2004, 19.222: 66-76.
- [4] Yorulmaz, Özlem; Yakut, Selay Giray; Gacar, Burcu Kocarık. Doğrudan Yabancı Yatırımları Etkileyen Faktörlerin Çok Değişkenli İstatistiksel Yöntemler ile İncelenmesi. *Uluslararası İnsan Çalışmaları Dergisi*, 2018, 1.2: 157-171.
- [5] Yaylali, Muammer; Karaca, Zeynep. Türkiye'de Araştırma Geliştirme Harcamaları ile Doğrudan Yabancı Yatırım İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı. *Çukurova Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2017, 18.1.
- [6] Aydoğuş, İsmail; Kutlu, Erol; Yildirim, Selim. Yolsuzluk Ve Doğrudan Yabancı Yatırımlar. *Afyon Kocatepe Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2005, 7.2: 1-21.
- [7] Tanrikulu, Faik. Impact Of International Migration On Patents, Innovation, Economy And Business Strategy. In: *Strategic Outlook For Innovative Work Behaviours*. Springer, Cham, 2020. P. 221-234.

-
- [8] Da Silveira, Eduarda Martins Correa; Dias, Jorge Augusto. The determinants of foreign direct investment in Brazil: empirical analysis for 2001-2013. COMMISSION FOR LATIN AMERICA AND THE CARIBBEAN, 2017, 171.
- [9] Hood, Neil; Young, Stephen. The economics of multinational enterprise. Longman, 1979.
- [10] Vernon, Raymond. Storm over the Multinationals. Harvard University Press, 1977.
- [11] Buckley, Adrian. Multinational Finance, Fourth Edition, Prentice Hall, New Jersey, 2000
- [12] Dunning, John H. Fdi, globalisation and development: some implications for the Korean economy and Korean firms. Journal of International Business and Economics, 2006, 7.1: 1-19.
- [13] Aydın, Nurhan. Uluslararası doğrudan yatırımlar ve ortak girişimler: joint ventures. TC Anadolu Üniversitesi, 1997.
- [14] Wei, Shang-Jin. How taxing is corruption on international investors?. Review of economics and statistics, 2000, 82.1: 1-11.
- [15] Gani, Azmat. Governance and foreign direct investment links: evidence from panel data estimations. Applied economics letters, 2007, 14.10: 753-756.
- [16] Zeshan, Anwar; Talat, Afza. Impact of Governance Indicators on FDI Inflows: Empirical Evidence from Pakistan. Caspian Journal of Applied Sciences Research, 2014, 3.9.
- [17] Zidi, Ahmed; Ali, Tarek Ben. Foreign Direct Investment (FDI) and Governance: The Case of MENA. Journal of Research in Business, Economics and Management, 2016, 5.3: 598-608.
- [18] Şahin, Dilek. MENA ülkelerinde kurumsal kalite ve ekonomik büyüme ilişkisinin analizi. İktisadi Yenilik Dergisi, 2018, 5.1: 1-9.
- [19] Mengistu, Alemu Aye; Adhikary, Bishnu Kumar. Does good governance matter for FDI inflows? Evidence from Asian economies. Asia Pacific business review, 2011, 17.3: 281-299.
- [20] Ay, Ahmet; Kizilkaya, Oktay; Akar, Tuba. Gelişmekte olan ülkelerde yolsuzluk ve demokrasi'nin DYY üzerindeki etkisi: ampirik bir inceleme. 2016.
- [21] Canare, Tristan. The effect of corruption on foreign direct investment inflows: Evidence from a panel of Asia-Pacific countries. In: The changing face of corruption in the Asia Pacific. Elsevier, 2017. p. 35-55.
- [22] Nur, Hayriye Başçı; Dilber, İlkay. Gelişmekte olan ülkelerde doğrudan yabancı yatırımları belirleyen temel unsurlar. Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 2017, 32.2: 15-45.
- [23] Al-Sadig, Ali. "FDI Inflows and Corruption." Cato Journal 29(1).2009, 267-94.
- [24] Epaphra, Manamba; Massawe, John. The effect of corruption on foreign direct investment: A panel data study. Turkish Economic Review, 2017, 4.1: 19-54.
- [25] Sabir, Samina; Rafique, Anum; Abbas, Kamran. Institutions and FDI: evidence from developed and developing countries. Financial Innovation, 2019, 5.1: 1-20.
- [26] Masron, Tajul Ariffin; Abdullah, Hussin. Institutional quality as a determinant for FDI inflows: evidence from ASEAN. World Journal of Management, 2010, 2.3: 115-128.
- [27] Özşahin, Şerife. Kurumsal kalite doğrudan yabancı yatırımlar için ne kadar önemli? Türkiye üzerine ekonometrik bir analiz. Journal of Yaşar University, 2016, 11.44: 251-262.

-
- [28] Meon, Pierre-Guillaume; SEKKAT, Khalid. Revisiting the relationship between governance and foreign direct investment. 2007.
- [29] Saidi, Yosra; Ochi, Anis; Ghadri, Houria. Governance and FDI attractiveness: Some evidence from developing and developed countries. *Global Journal of Management and Business Research*, 2013.
- [30] Shah, M. Ve A. Afridi (2015). "Significance of Good Governance for FDI Inflows in SAARC Countries by." *Business & Economic Review* 7(2):31–52.
- [31] Bellos, Sotirios; Subasat, Turan. Governance and foreign direct investment: A panel gravity model approach. *International Review of Applied Economics*, 2012, 26.3: 303-328.
- [32] Luu, Hiep Ngoc, et al. The effect of corruption on FDI and its modes of entry. *Journal of Financial Economic Policy*, 2019.
- [33] Cuervo-Cazurra, Alvaro. Who cares about corruption?. *Journal of international business studies*, 2006, 37.6: 807-822.
- [34] Asiedu, Elizabeth; Freeman, James. The effect of corruption on investment growth: Evidence from firms in Latin America, Sub-Saharan Africa, and transition countries. *Review of Development Economics*, 2009, 13.2: 200-214.
- [35] Eren, Murat; Künü, Serkan. "Yolsuzluk ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: E7 Ülkeleri İçin Bir Uygulama." Pp. 1470–76 in *Iğdır International Conference On Multidisciplinary Studies*. Iğdır, 2018
- [36] World Bank Data, <https://data.worldbank.org/>
- [37] Moscone, Francesco; Tosetti, Elisa. A review and comparison of tests of cross-section independence in panels. *Journal of Economic Surveys*, 2009, 23.3: 528-561.
- [38] Hsiao, Cheng; Pesaran, M. Hashem; Pick, Andreas. Diagnostic tests of cross-section independence for limited dependent variable panel data models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 2012, 74.2: 253-277.
- [39] Breusch, Trevor S.; Pagan, Adrian R. A simple test for heteroscedasticity and random coefficient variation. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1980, 1287-1294.
- [40] Pesaran, M. Hashem. General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. *Empirical Economics*, 2004, 1-38.
- [41] Pesaran, M. Hashem; Ullah, Aman; Yamagata, Takashi. A bias-adjusted LM test of error cross-section independence. *The Econometrics Journal*, 2008, 11.1: 105-127.
- [42] Ünsal, Mehmet Emre. Kamu Harcamaları, Kamu Gelirleri Ve Kamu Borçlarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri: Oecd Ülkeleri Üzerine Panel Veri Analizi. *Sosyal Bilimler Dergisi/Journal of Social Sciences*, 2020, 64.
- [43] Hsiao, Cheng. *Analysis of panel data*. Cambridge university press, 1986
- [44] Turgut, Ecem; Uçan, Okyay. Yolsuzluğun Vergi Oranları İle Olan İlişkisinin Oecd Ülkeleri Örneğinde İncelenmesi. *Niğde Ömer Halisdemir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 2019, 1.3: 1-17.

