

Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Cilt 36, Sayı 4, 2018
Hacettepe University Journal of Economics and Administrative Sciences, Vol 36, Issue 4, 2018

Derginin Sahibi/Publisher: Sunay İL, Dekan / Dean
H.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi adına /
on behalf of H.U. Faculty of Economics and Administrative Sciences

Yayın Kurulu Başkanı/Chief Editor : Necmiddin BAĞDADIÖĞLU

Yayın Kurulu Başkan Yardımcısı/Deputy Editor : Uğur SADIOĞLU

Sorumlu Yazı İşleri Müdürü/Editorial Manager : Şerife GÜRAN

Yayın Kurulu/Editorial Board:

Necmiddin BAĞDADIÖĞLU	Hacettepe Üniversitesi, TR
Selin Metin CAMGÖZ	Hacettepe Üniversitesi, TR
Tarkan ÇAVUŞOĞLU	Hacettepe Üniversitesi, TR
Andre DORSMAN	VU University, NL
Mine Pinar GÖZEN ERCAN	Hacettepe Üniversitesi, TR
Matthias FINGER	Ecole Poly. Federal de Lausanne, CH
Sunay İL	Hacettepe Üniversitesi, TR
Sıdıka KAYA	Hacettepe Üniversitesi, TR
Uğur SADIOĞLU	Hacettepe Üniversitesi, TR
Arzu ŞENER	Hacettepe Üniversitesi, TR
Tarık TUNCAY	Hacettepe Üniversitesi, TR
Wim WESTERMAN	Groningen University, NL
Yasemin YALTA	Hacettepe Üniversitesi, TR

H.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi yılda dört defa online yayımlanan uluslararası, akademik hakemli bir dergidir.

Dergide yayımlanmak üzere gönderilen yazılar <http://dergipark.gov.tr/huniibf> adresinden yüklenmelidir. Diğer konularla ilgili yazışmalar aşağıdaki adrese yapılmalıdır:

Adres/Address:
Şerife GÜRAN
Hacettepe Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü 06800, Beytepe, ANKARA
e-posta/e-mail: iibf_dergisi@hacettepe.edu.tr

Dergiye gönderilecek makaleler, Dergi web-sitesinde (<http://dergipark.gov.tr/huniibf>) yer alan “Yazar Rehberi” ndeki kurallara uygun olmalıdır.

H.U. Journal of Economics and Administrative Sciences is a peer-reviewed online international, academic journal, published quarterly. Articles sent must conform to the requirements indicated on the Guide for Authors in the web-site (<http://dergipark.gov.tr/huniibf>).

Yayının Türü/ProductType: Uluslararası akademik internet üzerinden yayımlanan Dergi, yılda 4 sayı/
International academic online journal, four issues per year.

Basım Tarihi/Date of Issue: 30 Aralık 2018

Yayının Yönetim Yeri/Editorial Office Contact Information: Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Beytepe-ANKARA, Tel: (0312) 297 68 30/
Hacettepe University Faculty of Economics and Administrative Sciences, Beytepe-ANKARA, Phone: +90 312 297 68 30

Danışma Kurulu/Advisory Board

Aybala DEMİRCİ AKSOY	Gazi Üniversitesi, TR
Victor ASAL	State University of New York, US
Erhan ASLANOĞLU	Piri Reis Üniversitesi, TR
Doğan Yaşar AYHAN	Başkent Üniversitesi, TR
Kamil Ufuk BİLGİN	Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi, TR
Nurettin BİLİCİ	Çankaya Üniversitesi, TR
Geert BOUCKAERT	KU Leuven, BE
Dimitrios BUHALIS	University of Bournemouth, UK
Charles E. BUTTERWORTH	University of Maryland, US
Mitat ÇELİKPALA	Kadir Has Üniversitesi, TR
Wolfgang DIETRICH	University of Innsbruck, AT
Alan DOIG	Northumbria University, UK
Aylin ÖZMAN	TED Üniversitesi, TR
Korkut ERTÜRK	University of Utah, US
Halit GÖNENÇ	University of Groningen, NL
Michael S. GUTTER	University of Florida, US
Nguyen Thai Yen HUONG	Diplomatic Academy of Vietnam, VN
Peter M. JACKSON	Leicester Üniversitesi, UK
Aykut KİBRİTÇİOĞLU	Ankara Üniversitesi, TR
Ayşegül MENGİ	Ankara Üniversitesi, TR
Toshihiro MINOHARA	University of KOBE, JP
Ahmet Fazıl ÖZSOYLU	Adana Bilim ve Teknoloji Üniversitesi, TR
Erol TAYMAZ	Orta Doğu Teknik Üniversitesi, TR
Süleyman TÜRKEL	Toros Üniversitesi, TR
Horst UNBEHAUN	Georg Simon Ohm TH, DE
Simon WIGLEY	Bilkent Üniversitesi, TR
Erinç YELDAN	Bilkent Üniversitesi, TR
A. Nuri YURDUSEV	Orta Doğu Teknik Üniversitesi, TR
Mary Ellen ZUCKERMAN	State University of New York, US

HAKEMLER/REFEREES

Emre ATILGAN	Trakya Üniversitesi
Aykut ATTAR	Hacettepe Üniversitesi
Mehmet AYGÜN	Van Yüzüncü Yıl Üniversitesi
Ersan BACUTOĞLU	Avrasya Üniversitesi
Başak DALGIÇ	Hacettepe Üniversitesi
Nil ENGİZEK	İstanbul Üniversitesi
Mehmet ERYİĞİT	Abant İzzet Baysal Üniversitesi
Atilla GÖKÇE	Gazi Üniversitesi
Beyza GÜLTEKİN	Hacettepe Üniversitesi
Pelin ÖGE GÜNEY	Hacettepe Üniversitesi
Dilek KILIÇ	Hacettepe Üniversitesi
Güray KÜÇÜKKOCAOĞLU	Başkent Üniversitesi
Fatih MANGIR	Selçuk Üniversitesi
Pelin ÖZGEN	Atılım Üniversitesi
Selcen ÖZTÜRK	Hacettepe Üniversitesi
Cem SAYIN	Anadolu Üniversitesi
Muhittin ŞAHİN	Soyal Güvenlik Kurumu (SGK)
Özgür TEOMAN	Hacettepe Üniversitesi
İbrahim TOKATLIOĞLU	Gazi Üniversitesi
Umur TOSUN	Hacettepe Üniversitesi
Utku UTKULU	Dokuz Eylül Üniversitesi
Yasemin YALTA	Hacettepe Üniversitesi

Hacettepe Üniversitesi İİBF Dergisinin Cilt 36, Sayı 4, Aralık 2018'de yayınlanan makalelerini değerlendiren hakemlerimize teşekkürlerimizi sunarız.

We gratefully acknowledge the referees who kindly helped us to review the articles published in Volume 36, Issue 4, December 2018 of the Hacettepe University Journal of Economics and Administrative Sciences.

İÇİNDEKİLER/CONTENTS

Gürkan BOZMA Selim BAŞAR	Analyzing Volatility Transmissions Between Stock Markets of Turkey, Romania, Poland, Hungary and Ukraine Using M-Garch Model..... 1 <i>Türkiye, Romanya, Polonya, Macaristan ve Ukrayna Borsaları Arasındaki Oynaklık Geçişkenliğinin M-Garch Modeli ile Analizi</i>
Evrin ERDOĞAN Murat BURUCUOĞLU	Taklit Ürün Satın Alma Davranışında Bireysel Caydırıcı Olarak Risk Faktörleri: Aksesuar Ürünleri Üzerine Bir Araştırma..... 17 <i>Risk Factors as Individual Deterrents in Behavior of Purchasing Counterfeit Product: A Research on Accessory Products</i>
Levent ERDOĞAN Reşat CEYLAN Ahmet TİRYAKİ	Türkiye’de Uzun Dönem Ekonomik Büyümenin Belirleyicilerinin ARDL, FMOLS, DOLS ve CCR Yöntemleriyle Tahmini 39 <i>Estimation of the Determinants of Long Run Economic Growth in Turkey by Using the ARDL, FMOLS, DOLS, and CCR Approaches</i>
Yılmaz KÖPRÜCÜ Recep KÖK	Genel Sağlık Sigortası Kapsamında Transfer Harcamalarının Azalma İhtimali: Binary Modelleme (Gaziemir/İzmir Örneği) 59 <i>Possibility of the Decrease of Transfer Expenditures within the Scope of General Health Insurance: Binary Model (Gaziemir/İzmir Case)</i>
Bige KÜÇÜKEFE Dündar Murat DEMİRÖZ	Türkiye Ekonomisi Fiyat Katıllıklarının Favar Modeli ile Analizi 75 <i>An Analysis of Price Rigidity in Turkey By Favar Model</i>
İpek TEKİN Hüseyin Mahir FİSUNOĞLU Mina Mahjoub LALEH	Demografik Geçiş ile Gelir ve Tüketim Eşitsizliği İlişkisi: OECD Ülkeleri Üzerine Ampirik Bir Analiz 95 <i>Demographic Transition, Income and Consumption Inequality: An Empirical Analysis for OECD Countries</i>
Alper YILMAZ Ahmet ÜNLÜ	Effect of Some Macroeconomic Variables on Risk Perception: The Turkish Case 117 <i>Bazı Makroekonomik Değişkenlerin Risk Algısı Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği</i>
Yazar Rehberi/Guide for Author	149

ANALYZING VOLATILITY TRANSMISSIONS BETWEEN STOCK MARKETS OF TURKEY, ROMANIA, POLAND, HUNGARY AND UKRAINE USING M-GARCH MODEL

*Hacettepe University
Journal of Economics
and Administrative
Sciences
Vol. 36, Issue 4, 2018,
pp. 1-16*

Gürkan BOZMA

Res.Assist., Iğdır University
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of Economics
gurkan.bozma@igdir.edu.tr

Selim BAŞAR

Prof.Dr., Atatürk University
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of Economics
selim@atauni.edu.tr

*Paper presented at the 4th Perspectives in
Humanities and Social Sciences: Hinting At
Interdisciplinarity, Iasi, Romania*

A

Abstract: Due to technological advances, stocks and commodity markets have become single market. There is a high degree of volatility among the stock markets especially opening in the same period. In this study, the volatility between Turkey, Romania, Poland, Hungary and Ukrainian stock market is examined by using the VAR (1) M-GARCH model. Before applying the VAR (1)-M-GARCH model, it is tried to determine by using the Johansen Cointegration method based on the maximum likelihood method whether there is a long-run relationship between stock exchanges. A long-run relationship is determined among the stock market according to the Johansen Cointegration test. The volatility of stock exchange volatility is examined by VAR (1) -M-GARCH-BEKK model. As a result of the findings, the conditional variance of the Turkey (BIST-100) is affected by its own short-run shocks and long-run volatility as well as the short-run shocks and the long-run volatility that have occurred in the Poland and Hungary stock markets. In addition, the conditional variance of the Turkey (BIST-100) is affected by the long-run volatility of the Romanian stock market.

Keywords: *Stock Market, Volatility Transmission, Romania, Poland, Turkey, Hungary, Ukraine, VAR-GARCH Model, BEKK.*

**TÜRKİYE, ROMANYA, POLONYA,
MACARİSTAN VE UKRAYNA
BORSALARI ARASINDAKİ OYNAKLIK
GEÇİŞKENLİĞİNİN M-GARCH
MODELİ İLE ANALİZİ**

*Hacettepe Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi Dergisi,
Cilt 36, Sayı 4, 2018,
s. 1-16*

Gürkan BOZMA

Arş. Gör., İğdir Üniversitesi
İktisadi İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
gurkan.bozma@igdir.edu.tr

Selim BAŞAR

Prof.Dr., Atatürk Üniversitesi
İktisadi İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
selim@atauni.edu.tr

Bu çalışma Romanya'nın İasi eyaletinde gerçekleştirilen 4. Perspectives in Humanities and Social Sciences: Hinting At Interdisciplinarity kongresinde bildirim olarak sunulmuştur.