-
- [45] Gün, Musa. Cointegration Between Carbon Emission, Economic Growth, And Energy Consumption: A Comparative Study On Georgia And Turkey. *International Journal of Economic & Administrative Studies*, 2019, 22.
- [46] Tuna, Gülfer.; Öztürk, Mahmut. Piyasa Etkinliğinin Yapısal Kirilmali Birim Kök Testleri İle İncelenmesi: Türkiye Pay Senedi Piyasası Uygulaması. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 12.12: 548-559.
- [47] Dickey, David A.; Fuller, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 1979, 74.366a: 427-431.
- [48] Dickey, David A.; Fuller, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1981, 1057-1072.,
- [49] Levin, Andrew; Lin, Chien-Fu; Chu, Chia-Shang James. Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 2002, 108.1: 1-24.
- [50] IM, Kyung So; Pesaran, M. Hashem; Shin, Yongcheol. Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 2003, 115.1: 53-74.
- [51] Maddala, G.S. Ve Shaowen Wu. "Comparative Study of Unit Root Tests With Panel Data and a New Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Special Issue*, 1999, 61:631-652.
- [52] Choi, In. Unit root tests for panel data. *Journal of international money and Finance*, 2001, 20.2: 249-272.
- [53] Ersin, İrfan; Karakeçe, Ercan. Analysis of the effects of macroeconomic factors on entrepreneurship: An application on E7 countries. In: *Handbook of research on decision-making techniques in financial marketing*. IGI Global, 2020. p. 412-428.
- [54] Gülmez, Ahmet; Yardımcıoğlu, Fatih. OECD Ülkelerinde Ar-Ge Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Panel Eşbütünleşme ve Panel Nedensellik Analizi (1990-2010). *Maliye Dergisi*, 2012, 163.1: 335-353.
- [55] Kalkavan, Hakan; Ersin, İrfan. Determination of factors affecting the South East Asian crisis of 1997 probit-logit panel regression: The South East Asian crisis. In: *Handbook of research on global issues in financial communication and investment decision making*. IGI Global, 2019. p. 148-167.
- [56] Yüksel, Serhat. The impacts of research and development expenses on export and economic growth. *International Business and Accounting Research Journal*, 2017, 1.1: 1-8.
- [57] Engle, Robert F.; Granger, Clive WJ. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1987, 251-276.
- [58] Pedroni, Peter. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 1999, 61.S1: 653-670.
- [59] Kiliç, Ramazan; Aslan, Volkan. Yenilenebilen ve yenilenemeyen enerjinin iktisadi büyüme üzerindeki etkisi: 28 OECD ülkesi üzerine ampirik bir çalışma. *Eskişehir Osmangazi üniversitesi İİBF dergisi*, 2017, 12.1: 1-12.
- [60] Pedroni, Peter. Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. In: *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*. Emerald Group Publishing Limited, 2001.
- [61] Resmi Gazete, <https://www.resmigazete.gov.tr/eskiler/2006/10/20061002-1.htm>

Article,

Received: date: 05.04.2021
Accepted: date: 06.21.2021
Published: date: 30.06.2021

Makro İktisadi Göstergelerin Ekonomik Güven Üzerindeki Etkilerinin Analizi: Türkiye Örneği

İbrahim Aytekin^{1*}, Şeyma Bozkaya²

¹Kırıkkale Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat, Kırıkkale, Türkiye, ibrahimaytekin63@gmail.com

²Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat, Nevşehir, Türkiye, Seymabozkaya@hotmail.com

Orcid: 0000-0002-3574-1007¹ Orcid: 0000-0001-8559-6608²

*Correspondence Author: ibrahimaytekin@gmail.com

Öz: İnsan hayatının neredeyse her aşamasında yer alan güven duygusu ülke ekonomileri için de önemli bir kavram haline gelmiştir. Yerli ve yabancı yatırımcıların bir ülkenin iktisadi yapısına güven duyması o ülkenin ekonomisinde işlerin yoluna gittiği anlamına gelmektedir. Ekonomisinde güveni tesis etmiş tüm ülkelerin büyümeye, yatırımlara ve kalkınmaya daha elverişli bir hale geleceği kabul edilmektedir. Dolayısıyla bu çalışmanın amacı, Türkiye'nin makro iktisadi göstergelerinin ekonomik güven üzerindeki etkilerinin analiz edilmesidir. Analizde 2008:M1-2019:M12 yılları arasındaki aylık veriler kullanılmıştır. Analizin ilk aşamasında değişkenlere birim kök testleri uygulanarak değişkenlerin durağanlık mertebeleri belirlenmiştir. Ardından belirlenen durağanlık mertebeleri doğrultusunda ARDL modelinin kullanılmasına karar verilmiş ve böylece değişkenlere ARDL sınır testi uygulanmıştır. Uygulanan ARDL sınır testi sonucunda değişkenler arasında uzun dönemli bir eşbütünlük ilişkisinin var olduğu tespit edilmiştir. Analizin son aşamasında tahmin edilen ARDL modelinin kısa ve uzun dönem katsayıları hesaplanmıştır. Sonuç olarak Türkiye'de uzun dönemde enflasyon, ihracat ve işsizlik değişkenleriyle ekonomik güven arasında negatif yönlü bir ilişki bulunurken; sanayi üretimi, reel döviz kuru ve ithalat değişkenleriyle ekonomik güven arasında ise pozitif yönlü bir ilişki bulunmuştur. Bu sonuç Türkiye'de makro iktisadi değişkenlerin uzun vadede ekonomik güven üzerinde pozitif ve negatif yönlü etkilere sahip olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla Türkiye'nin bazı makroekonomik sorunların üstesinden gelebilmesi için gerekli olan şey, ekonomide güveni tesis ederek iktisadi büyümede istikrarı yakalamaktır.

Anahtar Kelimeler: ARDL, Ekonomik Güven, Makro İktisat, Türkiye, ARDL, Zaman Serisi

Analysis Of The Effects Of Macro Economic Indicators On Economic Confidence: The Case Of Turkey

Abstract: The feeling of trust, which takes place in almost every stage of human life, has become an important concept for the economies of the country. The trust of local and foreign people or investors in the economic structure of a country means that things are going well in that country's economy. It is accepted that all countries that have established confidence in their economy will become more suitable for growth, investments and development. In this study, it is aimed to analyze the effects of macroeconomic indicators, which constitute the important economic dynamics of Turkey, on economic confidence. In the analysis, Turkey's monthly data between the years 2008: M1-2019: M12 were used. In the first stage of the analysis, unit root tests were applied to the variables and the stationarity levels of the variables were determined. Then, it was decided to use the ARDL model in line with the determined stationarity levels, and thus the ARDL boundary test was applied to the variables. As a result of the ARDL boundary test applied, it was determined that there is a long-term cointegration relationship between the variables. At the last stage of the analysis, the short and long term coefficients of the estimated ARDL model were calculated. As a result, while there is a negative relationship between the inflation, export and unemployment and economic confidence in the long term in Turkey; A positive relationship was found between industrial production, real exchange rate, import and economic confidence. This result shows that macroeconomic variables in Turkey have positive and negative effects on economic confidence in the long run. Therefore, what is necessary for Turkey to overcome some macroeconomic problems is to achieve stability in economic growth by establishing confidence in the economy.

Keywords: ARDL, Economic Confidence, Macro Economics, Turkey, Time Series

1. Giriş

Sosyal sistem içinde iletişimle şekillenen toplumsal yapıların sıkı bir ilişki kurmasını sağlayan unsur güvendir. Güven unsuru aynı zamanda sosyal sermaye olan bireyin ekonomik aktifler içinde yer almasını sağlamaktadır. Rasyonel bireyin ayırt edici bir özelliği olarak güven, bireylerin sadece davranışlarına etkisini değil aynı zamanda ekonomik olaylara olan etkisini de ortaya koymuştur. Makro açıdan bakıldığında güven ortamının sağlanmış olması istikrarlı bir ekonomik yapının oluşumuna sağlam zemin oluşturmaktadır. Güven unsuru mikro açıdan ise firmaların yarattığı katma değere önemli oranda etki etmektedir [1]. Güven unsurunun ekonomi açısından önemi son dönemde oldukça popüler hale gelmiştir. Bu durum ekonomide endeksler ile ölçülmeye çalışılmakta ve politika yapımında rehber oluşturabilmektedir.