Öz: Teknolojik gelişmeler, hisse senetleri ve emtia piyasaları tek pazar haline gelmiştir. Özellikle aynı zaman diliminde açılan borsalar arasında yüksek derecede oynaklık olduğu literatürde sıklıkla incelenmiştir. Bu çalışmada, Türkiye, Romanya, Polonya, Macaristan ve Ukrayna borsaları arasındaki oynaklık VAR (1) M-GARCH modeli kullanılarak incelenmiştir. VAR (1) -M-GARCH modelini uygulamadan önce, hisse senedi borsaları arasında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığı, maksimum olasılık yöntemi dayalı Johansen Eş-entegrasyon yöntemi kullanılarak belirlenmeye çalışılmıştır. Johansen Eşbütünlük testi göre ele alınan borsalar arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Borsalar arasındaki oynaklık değişkenliği VAR (1) -M-GARCH-BEKK modeliyle incelenmiştir. Elde edilen bulgular sonucunda, Türkiye (BIST-100)'ün koşullu varyansı, kendi kısa dönem şokları ve uzun dönem oynaklıkları ile Polonya ve Macaristan borsalarının kısa dönem şokları ve uzun dönem oynaklıklarından etkilenmektedir. Ayrıca, Türkiye'nin koşullu varyansı, Romanya borsasının uzun dönem oynaklığından etkilenmektedir.

Anahtar Sözcükler: Borsa, Oynaklık Geçişkenliği, Romanya, Polonya, Türkiye, Macaristan, Ukrayna, VAR-GARCH, BEKK.

INTRODUCTION

Economic globalization and technological developments have indicated that the national economies should be evaluated as a whole as well as being handled individually. Especially after the collapse of the Berlin Wall, along with the integration movements in Europe and America, the economies became a whole and intense interactions started in the countries. The intense interaction in the economies could be seen in the real and financial markets of the countries so that one country affects other countries easily (Bala, Takimoto, 2017; Coudert *vd.*, 2015; Hemche *vd.*, 2016; Kenourgios, Dimitriou, 2015), even creating economic crises. In this case, East Asian crisis (Li, Giles, 2015) and 2008 financial crisis shown as examples.

Following the economic and financial crises, investors did not reduce their investments in developing and developing countries, and even in the 2008 financial crisis, there was a \$ 616 billion investment flow to developing countries, according to the International Finance Corporation report (Balli *vd.*, 2015). Despite many factors, the high growth rates of the countries and the increase in their share in the global economy attract investors to developing countries (Demiralay, Bayraci, 2015). In this context, it turns out that financial investors need to diversify portfolios. Because developing countries have higher volatility and higher profits. Therefore, it will be beneficial for investors to find out the existence and the magnitude of the volatility and volatility transmission between the markets.

In the financial literature, volatility transitions among the financial markets of developing countries has recently begun. In the literature, there is a high concentration on developing country markets to developing countries to investigate the transmission of markets (Adrangi *vd.*, 2014; Cardona *vd.*, 2017; Chan-Lau, Ivaschenko, 2003; Chuliá *vd.*, 2017; Demiralay, Bayraci, 2015; Fink, Schüler, 2015; John Wei *vd.*, 1995; Lahrech, Sylwester, 2011; Li, Giles, 2015; Miyakoshi, 2003; Verma, Ozuna, 2007; Wang, Wang, 2010). On the other hand, there has been a recent increase in the studies on the transitivity of the financial markets of countries within a certain geography (Arouri *vd.*, 2010; Cardona *vd.*, 2017; Darrat *vd.*, 2000; Demiralay, Bayraci, 2015; Güloğlu *vd.*, 2016; Lahrech, Sylwester, 2011; Marashdeh, 2005; Verma, Ozuna, 2007). The paper for BRICS (Ahmad *vd.*, 2013; Bhar, Nikolova, 2009; Gilenko, Fedorova, 2014; Hammoudeh *vd.*, 2013; Mensi *vd.*, 2017a; Mensi *vd.*, 2017b; Mensi *vd.*, 2016) and CIVETS (Korkmaz *vd.*, 2012) defined by financial institutions also increased. However, in the literature, no studies is found for the countries located in Central and Eastern Europe and the Black Sea countries.

This study examined the volatility transmission between the countries in Central (Poland) and Eastern Europe (Hungary and Romania) and Black Sea coast (Ukraine and Turkey (BIST-100)). The work is expected to contribute to financial literature in many ways. Firstly, this study is the first study to examine the transmission between financial markets of Central and Eastern Europe and Black Sea countries. Secondly, measuring the volatility using VAR-BEKK-GARCH enriches the analysis. Finally, it is expected that portfolio diversification will lead to diversification of investors portfolio by revealing the correlation between aforementioned markets.

This study consists of 4 parts including the introduction section. Empirical methods and data sets are introduced in the section 2. In the following section, the empirical results reported. In the last section provides some concluding remarks and policy recommendations.

The Econometric Method and Data

In this study BEKK-GARCH (1,1) method developed by Engle, Kroner (1995) is used to examine the volatility transmission between stock markets (Gilenko, Fedorova, 2014; Huang, Kuo, 2015; Li, Giles, 2015).

The mean equations (VAR (1)) in the model are as follows equation (1):

$$\begin{aligned} R_{t+1} &= \mu + \Phi R_t + \varepsilon_{t+1} \\ \varepsilon_{t+1} &= H_{t+1}^{1/2} \eta_{t+1} \end{aligned} \quad (1)$$

where $R_{t+1} = \begin{bmatrix} R_{t+1}^{Pol} & R_{t+1}^{Bud} & R_{t+1}^{Bist} & R_{t+1}^{Ukr} & R_{t+1}^{Rom} \end{bmatrix}'$ denotes the stock returns¹, Φ shows 4x4 matrix estimated parameters of the lag variables found in the mean equations. The algebraic representation of the BEKK-GARCH (1,1) model is like the following eq. (2):

$$H_{t+1} = CC' + A\varepsilon_t \varepsilon_t' A' + BH_t B' \quad (2)$$

In Eq. (2), H is the 5x5 variance-covariance matrix; C is the 5x5 upper triangular constant matrix. The matrix A and B show the estimators expressing the effects of short-run shocks and long-run volatilities, respectively. The matrix form of eq. (2) is like eq (3) below:

$$H_{t+1} = CC' + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} & a_{14} & a_{15} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} & a_{24} & a_{25} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} & a_{35} \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & a_{44} & a_{45} \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} \end{pmatrix} \varepsilon_t \varepsilon_t' + \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} & b_{14} & b_{15} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} & b_{24} & b_{25} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} & b_{34} & b_{35} \\ b_{41} & b_{42} & b_{43} & b_{44} & b_{45} \\ b_{51} & b_{52} & b_{53} & b_{54} & b_{55} \end{pmatrix} H_{t-1} \quad (3)$$