Ekonomik güven endeksi, tüketicilerin ve üreticilerin ekonominin genel durumuna yönelik bilgi sahibi olma, aynı zamanda genel duruma yönelik değerlendirme, beklenti ve bu beklenti yönüne karşı almış oldukları tavırları ifade eden bir bileşik endeks olarak tanımlanmaktadır. Bu endeks farklı durumları ölçen alt endekslerden oluşmaktadır. Bu alt endekslerden oluşan ekonomik güven endeksinin bileşimi, tüketici güven göstergesi ile birlikte mevsimsel etkilerden arındırılmış imalat sanayi (reel kesim), hizmet, perakende ticaret ve inşaat sektörlerine endekslerin ağırlıklandırılarak birleştirilmesinden oluşmaktadır [2]. Bu endeks o toplumda yaşayan insanların ekonomiye karşı duydukları güveni temsil etmektedir. Dolayısıyla bu endeksler gelecek ekonomik görünümün öngörülmesi açısından oldukça önemlidir. Ekonomik güven endeksinin 100'ün üzerinde bir değer

alması genel ekonomik duruma karşı toplumun olumlu bakış açısını, 100'ün altında kalması durumunda ise genel ekonomik duruma karşı toplumun kötümser bir bakış açısı içinde olduğu anlamına gelmektedir [3].

Keynes'in "hayvansal güdüler" yaklaşımı iş adamlarının gelecekteki iş beklentilerine duydukları güven ve "içgüdülerini" ifade etmesinden hareketle güvenin yatırımlara, ekonomik yapıya olan etkisine dikkat-çekmiştir. Hayvansal güdüler, genellikle bir risk unsuru olan yatırım kararlarının alınmasında yer alan riske de atıfta bulunabilmektedir. Ancak eğer insanlar bir durgunluk bekliyorsa, güven düşük olacak ve tasarruf artacaktır. Bu durum ekonomik daralmaya doğru bir yönelimle sonuçlanacaktır [4]. Keynes'in de dikkat çektiği üzere ekonomide riskler belirli bir düzeyde hesaplanabilir ama belirsizlik ekonomiyi asıl zora sokan durumdur. İnsanların beklentileri ve ekonomiye olan güvenleri oranında reel sektör ve makro değişkenler etkilenmektedir. Dolayısıyla ekonomide esas olan beklentileri olumlu yönde etkileyecek güven ortamının oluşturulmasıdır.

Bu çalışmanın amacı, Türkiye'nin makro iktisadi göstergelerinin ekonomik güven üzerinde oluşturdukları etkilerinin yönünü ekonometrik yöntemlerle tespit etmektir. Bu doğrultuda çalışmada, Türkiye'nin 2008:M1-2019:M12 yılları arasındaki aylık ekonomik güven endeksiyle temel makro iktisadi göstergeler kullanılmıştır.

Literatürde genellikle güven endekslerinin makro değişkenlere ve yatırım araçlarına etkisi değerlendirilirken, bu çalışma *feedback* etkilere sahip olan ve makro değişkenlerin ekonomik güven endeksi üzerinde oluşturdukları etkiler analiz edilmiştir. Ayrıca bu çalışmanın analizinde kullanılan yöntem, dönem ve değişkenler bu çalışmayı diğer çalışmalardan ayırtmaktadır. Böylece bu çalışma bu yönleriyle literatürdeki çalışmalardan farklılık arz etmektedir. Son olarak çalışma giriş, literatür incelemesi, ampirik analiz ve sonuç bölümlerinden oluşmaktadır.

2. Literatür İncelemesi

Gelecek ekonomik durumların ve belirsizliklerin olası etkilerini değerlendirmek ve tahmin edebilmek adına güven endeksleri oldukça önemlidir. Riskin değil belirsizliğin daha belirgin olduğu ekonomilerde güven endekslerinin reel ekonomik göstergelere etkisinin görece daha etkili olması mümkündür. Bu bağlamda bu bölümde; ekonomik güven endeksi, ekonomik alt güven endeksleri ve ekonominin diğer göstergeleri arasındaki ilişkileri ele alan çalışmalara yer verilmiştir.

Kandır (2006), 2002:M2-2005:M6 dönemini kapsayan çalışmasında, tüketici güven endeksinin İMKB mali sektör şirketlerinin hisse senedi getirilerini tahmin etme düzeyini ölçmek adına 28 mali sektör şirketinin hisse senedi getirileri ile regresyon analizi yöntemini kullanarak model kurmuştur. Test sonucuna göre tüketici güven endeksinin mali sektör hisse senetlerinin büyük bir çoğunluğu için önemli bir faktör olduğu sonucuna ulaşılmıştır [5].

Korkmaz ve Çevik (2009), çalışmalarında İMKB 100 endeks getirisi ile reel kesim güven endeksi arasındaki nedensellik ilişkisini incelemişlerdir. İlk olarak İMKB 100 endeks getirisi ve güven endeksi EGARCH modeli ile tahmin edilmiştir. İkinci olarak ise EGARCH modelinden faydalanılarak elde edilen standart hatalar ve kareleri ile İMKB 100 endeks getirisi ve güven endeksi için nedensellik testi yapılmıştır. Analiz sonuçlarına göre, İMKB 100 endeks getirisi ile güven endeksi arasında eş zamanlı ve çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir [6].

Çelik, Aslanoğlu ve Uzun (2010), çalışmalarında Türkiye ekonomisinde tüketici güveni ile finansal piyasalar arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Çalışmada Ocak 2008 ile Ekim 2009 küresel kriz dönemi için haftalık veriler kullanılmıştır. Gelişmekte olan piyasalarda geleceğin daha çok riskli değil

belirsiz olduğu varsayımı ile hareket etmişlerdir. Dolayısıyla böyle bir ekonomide tüketici güveninin, ekonomik gösterge olarak kabul edilmesi gerektiğini savunmaktadırlar. Bu varsayımdan hareketle tüketici duyarlılığını faiz oranları, döviz kurları ve borsa endeksi gibi yüksek frekanslı finansal piyasa değişkenlerinin bir fonksiyonu olarak modellemişlerdir. Analiz sonucuna göre tüketici güveniyle ilgili finansal piyasa değişkenleri arasında eşbütünlük ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Dolayısıyla, gelişen ekonomilerde tüketici güveni, sadece tüketicilerin ekonominin gelecekte alacağı duruma yönelik duyarlılığını yansıtmaktan ziyade, içsel bir değişken olarak görülmesi gerektiğini savunmuşlardır [7].

Çelik (2010), çalışmasında tüketici hissiyatının işlevsel kimliğini değerlendirmesi açısından alışılmadık bir şekilde ele almıştır. Ampirik sonuçlarda, tüketici güvenindeki hareketlerin döviz kurları, borsa endeksi, imalat sanayi endeksi ve iş ortamındaki eğilimle ölçülen beklentilerdeki değişikliklere bağlı olduğunu göstermektedir [8].

Topuz (2011), Türkiye üzerine yapmış olduğu çalışmasında, tüketici güven endeksi ve İMKB-100 endeksi arasındaki nedensellik ilişkisini 2004:01-2009:01 dönemlerini kapsayacak şekilde incelemiştir. Yapılan analiz sonucunda, hisse senedi fiyatlarından tüketici güvenine doğru tek yönlü bir Granger nedensellik ilişkisinin olduğu sonucuna varılmıştır [9].

Aarle ve Kappler (2012), yapmış oldukları çalışmalarında ekonomik duyarlılığın Euro bölgesi ülkelerindeki iş döngüsü dalgalanmalarını açıklayıp açıklamadığını incelemiştir. VAR modelini kullanarak, duyarlılık şoklarının üretim, perakende satışlar ve işsizlik gibi önemli makroekonomik değişkenler üzerinde etkisinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca ekonomik koşulların ve şokların ekonomik duyarlılığı etkilediğine dair önemli kanıtlar bulmuşlardır [10].

Gürgür ve Kılınç (2015), Türkiye’de tüketici güven endeksi ile başlıca finansal ve makroekonomik değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkiyi incelemiştir. Ampirik analiz sonuçlarına göre tüketici güveninin hem kısa dönemde hem de uzun dönemde döviz kuru, tüketici kredileri faizi, işsizlik oranı ve tüketici fiyatlarının etkisinde kaldığı ve kısa dönemde özellikle döviz kuru ve tüketici fiyatlarının etkisinin daha belirgin olduğu gözlenmiştir [11].

Tunalı ve Özkan (2016), Türkiye için 2004:01-2015:12 dönemini kapsayan çalışmalarında, tüketici fiyat endeksi ile tüketici güven endeksi arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkileri incelemiştir. Türkiye’de söz konusu dönemler arasında tüketici güven endeksi ile tüketici fiyat endeksi arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı, kısa dönemde ise Tüketici fiyat endeksinden tüketici güven endeksine doğru bir nedensellik ilişkisinin var olduğu tespit edilmiştir [12].

Kale ve Akkaya (2016), VAR yöntemiyle tüketici güveni, reel sektör güveni ve beş farklı hisse senedi endeksi (toplam, finansal, endüstriyel, hizmet ve teknolojik) arasındaki ilişkileri incelemiştir. Michigan Üniversitesi Duyarlılık Endeksi, VIX volatilité endeksi ve GFK Almanya Tüketici İklimi Endeksi de uluslararası etkileri araştırmak için modellerle ilişkilendirilmiştir. Analiz sonuçları, tüketici güveninden hisse senedi getirilerine yönelik bir nedensellik ilişkisi olmadığını, ancak hisse senedi getirilerinin tüketici güvenini olumlu yönde etkilediğini göstermektedir. Öte yandan, reel sektör güven endeksi ile hisse senedi getirileri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu ve her birinin diğerini belirli bir gecikme ile etkilediği tespit edilmiştir. Michigan Üniversitesi Tüketici Duyarlılığı Endeksi ve VIX volatilité endeksi, Türkiye'nin hemen hemen tüm borsa endeksleri üzerinde açıklayıcı güce sahipken, GFK Almanya Tüketici İklimi Endeksi'nin tüm modellerde herhangi bir hisse senedi getirisi üzerinde etkisine ulaşamamıştır. Bu durum

küreselleşmenin iç pazarlarda yer aldığını ve Türkiye'de, Almanya'dan ziyade ABD güven ortamının daha fazla hissedildiğini göstermesi açısından önemlidir [13].

Eyüpoğlu ve Eyüpoğlu (2017), 2012:M1-2016:M10 dönemini kapsayan çalışmalarında; BIST 100, BIST Sınai, BIST Hizmetler endeksleri ile ekonomik güven endeksi arasındaki uzun dönemli ilişkiyi Engle-Granger eşbütünleşme yönteminden faydalanarak analiz etmişlerdir. Yapılan analiz sonucunda söz konusu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu gözlenmiş ve her üç endeksin de ekonomik güven endeksinin Granger nedeni olduğu kanıtlanmıştır [14].

Evcı (2019), 2007:M1-2019:M6 dönemini kapsayan çalışmada, ekonomik güven endeksi ile BİST 100, dolar ve altın fiyatları arasındaki ilişkiyi Toda-Yamamoto metoduyla incelemiştir. Yapılan analizi sonucunda, BİST100 endeksinden ekonomik güven endeksine doğru bir nedensellik ilişkisinin olmadığı, ekonomik güven endeksinden BİST100 endeksine doğru tek yönlü bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Buna karşın USD/TL kurundan ekonomik güven endeksine doğru tek yönlü nedensellik bulunurken, altın fiyatları ile ekonomik güven endeksi arasında bir nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır [15].

Aytekin ve Doyar (2019), 2008:M1-2019:M3 dönemleri arasında Türkiye'nin aylık reel döviz kuru, toplam sanayi üretimi ile tüketici güven endeksini analiz etmişlerdir. Yapılan analiz sonucunda değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığına rastlanmıştır. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre ise döviz kuru ile sanayi üretimi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisine rastlanırken, döviz kurundan tüketici güven endeksine doğru ise tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin var olduğu tespit edilmiştir [16].

Güngör (2019), çalışmada 2007-2017 dönemlerine ait ekonomik güven endeksi ile yatırım araçlarından ABD doları ile altının reel getirileri arasındaki nedensellik ilişkisini incelemiştir. Yapılan Granger nedensellik testinden elde edilen sonuçlara göre her iki yatırım aracının getirisi ile ekonomik güven endeksi arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. Ayrıca ABD dolarının reel getirisi ile ekonomik güven endeksi arasında negatif; altının reel getirisi ile ekonomik güven endeksi arasında ise pozitif korelasyona rastlanmıştır [17].

Çankaya ve Alp (2019), Türkiye ekonomisi için 2007:M1-2017:M12 dönemini kapsayan çalışmalarında, sanayi üretim düzeyini etkileyen makroekonomik faktörlerden farklı olarak üreticileri ve tüketici güven endeksleri aracılığı ile ekonomiye olan güvenin üretim seviyesi üzerine etkisini incelemişlerdir. Çalışmada küresel kriz dönemi içerisinde olduğundan 2007-2010 dönemi ve kriz sonrası görece istikrarlı dönem olarak değerlendirilen 2010-2017 dönemleri olarak iki farklı gruba ayrılarak incelenmiştir. Yapılan VECM analiz sonucunda, tüketici güven endeksinin etkisinin sanayi üretimini belirgin olarak etkilediği gözlenmiştir. Buna karşın reel kesim güven endeksinin ise tüketici güven endeksine göre daha sınırlı düzeyde olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Her iki analiz dönemi için kriz dönemleri değerlendirildiğinde güven endekslerinin etkilerinin daha net bir şekilde hissedildiği tespit edilmiştir [18].

Aytekin (2020), 2008:M1-2020:M3 dönemini kapsayan çalışmada, Türkiye'nin toplam sanayi üretimi, ekonomik güven endeksi ve reel döviz kuru göstergeleri arasındaki ilişkiyi analiz etmiştir. Yapılan analiz sonucunda; reel döviz kuru, toplam sanayi üretimi ve ekonomik güven değişkenlerinin her birinde ya da hepsinde meydana gelecek bir gelişmenin Türkiye ekonomisini iktisadi yönden etkileyebileceği sonucuna ulaşılmıştır [18].

Literatür özetinden de anlaşıldığı üzere, ekonomik güven ve alt endeksleriyle diğer iktisadi ve finansal değişkenler arasında genel olarak sıkı bir ilişkinin olduğu sonucuna varılmıştır. Dolayısıyla

bu sonuçlar, güven endekslerinin ekonomik performans üzerinde belirgin etkilerinin olduğunu ispatlar niteliktedir.

3. Veri Seti ve Ekonometrik Yöntem

Ekonometrik analizde Türkiye'nin 2008:M1-2019:M12 yılları arasındaki aylık veriler kullanılmıştır. Veriler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankasının (TCMB)[19] EVDS sistemi ile Türkiye İstatistik Kurumunun (TUİK) istatistikler veri tabanından temin edilmiştir. Analizde kullanılan değişkenlerin tamamı Tablo 1'de verilmiş olup, değişkenlerin logaritmik dönüşümleri yapılmıştır.

Tablo 1. Analizde Kullanılan Değişkenler ve Kaynak

Değişken Adı	Değişkenin Kısa Adı	Kaynak
Ekonomik Güven Endeksi	LNEGE	TUİK
Enflasyon	LNLENF	TCMB
İşsizlik	LNİŞZ	TCMB
İhracat Birim Değer Endeksi	LNİHR	TUİK
İthalat Birim Değer Endeksi	LNİTH	TUİK
Reel Döviz Kuru	LNRDK	TCMB
Toplam Sanayi Üretim Endeksi	LNTSU	TCMB

Çalışmada ekonometrik analize başlamadan önce değişkenlerin istatistiki özetlerine bakılmıştır. Ardından ekonometrik analize geçilmiş ve ekonometrik analizin ilk aşamasında serilerin durağan olup olmadığına The Augmented Dickey Fuller (ADF) ve Philips-Perron (PP) birim kök testleri bakılmıştır. Birim kök testlerinin sonuçları doğrultusunda serilere, otoregresif dağıtılmış gecikme (ARDL) sınır testinin uygulanmasına karar verilmiştir. Analizde ARDL sınır testinin kullanılmasına karar verildikten sonra ARDL modeli tahmin edilmiş ve tahmin edilen bu modelin sağlıklı bir şekilde çalışıp çalışmadığını test etmek için ise bu modele birtakım tanısal sınama testleriyle CUSUM testi uygulanmıştır. Tahmin edilen modelin bu testlerden başarıyla geçmesinin ardından değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığını incelemek için ARDL tahmin modeline F sınır testi uygulanmıştır. Değişkenler arasında uzun dönemli bir eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilmesinin ardından kısa ve uzun dönem katsayıları tahmin edilmiş ve analiz bu şekilde tamamlanmıştır.