The analytical forms of the conditional variances of each of the returns of the matrix given by eq. (3) are as in eq. (4) below:

$$\begin{aligned} h_{j,t+1} = & c_{jj}^* + (a_{j1}^2 \varepsilon_{1,t}^2 + 2a_{j1}a_{j2}\varepsilon_{2,t}\varepsilon_{1,t} + 2a_{j1}a_{j3}\varepsilon_{3,t}\varepsilon_{1,t} + 2a_{j1}a_{j4}\varepsilon_{4,t}\varepsilon_{1,t} + 2a_{j1}a_{j5}\varepsilon_{5,t}\varepsilon_{1,t}) \\ & + (a_{j2}^2 \varepsilon_{2,t}^2 + 2a_{j2}a_{j3}\varepsilon_{3,t}\varepsilon_{2,t} + 2a_{j2}a_{j4}\varepsilon_{4,t}\varepsilon_{2,t} + 2a_{j2}a_{j5}\varepsilon_{5,t}\varepsilon_{2,t}) + (a_{j3}^2 \varepsilon_{3,t}^2 + 2a_{j3}a_{j4}\varepsilon_{4,t}\varepsilon_{3,t} + 2a_{j3}a_{j5}\varepsilon_{5,t}\varepsilon_{3,t}) \\ & + (a_{j4}^2 \varepsilon_{4,t}^2 + 2a_{j4}a_{j5}\varepsilon_{5,t}\varepsilon_{4,t}) + (a_{j5}^2 \varepsilon_{5,t}^2) + (b_{j1}^2 h_{1,t} + 2b_{j1}b_{j2}h_{2,t} + 2b_{j1}b_{j3}h_{3,t} + 2b_{j1}b_{j4}h_{4,t} + 2b_{j1}b_{j5}h_{5,t}) \\ & + (b_{j2}^2 h_{2,t} + 2b_{j2}b_{j3}h_{3,t} + 2b_{j2}b_{j4}h_{4,t} + 2b_{j2}b_{j5}h_{5,t}) + (b_{j3}^2 h_{3,t} + 2b_{j3}b_{j4}h_{4,t} + 2b_{j3}b_{j5}h_{5,t}) \\ & + (b_{j4}^2 h_{4,t} + 2b_{j4}b_{j5}h_{5,t}) + (b_{j5}^2 h_{5,t}) \end{aligned} \quad (4)$$

$j = 1, 2, \dots, 5$

The estimation of the BEKK-GARCH model is performed by the quasi-maximum likelihood (QML) method. Because of the fact that it is in non-linear form, marginal effects must be measured. Therefore, the delta method is used to measure marginal effects and standard errors in this study. The daily data for the period 2011:01-2016:12 are used to examine the volatility between the stock markets obtained from DATASTREAM. Series during the period of 20011-2016 is given in Figure 1. Analyzes in the study series realized based on first day of the series.

Figure 1. Stock Market

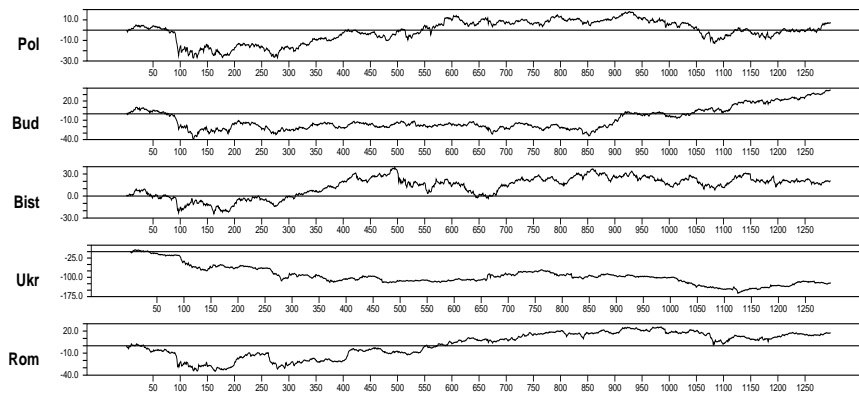


Figure 2. Commodity Price Levels Over Time

When the series are carefully examined, it is worth noting that the series may be co-integrated. In Table 1, some descriptive statistics and the ADF test results are given.

Table 1. Descriptive Statistics and Unit Root Test Results

Statistics	Pol	Bud	Bist	Ukr	Rom
Mean	0.005	0.028	0.016	-0.093	0.013
Std. Dev.	1.086	1.269	1.529	2.017	1.026
Skewness	-0.786	-0.263	-0.717	-0.281	-0.661
Kurtosis	4.310	2.420	4.218	8.441	9.173
Jarque-Bera	1137.06*** (0.00)	331.42*** (0.00)	1072.35*** (0.00)	3865.21*** (0.00)	4638.51*** (0.00)
LB-Q (12)	27.350*** (0.00)	13.470 (0.33)	20.786** (0.05)	24.623*** (0.01)	28.632*** (0.00)
ARCH-LM (12)	11.012*** (0.00)	10.283*** (0.00)	4.239*** (0.00)	5.834*** (0.00)	7.247*** (0.00)
ADF	-2.492	-1.665	-2.701	-2.286	-2.598

Note: ***, ** and * represent 1%, 5% and 10% statistical level, respectively. All series represent returns of each variable.

In Table 1, the Hungarian stock market has the highest average return. This stock market is followed by Turkish, Romanian and Polish stock markets respectively. On the other hand, the Ukrainian stock market has negative return, which can be due to an economic crisis and a conflict with Russia. When the standard deviations of the series are analysed, it is seen that Ukraine has the highest volatility. Ukraine and Turkey are followed by Hungary. In the Turkish case, it can be said that the terrorist incidents (Algan *vd.*, 2017) are very effective as well as the recent economic and political developments. In the literature, there are many studies on the terrorist incidents that have been seen on the financial sector (Abadie, Gardeazabal, 2008; Arin *vd.*, 2008; Balcilar *vd.*, 2016; Chen, Siems, 2004; Drakos, 2004; Gupta *vd.*, 2016). Skewness coefficients of the return series are less than 0, which means that the series are left-skewed. In addition, the kurtosis coefficients indicate that the series exhibit a leptokurtic (fat-tail) distribution, suggesting that the ARCH effect may be present in the series. The Jarque-Bera statistic obtained from the skewness and kurtosis coefficients also shows return series are not normally distributed. According to the Ljung-Box statistical, only autocorrelation is observed in Hungarian stock market. Finally, the ADF unit root test proposed by Dickey, Fuller (1979) is applied to determine the stationarity of the series. According to the unit root test, the series are found to be stationary at level of I(1).

Empirical Findings

In the previous section, the series are stationary at I (1) that reveals the possibility of cointegration between the series. Figure 1 shows intuitively the presence of cointegration relations in the series. Determining to cointegration relationship

between series Johansen, Juselius (1990) is used Johansen, Juselius (1990) test is sensitive to the lag length. That is why the optimal length is determined ($k = 1$) according to the Schwartz information criterion. According to the cointegration test, the series are found cointegrated at the level of significance of 10%. In the literature, many studies suggested cointegration relation between the stock markets (Arshanapalli *vd.*, 1995; Chien *vd.*, 2015; Click, Plummer, 2005; Darrat *vd.*, 2000; Kasa, 1992; Marashdeh, 2005; Mollah, Mobarek, 2016; Voronkova, 2004; Yang *vd.*, 2014). Long-run relationships among the stock market make it necessary to reveal volatility pass-through. The volatility transmission among stock markets is determined by using VAR (1) -BEKK-GARCH (1,1) model. The results are presented in Table 2.

Table 2. Volatility Spillover of BEKK-MVGARCH Model

Returns Estimate	Pol	Bud	Bist	Ukr	Rom
<i>Conditional mean equation</i>					
<i>Constant</i>	0.025 (1.093)	0.042 (1.418)	0.050 (1.336)	-0.081** (-2.176)	0.033 (1.518)
$ar(1)_{1i}$	0.066*** (2.437)	-0.035 (-1.095)	0.071* (1.654)	0.019 (0.483)	0.015 (0.607)
$ar(1)_{2i}$	0.002 (0.104)	0.046* (1.764)	-0.022 (-0.646)	0.001 (0.050)	0.023 (1.278)
$ar(1)_{3i}$	0.006 (0.369)	0.000 (0.032)	-0.052** (-1.972)	-0.047** (-1.922)	0.030** (1.938)
$ar(1)_{4i}$	-0.034*** (-2.695)	-0.036*** (-2.476)	-0.018 (-0.967)	-0.009 (-0.329)	-0.011 (-0.996)
$ar(1)_{5i}$	0.073*** (2.765)	0.066** (2.098)	0.126*** (3.235)	0.031 (0.726)	0.076*** (3.075)
<i>Conditional variance-covariance equation</i>					
c_{1i}	0.260*** (8.301)				
c_{2i}	-0.100** (-2.329)	0.113** (2.134)			
c_{3i}	-0.481*** (-8.189)	0.147* (1.668)	0.026 (0.216)		
c_{4i}	0.015 (0.177)	-0.609*** (-11.493)	-0.065 (-0.376)	0.004 (0.018)	
c_{5i}	0.067 (1.489)	0.020 (0.632)	-0.005 (-0.170)	0.000 (0.009)	0.000 (0.000)
a_{1i}	0.078*** (2.469)	0.096*** (3.971)	0.364*** (10.361)	0.063 (1.125)	0.142*** (5.239)
a_{2i}	0.029 (0.998)	0.158*** (7.532)	0.139*** (3.977)	-0.168*** (-3.064)	0.023 (1.005)
a_{3i}	0.009 (0.527)	-0.027*** (-1.815)	-0.255*** (-10.683)	-0.002 (-0.070)	0.046*** (2.974)
a_{4i}	0.013 (0.909)	-0.008 (-0.468)	-0.000 (-0.017)	0.614*** (17.433)	0.021 (1.357)
a_{5i}	0.036 (1.290)	0.027 (1.225)	-0.044 (-1.273)	0.086 (1.588)	0.089*** (3.201)
b_{1i}	0.831*** (29.165)	-0.035** (-1.982)	0.071** (1.950)	-0.099* (-1.700)	-0.143*** (-7.026)
b_{2i}	0.037*** (2.479)	0.978*** (119.381)	-0.064*** (-3.270)	0.111*** (3.033)	0.013 (1.352)
b_{3i}	0.121***	0.019	0.899***	0.103***	0.102***