4. Ekonometrik Analiz Sonuçları

Ekonometrik analizde başlangıç olarak değişkenlerin tanımlayıcı istatistiki özetleri oluşturulmuştur. Bu bağlamda Tablo 2'de modele yönelik olarak gözlem sayıları, ortalama, standart sapma, varyans, minimum ve maksimum değerleri ifade eden tanımlayıcı istatistiki özetlere yer verilmiştir.

Tablo 2. Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistiki Özeti

Değişkenler	Gözlem Sayısı	Ortalama	Standart Sapma	Varyans	Minimum Değer	Maksimum Değer
LNEGE	144	4.577	0.116	0.013	4.107	4.744
LNLENF	144	2.199	0.343	0.118	1.382	13.228
LNİŞZ	144	2.35	0.160	0.026	1.988	2.694

LNİHR	144	4.615	0.083	0.007	4.498	4.853
LNİTH	144	4.592	0.118	0.014	4.379	4.847
LNRDK	144	4.614	0.155	0.024	4.134	4.847
LNTSU	144	4.484	0.223	0.049	3.921	4.867

Tablo 2'den de anlaşıldığı üzere gözlem sayısı modeli kurmak için yeterlidir. Ayrıca değişkenlerin standart sapma ve varyansları incelendiğinde ortalamadan çok sapmadıkları da anlaşılmaktadır. Nihayetinde özet istatistikler değişkenlerin analize uygun olduklarını göstermektedir. Bundan sonraki aşama değişkenlerin durağanlık mertebelerinin test edildiği birim kök testi analizlerinde oluşmaktadır.

4.1. Birim Kök Test Sonuçları

Zaman serisi analizlerinde birim kök testleri, değişkenlerin birim kök içerip içermediklerinin yani durağan olup olmadıklarının test edildiği analiz modelleridir. Dolayısıyla bu çalışmada değişkenlerin durağan (birim kök içerip içermedikleri) olup olmadıklarını tespit etmek için ADF ve PP birim kök testleri kullanılmış ve ulaşılan sonuçlar aşağıda gösterilen Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3. ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları

Seviye	Değişkenler	ADF				PP			
		Sabit		Sabit ve Trend		Sabit		Sabit ve Trend	
		t-statist.	Prob.	t-statist.	Prob.	t-statist.	Prob.	t-statist.	Prob.
Düzye Değer	LNEGE	-2.230	0.196	-2.212	0.479	-2.702	0.076	-2,693	0.241
	LNLENF	-2.774	0.065	-2.999**	0.040	-2,483	0.122	-2.999	0.136
	LNİŞZ	-3.351**	0.020	-3.514**	0.042	-2.002	0.286	-2.201	0.485
	LNİHR	-2.460	0.127	-3.091	0.112	-2.056	0.276	-2.665	0.253
	LNİTH	-1.557	0.502	-2.071	0.557	-1.593	0.483	-2.178	0.498
	LNRDK	-0.612	0.863	-2.455	0.350	-1.001	0.750	-2.706	0.236
	LNTSU	-2.433	0.134	-2.514	0.321	-2.372	0.152	-8.174*	0.000
	Δ LNEGE	-9.063*	0,000	-9.031*	0,000	-9.066*	0,000	-9.035*	0,000
	Δ LNLENF	-7.566*	0,000	-7.815*	0,000	-8.889*	0,000	-8.854*	0,000
	Δ LNİŞZ	-3.050**	0.033	-3.490**	0.045	-5.069*	0,000	-6.942*	0,000
Birinci Fark	Δ LNİHR	-6,773*	0,000	-6.747*	0,000	-6.683*	0,000	-6.654*	0,000
	Δ LNİTH	-7.730*	0,000	-7.702*	0,000	-7.961*	0,000	-7.943*	0,000
	Δ LNRDK	-10.047*	0,000	-10.035*	0,000	-8.935*	0,000	-8.898*	0,000
	Δ LNTSU	-4.716*	0,000	-4.939*	0,000	-41.000*	0,000	-40.085*	0,000

*: %1 ve **: %5 önem seviyesinde istatistiki açıdan anlamlı.

Tablo 3'ten görüldüğü üzere işsizlik (LNİŞZ) değişkeni ADF birim kök testinin her iki modeline göre düzeyde durağan yani I(0) iken PP birim kök testinin her iki modeline göre ise birinci farkta durağan yani I(1)'dir. Analizde kullanılan bir diğer değişken olan enflasyon (LNLENF) ADF birim kök testinin sabitli modeline göre düzeyde durağan yani I(0) iken birim kök testlerinin diğer tüm modelleri için ise birinci farkta durağan, yani I(1)'dir. Dolayısıyla analizde kullanılan değişkenlerden işsizlik ve enflasyonun durağanlık dereceleri bazı birim kök testlerinin modellerine göre I(0) iken bazı birim kök testlerinin modellerine göre ise I(1) oldukları anlaşılmıştır. İşsizlik ve enflasyon dışında kalan 5 değişkenin ise ADF ve PP birim kök testlerinin tüm modelleri için birinci farkta durağan yani I(1)

oldukları anlaşılmıştır. Sonuç olarak yapılan ADF ve PP birim kök testi sonuçlarına göre bazı değişkenlerin durağanlık derecelerinin $I(0)$, bazılarının ise $I(1)$ olduğu tespit edilmiştir. Buradan hareketle analizde ARDL sınır testi modelinin kullanılmasına karar verilmiştir.

4.2. ARDL Modeli ile Tanısal Sınama ve CUSUM Testleri

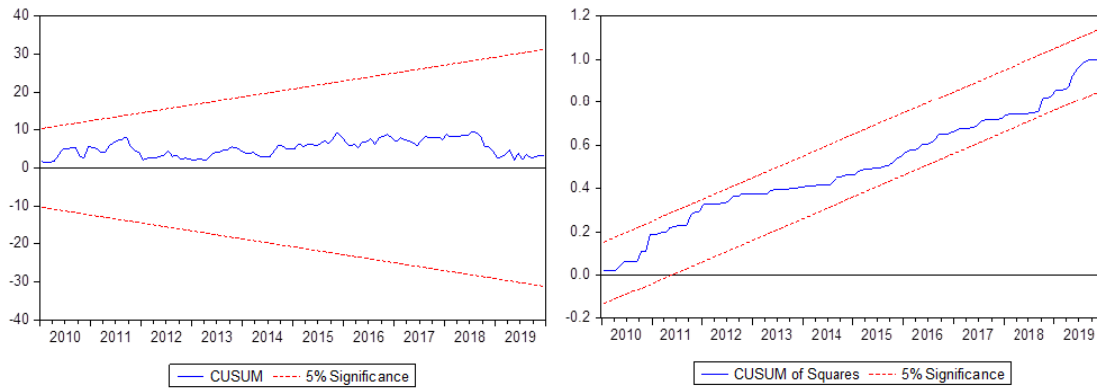
Birim kök testlerinin sonuçları doğrultusunda ARDL modelinin kullanılmasına karar verilmiş ve bu bağlamda ARDL(2.3.2.1.1.2.3) modeli tahmin edilmiştir. Model Akaike (AIC) bilgi kriterlerine göre tahmin edilmiş ve modelde kullanılan gecikme uzunluğu otomatik olarak 4 seçilmiştir. Tahmin edilen bu modelde; bağımlı değişken olarak ekonomik güven endeksi seçilmiştir. Ekonomik güven endeksinin birinci farkta durağan yani $I(1)$ olduğu tespit edilmiştir.