	(8.429)	(1.421)	(33.154)	(2.637)	(6.329)
b_{4i}	0.012	0.012	0.011	0.765***	0.005
	(1.345)	(1.340)	(1.010)	(32.810)	(0.566)
b_{5i}	0.001	-0.020**	-0.113***	-0.039	0.955***
	(0.058)	(-2.279)	(-5.405)	(-1.269)	(70.695)
<i>Diagnostic tests</i>					
$Q(6)$	5.607	3.684	9.834	10.065	4.678
	(0.468)	(0.719)	(0.131)	(0.121)	(0.585)
$Q(12)$	7.539	11.566	11.430	19.397	9.918
	(0.819)	(0.481)	(0.492)	(0.079)	(0.623)
$Q^2(6)$	17.691***	3.902	3.414	6.923	18.861***
	(0.007)	(0.689)	(0.755)	(0.327)	(0.004)
$Q^2(12)$	23.310**	9.284	5.347	9.177	21.612**
	(0.025)	(0.678)	(0.945)	(0.687)	(0.042)
$MV Q(6)$		155.750			
		(0.357)			
$MV Q(12)$		273.996			
		(0.856)			
$MV Q^2(6)$		225.876***			
		(0.000)			
$MV Q^2(12)$		338.466***			
		(0.062)			
LM test on std. residuals(6)		2137.20***			
		(0.000)			
LM test on std. residuals(12)		3841.88***			
		(0.000)			
LM test on std. seq. residuals(6)		3201.94***			
		(0.000)			
LM test on std. seq. residuals(12)		4265.67***			
		(0.000)			
$LogL$			-10022.836		
<i>Wald test for all cross-volatility coefficients ($H_0: a_{ij}=b_{ij}=0, i \neq j$)</i>					
$Chi-sq$				662.545***	
				(0.000)	
<i>Wald test for cross-volatility coefficients on each variable ($H_0: a_{ij}=b_{ij}=0, i \neq j$)</i>					
$Chi-sq$	270.253***	65.592***	120.826***	20.958***	50.654***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.007)	(0.000)

Note: *, ** and *** are statistically significant at 1%, 5% and 10% respectively. Q and Q^2 are statistics of Ljung-Box for the null hypothesis of no autocorrelation for a series in question on standardized and standardized squared residuals, respectively. $MV Q$ -statistic and $MV Q^2$ -statistic are Hosking's multivariate portmanteau Q -statistics. The LM -statistic tests a set of series for multivariate ARCH effects.

On the Table 2, according to the mean equation coefficients Polish stock market return is negatively affected by the one-period lagged effect of Ukrainian stock market, while being positively affected by the one-period lagged of the Romanian stock market. Hungarian stock market is positively affected by the one-period lagged of Romanian stock market, while Ukrainian stock market negatively effects Hungarian stock market. Turkish stock market returns are positively affected by Polish and Romanian stock market returns. Romanian stock market returns are positively affected by the Turkish stock market. This is an important finding in revealing that there is close interaction between two stock markets.

VAR (1) -BEKK-GARCH (1,1) models are obtained by using the maximum likelihood method and then the delta method is applied to make interpretations of the conditional variances of the equation. Because, as can be seen from eq.4, the model is quadratic and unit effects need to be revealed. Eq.5 gives short-run shocks and eq. 6 gives long-run volatility affecting the conditional variance of each country's stock.

$$\begin{aligned}
 h_{Pol,t} &= (0.078\varepsilon_{Pol,t-1} + 0.029\varepsilon_{Bud,t-1} + 0.009\varepsilon_{Bist,t-1} + 0.013\varepsilon_{Ukr,t-1} + 0.036\varepsilon_{Rom,t-1})^2 \\
 h_{Bud,t} &= (0.096\varepsilon_{Pol,t-1} + 0.158\varepsilon_{Bud,t-1} - 0.027\varepsilon_{Bist,t-1} - 0.008\varepsilon_{Ukr,t-1} + 0.0276\varepsilon_{Rom,t-1})^2 \\
 h_{Bist,t} &= (0.364\varepsilon_{Pol,t-1} + 0.139\varepsilon_{Bud,t-1} - 0.255\varepsilon_{Bist,t-1} - 0.000\varepsilon_{Ukr,t-1} - 0.0446\varepsilon_{Rom,t-1})^2 \\
 h_{Ukr,t} &= (0.063\varepsilon_{Pol,t-1} - 0.168\varepsilon_{Bud,t-1} - 0.002\varepsilon_{Bist,t-1} + 0.614\varepsilon_{Ukr,t-1} + 0.086\varepsilon_{Rom,t-1})^2 \\
 h_{Rom,t} &= (0.142\varepsilon_{Pol,t-1} + 0.023\varepsilon_{Bud,t-1} + 0.046\varepsilon_{Bist,t-1} + 0.021\varepsilon_{Ukr,t-1} + 0.089\varepsilon_{Rom,t-1})^2
 \end{aligned} \tag{5}$$

Conditional variance of the Polish stock market is not statistically affected by its short-run shocks, while its own long-run volatility effects positively (0.690). Thus, the vast majority of the uncertainty arises from its long-run volatility. On the other hand, the conditional variance of the Polish stock market is significantly affected by the short-run shocks directly or indirectly (covariance) occurring in other stock markets. The long-run covariance between Hungary and Poland (0.062) increases uncertainty in the Polish stock market. Interestingly, long-run covariance between Polish and Turkish stock markets (0.201) cause high amount uncertainty in Polish stock market. It can be argued that this is due to the fact that Poland and Turkey are located in the same class (financial deepness) and the opening of stock markets at the same time frame. Poland stock market is not directly or indirectly affected by the Ukrainian and Romanian stock markets supports the result obtained for Poland and Turkey (financial deepness).

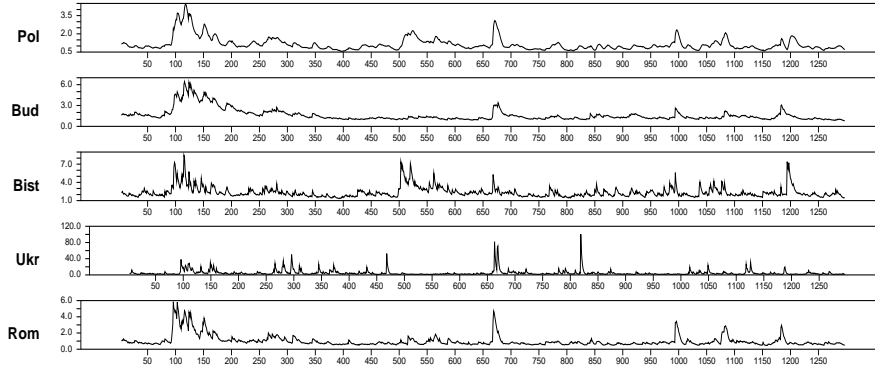
Hungarian stock market is affected by its short-run shock (0.025) and its long-run volatility (0.958). Good (bad) news occurring its own market decrease (increase) uncertainty in Hungarian stock market. Long-run volatility of Hungarian stock market creates more uncertainty rather than short-run shocks. On the other hand, the long-run covariance between the Polish-Hungarian and Romanian-Hungarian stock markets [(-0.069) and (-0.039)] reduces the uncertainty in the Hungarian stock market. Short-run shocks occurring from Turkish stock market affect indirectly (-0.008) the long-run conditional variance of the Hungarian stock market.

On the other hand, short-run shocks in Polish stock market (0.133) and long-run covariance (0.128) between Turkish and the Polish stock market (0.128) positively affect Turkey's conditional variance. At the same time, the long-run volatility of the Romanian stock market affects positively (0.001) the conditional variance of Turkish stock market.

$$\begin{aligned}
 h_{Pol,t} &= (0.831h_{Pol,t-1} + 0.037h_{Bud,t-1} + 0.121h_{Bist,t-1} + 0.012h_{Ukr,t-1} + 0.001h_{Rom,t-1})^2 \\
 h_{Bud,t} &= (-0.035h_{Pol,t-1} + 0.978h_{Bud,t-1} + 0.012h_{Bist,t-1} + 0.012h_{Ukr,t-1} - 0.020h_{Rom,t-1})^2 \quad (6) \\
 h_{Bist,t} &= (0.071h_{Pol,t-1} - 0.064h_{Bud,t-1} + 0.899h_{Bist,t-1} + 0.011h_{Ukr,t-1} - 0.1136h_{Rom,t-1})^2 \\
 h_{Ukr,t} &= (-0.099h_{Pol,t-1} + 0.111h_{Bud,t-1} + 0.103h_{Bist,t-1} + 0.765h_{Ukr,t-1} - 0.039h_{Rom,t-1})^2 \\
 h_{Rom,t} &= (-0.143h_{Pol,t-1} + 0.013h_{Bud,t-1} + 0.102h_{Bist,t-1} + 0.005h_{Ukr,t-1} + 0.955h_{Rom,t-1})^2
 \end{aligned}$$

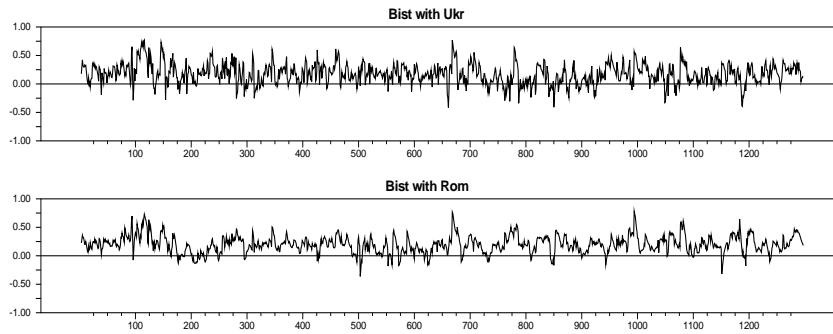
The conditional variance of the Romanian stock market is positively affected by short-run covariances between Polish-Turkish (0.013), Polish-Romanian (0.025) and Turkish-Romanian (0.008), while being directly affected by short-run shocks of Poland stock market (0.020).

Figure 2. Own Volatilities



BEKK-GARCH model's nonstationary is due to the conditions of $\phi \varepsilon_{a,t}^2 + h_{a,t} < 1$ and $|\varepsilon_{a,t}^2 * \varepsilon_{b,t}^2 + h_{a,t} * h_{b,t}| < 1$. BEKK-GARCH model is nonstationary as $\varepsilon_{Rom,t}^2 + h_{Rom,t} = 0.696 < 1$, $\varepsilon_{Bud,t}^2 + h_{Bud,t} = 0.981 < 1$, $\varepsilon_{Bist,t}^2 + h_{Bist,t} = 0.873 < 1$, $\varepsilon_{Ukr,t}^2 + h_{Ukr,t} = 0.962 < 1$, $\varepsilon_{Rom,t}^2 + h_{Rom,t} = 0.919 < 1$ and $|\varepsilon_{Pol,t}^2 * \varepsilon_{Bud,t}^2 * \varepsilon_{Bist,t}^2 * \varepsilon_{Ukr,t}^2 * \varepsilon_{Rom,t}^2 + h_{Pol,t} * h_{Bud,t} * h_{Bist,t} * h_{Ukr,t} * h_{Rom,t}| = 0.533 < 1$. Figure 2 shows the own volatilities of stock markets.

Figure 3. Conditional Correlations Between Stock Markets



The time-varying correlation coefficients between the series derived from the VAR (1) -BEKK GARCH (1,1) model are calculated. These correlation coefficients are found to be average 0.495 for Polish and Hungarian stock exchanges, 0.444 for Polish and Turkish stock exchanges, 0.314 for Polish and Ukrainian, and 0.313 for Polish and Romanian stock exchanges. At the same time, correlations between Hungarian and Turkish, Hungarian-Ukrainian and Hungarian-Romanian are found to be 0.327, 0.227 and 0.303, respectively. Time-varying correlations between Turkish-Ukrainian and Turkish-Romanian are found to be 0.175 and 0.200 respectively. Finally, the correlation between the Ukrainian and Romanian stock exchanges is found to be 0.228. The correlation coefficients between the stock markets are given in Figure 3, 4 and 5.