ARDL modeli tahmin edildikten sonra bu modelde otokorelasyon ve değişen varyans sorunun olup olmadığı ve modelin normal dağılıma uyup uymadığını sınamak için modele birtakım sınama testleri uygulanmış ve ulaşılan sınama testlerinin sonuçları aşağıda gösterilen Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4. Tanısal Sınama Test Sonuçları

Otokorelasyon LM Testi	
F-İstatistiği	0.045
Olasılık (P)	0.957
Değişen Varyans Testi (Breusch-Pagan-Godfrey)	
F-İstatistiği	1.275
Olasılık (P)	0.209
Normallik Testi (Jarqua-Bera)	
Jarqu-Bera	0.118
Olasılık (P)	0.943

Yapılan sınama testlerinde otokorelasyon LM testi ile değişen varyans testinin Tablo 4'te verilen olasılık değerleri incelendiğinde, bu değerlerin her iki test için de %5 önem seviyesinden büyük olduğu anlaşılmıştır. Yani her iki testin yokluk hipotezi olan H_0 reddedilmemektedir. Bu durum tahmin edilen ARDL modelinde otokorelasyon sorunu ile değişen varyans sorununun olmadığı anlamına gelmektedir. Ardından modelin normal dağılıma uyup uymadığı kontrol edilmiş ve Tablo 4'te verilen normal dağılımın olasılık değerinin %5 önem seviyesinden büyük olduğu anlaşılmıştır. Yani normal dağılımın yokluk hipotezi olan H_0 reddedilmemektedir. Bu sonuca göre tahmin edilen ARDL modelinin normal dağılıma da uyduğu tespit edilmiştir. Böylece sınama testlerinden başarıyla geçen ARDL tahmin modelinde yapısal kırılmaların olup olmadığının tespit edilmesi için modele CUSUM ve CUSUM kare testleri uygulanmış ve elde edilen sonuçlar aşağıda gösterilen Şekil 1'de verilmiştir.



Şekil 1. CUSUM ve CUSUM Kare Testi

Yapılan CUSUM ve CUSUM kare testlerinde tahminlerin %95 güven sınırları içerisinde dalgalandıkları Şekil 1’de ki grafiklerde görülmektedir. Tahminlerin güven aralığı sınırları içerisinde dalgalanmaları, modelde kırılmaların olmadığı ve tahmin edilen parametrelerin istikrar koşulunu sağladıkları anlamına gelmektedir. Böylece sınama testlerinden başarıyla geçen model CUSUM ve CUSUM kare testlerinden de başarıyla geçmiştir. Analizin bundan sonraki aşamasında değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olup olmadığının test edildiği ARDL sınır testi sonuçlarına yer verilmiştir.

4.3. ARDL Sınır Testi Sonuçları

Pesaran ve arkadaşları (2001), değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin tespit edilmesinde değişkenlerin $I(0)$ veya $I(1)$ olabileceği gibi değişkenlerin bir kısmının $I(0)$ bir kısmının ise $I(1)$ olduğu durumlarda da analizlerin yapılabileceği ARDL sınır testini önermişlerdir. Pesaran ve arkadaşları burada $I(0)$ için bir alt sınır, $I(1)$ için ise bir üst sınır değeri belirlemişlerdir. Eğer bulunan F istatistik değeri $I(0)$ ’ın altındaysa değişkenler arasında kesin olarak bir eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına karar verilir. Fakat bulunun F istatistik değeri $I(1)$ sınır değerinin üzerinde ise bu sefer değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin var olduğuna kesin olarak kara verilir. Son olarak bulunan F istatistik değeri $I(0)$ ile $I(1)$ sınır değerleri arasında kalıyorsa bu sefer değişkenler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi hakkında kesin bir sonuca varılamayacaktır [20]. Bu bağlamda bu çalışmada yapılan ARDL sınır testinin sonuçları aşağıda gösterilen Tablo 5’te verilmiştir.

Tablo 5. ARDL Sınır Testi Sonuçları

Tahmin Edilen Eşitlik: $LNEGE = f(LNENF, LNİŞZ, LNİHR, LNİTH, LNRDK, LNTSU)$			
F-istatistik Değeri		Kritik değer	
	8.71	Alt Sınır $I(0)$	Üst Sınır $I(1)$
%1		3.15	4.43
%5		2.45	3.61
%10		2.12	3.23

Tablo 5’te görüldüğü üzere ARDL sınır testinin F istatistik değeri 8.71 olarak bulunmuştur. Bu F istatistik değeri Tablo 5’te yer alan %5 önem sevisinin üst sınır değeri olan 3.61’den büyük ($F > I(1)$) bir değer olduğu için yokluk hipotezi H_0 reddedilmektedir. Elde edilen bu sonuç, Türkiye’de makro iktisadi değişkenler ile ekonomik güven arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunu

göstermektedir. Böylece tahmin edilen ARDL modelinin sınır testi sonuçları, makro iktisadi değişkenlerin uzun vadede ekonomik güveni etkileyebilen değişkenler olduklarını göstermektedir. Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin tespit edilmesinden sonra modelin kısa ve uzun dönem katsayıları hesaplanmıştır. Ulaşılan sonuçlar aşağıda gösterilen Tablo 6 ve Tablo 7'de verilmiştir.

Tablo 6. Hata Düzeltme Modeli (HDM) ve Kısa Dönem Test Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik (t)	Olasılık (P)
D(LNEGE(-1))	0.139	0.081	1.711	0.089
D(LNENF)	-0.057	0.021	-2.624	0.009
D(LNENF(-1))	0.013	0.032	0.413	0.679
D(LNENF(-2))	0.042	0.021	1.921	0.057
D(LNİHR)	0.140	0.226	0.617	0.540
D(LNİHR(-1))	0.705	0.193	3.642	0.000
D(LNİŞZ)	-0.121	0.060	-2.010	0.046
D(LNİTH)	0.150	0.197	0.763	0.446
D(LNRDK)	0.330	0.089	3.683	0.000
D(LNRDK(-1))	0.245	0.097	2.511	0.013
D(LNTSU)	-0.030	0.031	-0.972	0.333
D(LNTSU(-1))	0.041	0.034	1.236	0.219
D(LNTSU(-2))	-0.101	0.029	-3.458	0.000
CointEq(-1)	-0.249	0.047	-5.269	0.000

Tablo 6'da -0.249 olarak bulunan hata düzeltme katsayısının olasılık ve t test istatistik değerleri incelendiğinde her iki değerinde istatistiki açıdan anlamlı olduğu görülmektedir. Bu sonuç hata düzeltme modelinin sorunsuz bir şekilde çalıştığı anlamına gelmektedir. Bununla birlikte hata düzeltme katsayısının -0.249 olarak tespit edilmesi kısa dönem dengesinde meydana gelen sapmaların yaklaşık olarak $1/|-0.249|= 4.1$ aylık bir zamanda diliminde yeniden uzun dönem dengesine ulaşacağını ifade etmektedir.

Ayrıca Tablo 6'da kısa dönem katsayılarına da yer verilmiştir. Kısa dönem sonuçlarına göre; enflasyon, işsizlik ve ekonomik güven arasında anlamlı bir ilişki bulunurken, bu ilişkinin yönü negatiftir. İthalat ile ekonomik güven arasında pozitif yönlü fakat istatistiki açıdan anlamlı olmayan bir ilişki bulunurken; reel döviz kuru ile ekonomik güven arasında ise pozitif ve istatistiki açıdan anlamlı bir ilişki bulunmuştur. İhracata baktığımızda ise ihracat ile ekonomik güven arasında pozitif yönlü bir ilişki bulunurken bu ilişki ancak birinci gecikmede anlamlı hale gelmektedir. Son olarak kısa dönemde toplam sanayi üretimi ile ekonomik güven arasında negatif yönlü bir ilişki bulunurken bu ilişki ancak ikinci gecikmede anlamlı hale gelmektedir. Kısa dönem analiz sonuçlarından sonra analizin son aşamasını oluşturan uzun dönem katsayıları aşağıda gösterilen Tablo 7'de verilmiştir.

Tablo 7. Uzun Dönem Test Sonuçları

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistik (t)	Olasılık (P)
LNENF	-0.303	0.059	-5.150	0.000
LNİHR	-3.318	0.690	-4.816	0.000
LNİŞZ	-0.080	0.116	-0.690	0.491

LNİTH	2.139	0.428	4.996	0.000
LNRDK	0.395	0.177	2.230	0.028
LNTSU	0.410	0.110	3.729	0.000
C	7.276	2.126	3.423	0.001

Normalize Edilmiş Denklem

$$LNEGE = +7.28 - 0.30LNENF - 3.32LNİHR - 0.80LNİŞZ + 2.14LNİTH + 0.40LNRDK + 0.41LNTSU$$

Tablo 7'de yer alan makro iktisadi değişkenlerin ekonomik güven üzerindeki uzun dönemli sonuçları incelendiğinde, işsizlik değişkeni dışındaki tüm değişkenlerin %5 önem seviyesinde istatistiki açıdan anlamlı oldukları görülmektedir. Bu bağlamda enflasyon ve ihracat ekonomik güven üzerinde negatif yönlü bir etkiye sahipken bu etki %5 önem seviyesinde anlamlıdır. İşsizlik ise ekonomik güven üzerinde negatif yönlü bir etkiye sahipken bu etki %5 önem seviyesinde anlamsızdır. Dolayısıyla Türkiye'de enflasyonda görülen %1'lik bir artış ekonomiye olan güvende %0.30'luk bir düşüşe neden olmaktadır. İhracatta görülen %1'lik bir artış ise ekonomiye olan güvende %3.31'lik bir düşüşe neden olmaktadır. İhracatta görülen bu negatif yönlü etkinin temel nedenleri; insanların ihracat artışıyla birlikte ihraç edilen ürünlerin iç piyasada arzının daralacağı ve bu arz daralmalarının ihraç edilen ürünlerin iç piyasada fiyatlarının yükselebileceği kaygısına neden olması ekonomiye olan güveni olumsuz yönde etkileyebilmektedir. Ayrıca ihracat artışının sebeplerinden biri olan kur artışlarına bağlı olarak ulusal paranın değer kaybetmesi, ekonomide işlerin yolunda gitmediğini ve ekonominin olası bir enflasyonla karşı karşıya kalabileceği kaygısı oluşturması, Türkiye'de insanların ekonomiye olan güvenlerini sarsmaktadır.

Tablo 7'de yer alan ithalat, reel döviz kuru ve toplam sanayi üretimiyle ekonomik güven arasında ise pozitif yönlü ve istatistiki açıdan anlamlı bir ilişkinin olduğu tespit edilmiştir. Böylece ithalatta görülen %1'lik bir artış ekonomiye olan güvende % 2.14'luk bir artışa neden olmaktadır. Türkiye üretimde ithal ara girdilere bağımlı bir ülke olduğu için ithalat üretim artışının buna bağlı olarak da büyümenin itici bir gücüdür. Böylece ithalatla birlikte üretimin artması yeni istihdam alanları yaratırken, işsizliği düşürmekte ve gelirleri yükseltebilmektedir. Bu durum ise ekonomiye olan güveni de arttırmaktadır. Analizin bir diğer değişkeni olan reel döviz kurunda görülen %1'lik bir artış ise ekonomiye olan güvende % 0.39'luk bir artışa neden olmaktadır. Türkiye'de dövizin kısa vadeli getirilerinin yüksek olmasından dolayı reel döviz kurunda görülen artışlar insanların paralarını dövize yatırmalarına neden olmakta ve dolayısıyla bu durum gelir getirici bir etkiye sahip olduğu için ekonomiye olan güveni de arttırmaktadır. Son olarak toplam sanayi üretiminde görülen %1'lik bir artış ekonomiye olan güvende % 0.41'lik bir artışa neden olmaktadır. Yani Türkiye'de üretim artışları ve buna bağlı olarak iktisadi büyüme ekonomiye olan güveni arttırmaktadır. Çünkü üretimdeki artış ve buna bağlı olarak iktisadi büyüme yeni istihdam alanları yaratırken, gelir ve reel ücretlerinde artmasına katkı sağlamaktadır.

5. Sonuç ve Değerlendirme

Ekonomilerde güven istikrarlı büyümenin ve dış yatırımcıyı çekmenin temel unsurlarından biri haline gelmiştir. Güven ortamı ekonomilerde belirsizliği azaltmasından dolayı gelecek dönem yatırım ve büyümeyi olumlu etkilemektedir. Dolayısıyla birbirleri ile sıkı ilişkiler içinde olan ekonomik aktörlerin birbirlerine ve genel ekonomik yapıya duymuş oldukları güven istikrarlı büyümenin temelini oluşturmaktadır.

Ekonomilerin genel dengelerini temsilen makro değişkenler kullanılmaktadır. Büyüme, işsizlik, enflasyon, cari denge, net ihracat temel makro değişkenler olarak kabul edilmektedir. Makro değişkenler ekonominin durumu hakkında bilgi vermekte ve politika yapımcılar bu temel göstergeler doğrultusunda politikalarına yön vermektedirler. Hem politika yapımcıların hem de piyasa dinamiklerinin sayesinde ekonomik dengenin oluşması yönünde gelişmeler yaşanmaktadır. Ekonomik yapıdaki güven ise bu denge ortamının göstergesi olarak kabul edilmektedir.

Ekonomilerdeki güven ortamı, geliştirilen ekonomik güven endeksi ve alt endeksler ile ölçülmektedir. Bu endeksler ekonomideki durumu gösterirken, aynı zamanda gelecek ekonomik planlar hakkında da bilgi vermektedir.

Bu çalışmada Türkiye'nin 2008:M1-2019:M12 yılları arasındaki aylık makro iktisadi göstergelerinin ekonomik güven üzerindeki etkileri ARDL sınır testi yaklaşımıyla analiz edilmiştir. Bu çalışmadaki analizin temel amacı, Türkiye'nin makro iktisadi göstergeleri ile ekonomik güven arasında bir ilişkinin olup olmadığını, varsa bu ilişkinin yönünün tespit edilmesidir.

Yapılan ARDL sınır testi analiz sonuçlarına göre Türkiye'de makro iktisadi değişkenler ile ekonomik güven arasında bir eşbütünlük ilişkisinin olduğu sonucuna varılmıştır. Dolayısıyla Türkiye'de makro iktisadi değişkenler ile ekonomik güvenin uzun dönemde birbirlerini etkileyebilen değişkenler oldukları belirlenmiştir. Ayrıca yapılan uzun dönemli tahminlerde, makro iktisadi değişkenlerden işsizlik hariç diğer makro iktisadi değişkenler ile ekonomik güven arasındaki ilişkinin %5 seviyesinde istatistiki açıdan anlamlı olduğu gözlemlenmiştir. Böylece uzun dönem sonuçlarına göre Türkiye'de enflasyon, işsizlik ve ihracat ekonomik güven üzerinde negatif yönlü etkiler oluştururken; sanayi üretimi, reel döviz kuru ve ithalat ise ekonomik güven üzerinde pozitif yönlü etkiler oluşturmaktadır. Son olarak yapılan analizlerde, kısa dönem dengesinde meydana gelen sapmaların yaklaşık olarak 4.1 aylık periyotta yeniden uzun dönem dengesine ulaşacakları sonucuna ulaşılmıştır.

Güven unsuru ekonomiler için vazgeçilmez bir olgudur. Dolayısıyla bir ekonomide güvenin tesis edilmesi, o ülkede ekonomi adına işlerin yolunda gittiğini ve makro iktisadi dinamiklerin temellerinin sağlam olduğunu gösterir. Türkiye'nin makro iktisadi göstergeleri ile ekonomik güven üzerine yapılan bu analiz sonucuna göre enflasyon, işsizlik ve ihracat "ekonomik güven" üzerinde negatif yönlü etkiler oluştururken; sanayi üretimi, reel döviz kuru ve ithalat ise ekonomik güven üzerinde pozitif yönlü etki oluşturmaktadır. Bu sonuçlar tüketicilerin, sektörlerin, yerli ve yabancı yatırımcıların Türkiye'nin ekonomisine olan güven konusunda kafalarının çok karışık olduğunu göstermektedir. Bu durum ise Türkiye ekonomisinde halen istenilen istikrarın yakalanmadığının ve makro iktisadi göstergelerin çok kırılgan bir yapıya sahip olduğunun en açık kanıtıdır. Ayrıca Türkiye'nin ihracatının yıllara göre artarak devam etmesine ve iktisadi büyümenin genelde pozitif olarak ayrışmasına rağmen Türkiye'de halen sürdürebilir ve nitelikli bir ekonomik istikrarın yakalanmadığı görülmektedir. Bu nedenle insanların Türkiye ekonomisine olan kaygıları halen devam etmekte ve güven konusunda ciddi dalgalanmalar yaşanmaktadır.

Bu süreçte Türkiye'nin yapması gereken en önemli şey, nitelikli bir büyüme yakalayarak üretim ve istihdamı arttırmak ve enflasyonu düşürmektedir. Eğer Türkiye bunu gerçekleştirebilirse Türkiye'nin makro iktisadi dinamikleri güçlenecek ve Türkiye ekonomisi bu kırılgan yapıdan hızla kurtulacaktır. Ayrıca Türkiye'de başta ekonomi olmak üzere eğitim, hukuk, vergi sistemi ve sosyal güvenlik gibi alanlarda yapısal reformların acil olarak yapılması gerekmektedir. Üretimi ithal ara girdilere bağımlı olan Türkiye'nin en kısa zamanda ithal ara girdilere olan bağımlılığını azaltarak, mümkünse

üretimde yerli ara girdilere yönelmesi gerekmektedir. Özellikle Türkiye'nin son yıllarda maruz kaldığı döviz şoklarından kurtulabilmesi için de döviz kurlarında istikrarın yakalanması, bu nedenle kuru dizginleyici politikalara ağırlık vermesi gerekmektedir. Yukarıda değinilen konu ve önerilerin çoğunun yerine getirilmesi durumunda, Türkiye ekonomisine olan güvende istikrara yakalanmış olacaktır. Güvende istikrarın yakalanması durumunda ise piyasaya yeni yatırımcılar girecek ve ayrıca mevcut yerli ve yabancı yatırımcılar yatırımlarını arttıracaklardır. Yeni yatırımlarla birlikte Türkiye'de üretim artacak, yeni istihdam alanları açılacak, işsizlik düşecek ve enflasyonla daha güçlü bir şekilde mücadele edilebilecektir. Dolayısıyla yaşanacak bu tür gelişmeler, Türkiye ekonomisini istikrara giden bir yol ayrımına götürecektir.

Yazar Katkıları: Ş.B. çalışmanın giriş, teorik çerçeve, literatür incelemesi ve veri toplama aşamalarında katkı sağlamıştır. İ.A. çalışmada veri toplama, literatür incelemesi, ekonometrik analiz ve analiz bulgularının raporlanıp yorumlanması ve sonuç aşamalarında katkı sağlamıştır.

Finansman: Bu çalışma için herhangi bir finansal kaynak sağlanmamıştır.

Çıkar Çatışması: Yazarlar arasında herhangi bir çıkar çatışması söz konusu değildir.

Kaynakça

- [1] Bozkaya, Ş., "Güven Faktörü ve Ekonomik Hayata Yansımaları", Usbık 2020 3.Uluslararası Sosyal Bilimler Kongresi, Isbn: 978-625-400-229-8 Kayseri-Türkiye 29-31 Ocak- January 2020.
- [2] <http://ingev.org>, (E.T.07.04.2021).
- [3] www.tuik.gov.tr. (E.T. 10.11.2020).
- [4] <https://www.economicshelp.org/animal-spirits/>, (E.T. 07.04.2021).
- [5] Kandır, S. Y. "Tüketici Güveni ve Hisse Senedi Getirileri İlişkisi: İMKB Mali Sektör Şirketleri Üzerinde Bir Uygulama", Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, C.15, S.2, 2006, ss.217-230.
- [6] Korkmaz, T., Çevik, E.İ. "Reel Kesim Güven Endeksi ile İMKB 100 Endeksi Arasındaki Dinamik Nedensellik İlişkisi", İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi. Cilt:38, Sayı:1, 2009, 24-37.
- [7] Celik, S., Aslanoglu, E., and Uzun, S., "The Relationship between Consumer Confidence and Financial Market: Variables in Turkey during the Global Crisis".Topics in Middle Eastern and North African Economies, electronic journal, 12, Middle East Economic Association and Loyola University Chicago, 2010,<http://www.luc.edu/orgs/meea/>
- [8] Çelik, S., "An Unconventional Analysis Of Consumer Confidence Index For The Turkish Economy", International Journal Of Economics And Finance Studies, Vol 2, No 1, 2010, ISSN: 1309-8055.
- [9] Topuz, Y.V. "Tüketici Güveni ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği", Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi. 7, (1): 2011, pp. 53-65.
- [10] Aarle, B., and Kappler, M., "Economic sentiment shocks and fluctuations in economic activity in the euro area and the USA", Intereconomics, ISSN 1613-964X, Springer, Heidelberg, Vol. 47, Iss. 1, 2012, pp. 44-51, <http://dx.doi.org/10.1007/s10272-012-0405-z>

-
- [11] Gürgür, T. ve Kılınc, Z. "What Drives the Consumer Confidence in Turkey?", *Research Notes in Economics*, V.17, 2015, pp.1-13.
- [12] Tunalı, H. ve Özkan, İ. E., "Türkiye'de Tüketici Güven Endeksi ve Tüketici Fiyat Endeksi Arasındaki İlişkinin Ampirik Analizi", *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi*, C.3, S.2, 2016, ss.53-66.
- [13] Kale, S., and Akkaya, M., The Relation between Confidence Climate and Stock Returns: The Case of Turkey, *Istanbul Conference of Economics and Finance, ICEF 2015, 22-23 October 2015, Istanbul, Turkey*, *Procedia Economics and Finance*, 38, 2016, pp. 150 – 162.
- [14] Eyüpoğlu, K. ve Eyüpoğlu, S. "Ekonomik Güven Endeksi İle Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişkinin İncelenmesi: Türkiye Örneği", *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* 19/2 (2017) 603-614.
- [15] Evcı, S. "Ekonomik Güven Endeksi ile Yatırım Araçları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Toda-Yamamoto Yaklaşımı", *İşletme Araştırmaları Dergisi*, 11 (4), 2019, ss. 2893-2901.
- [16] Aytekin, İ. ve Doyar, V., "Türkiye'de Döviz Kuru Dalgalanmalarının Sanayi Üretimi Ve Tüketici Güveni Üzerindeki Etkisi: (2008-2019)", *Hoca Ahmet Yesevi Uluslararası Bilimsel Araştırmalar Kongresi 26-27 Ağustos 2019, Gölbaşı - Adıyaman*
- [17] Güngör, S. "Ekonomik güven endeksi ve finansal yatırım araçları getirileri arasındaki nedensellik ilişkisi: 2007-2017 döneminde ABD doları ve altın getirileri örneği". *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 17(1), 2019, 22-39.
- [18] Çankaya, S. ve Alp, E. A., "Beklenti Endekslerinin Sanayi Üretimi Üzerine Etkisi", *UIİİD-IJEAS*, 2019 (23):225-236 ISSN 1307-9832.
- [19] Aytekin, İ., "Döviz Kuru Sanayi Üretimi ve Ekonomik Güven Arasındaki İlişkinin Analizi: Türkiye Örneği", *Bitlis Eren Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi* 2020 9(2) 322-330.
- [20]]<https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?evds/serieMarket>, (E.T. 10.11.2020).
- [21] Pesaran, Hashem, M. Shin, Yongcheol and Smith Richard J. "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships". *Journal of Applied Econometrics*, No: 16, 2001, pp. 289–326.