Figure 4. Conditional Correlations Between Stock Markets

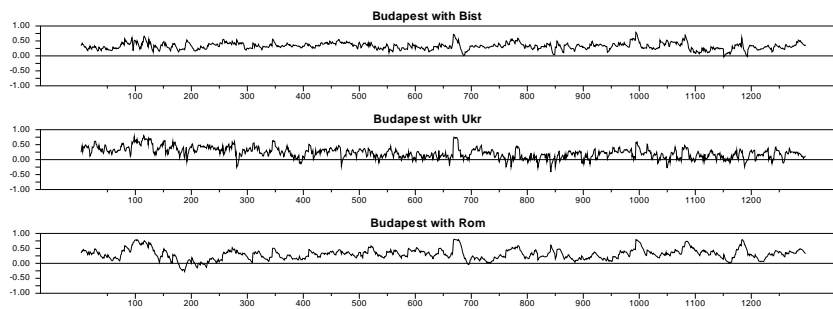
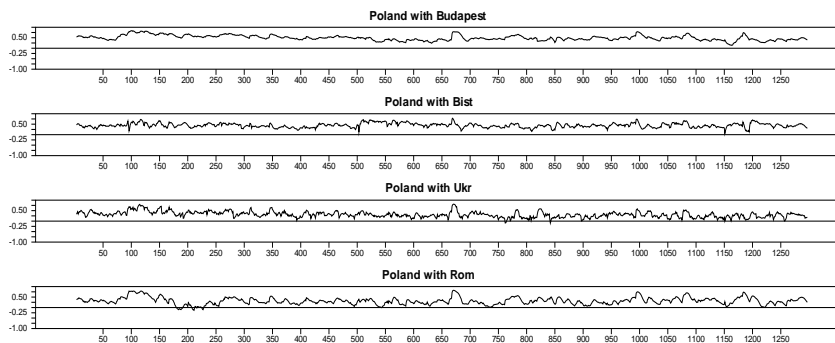


Figure 5. Conditional Correlations Between Stock Markets



CONCLUSION

In this study, the volatile transmission between Poland, Hungary and Romania stock markets located in Central and Eastern Europe and Turkey and Ukraine on the Black Sea coast are examined by BEKK-GARCH during period of 2011: 01-2016: 12.

As a result of the ADF unit root test, stock market is found to be stationary at I (1) level. This result indicated that series may be cointegrated. Johansen, Juselius (1990) cointegration test is applied and the series are found to be cointegrated. Then volatility transmission is examined for cointegrated series.

According to the results, Poland is affected indirectly by the Hungarian stock market, as well as by its own long-run volatility and Turkey's short-run shocks, while it is not directly or indirectly affected by short-run shocks of other markets including its own short-run shocks. On the one hand, the Hungarian stock market is directly and indirectly influenced by its own and the Polish stock market in the short-run. In addition, short-run shocks between Polish and Turkish stocks markets reduce the volatility in the Hungarian stock market. Long-run covariance between Hungarian and Romanian stock markets is reduced the volatility of Hungarian stock market. The Turkish stock market is directly and indirectly influenced by short-run shocks from the Polish and Hungarian stock markets as well as its own short-run shocks. In addition, the Romanian stock market directly and indirectly affects the Turkish stock market in the long-run. Ukrainian stock market is directly affected its short-run, indirectly the Hungary stock market in short-run. In the long run, the covariance between Polish and Ukrainian stock market and the covariance between Turkish and Hungarian stock markets affect the Ukraine stock market. Finally, Romanian stock market is directly affected by the Poland stock market and indirectly affected by the Turkish stock market in the short-run. In the long-run, the Polish and Turkish stock exchanges directly and indirectly affect the Romanian stock market. Finally, the majority of volatility in the country's stock markets is due to long-run volatility in its own stock market.

According to the empirical findings, there are direct and indirect relations between stock markets of the 5 countries. In this regards, these stock markets should be closely monitored by researchers and investors. In particular, the Polish and Turkish stock markets are in a dominant position influencing the stock markets of the countries under consideration. Undoubtedly, these two stock markets are more developed than the other countries in the sense of financial depth. In this context, financial agreements between the countries will contribute regional economy. This will reduce financial volatility and attract more investors to these countries.

FOOTNOTES

¹Each return calculated as
$$R_{i,t+1} = 100 * \ln \left(\frac{P_{i,t+1}}{P_{i,t}} \right)$$

REFERENCES

- Abadie, A., J. Gardeazabal (2008), "Terrorism and the World Economy", *European Economic Review*, 52(1), 1-27.
- Adrangi, B., A. Chatrath, K. Raffiee (2014), "Volatility Spillovers Across Major Equity Markets of Americas", *International Journal of Business*, 19(3), 255-274.
- Ahmad, W., S. Sehgal, N. R. Bhanumurthy (2013), "Eurozone Crisis and Bricks Stock Markets: Contagion or Market Interdependence?", *Economic Modelling*, 33, 209-225. doi:10.1016/j.econmod.2013.04.009
- Algan, N., M. Balcilar, H. Bal, M. Manga (2017), "Terörizmin Türkiye Finansal Piyasaları Üzerine Etkisi: Ampirik Bir Çalışma", *Ege Akademik Bakis*, 17(1), 147.
- Arin, K. P., D. Ciferri, N. Spagnolo (2008), "The Price of Terror: The Effects of Terrorism on Stock Market Returns and Volatility", *Economics Letters*, 101(3), 164-167.
- Arouri, M. E. H., M. Bellalah, D.K. Nguyen (2010), "The Comovements in International Stock Markets: New Evidence from Latin American Emerging Countries", *Applied Economics Letters*, 17(13), 1323-1328. doi:10.1080/13504850902967449
- Arshanapalli, B., J. Doukas, L.H. Lang (1995), "Pre and Post-October 1987 Stock Market Linkages Between Us and Asian Markets", *Pacific-Basin Finance Journal*, 3(1), 57-73.
- Bala, D. A., T. Takimoto (2017), "Stock Markets Volatility Spillovers During Financial Crises: A Dcc-Mgarch With Skewed-T Density Approach", *Borsa Istanbul Review*, 17(1), 25-48. doi:10.1016/j.bir.2017.02.002
- Balcilar, M., R. Gupta, C. Pierdzioch, M. Wohar (2016), *Do Terror Attacks Affect the Dollar-Pound Exchange Rate? A Nonparametric Causality-in-Quantiles Analysis*, Retrieved from
- Balli, F., H.O. Balli, R. Jean Louis, T.K. Vo (2015), "The Transmission of Market Shocks and Bilateral Linkages: Evidence from Emerging Economies", *International Review of Financial Analysis*, 42, 349-357. doi:10.1016/j.irfa.2015.08.010
- Bhar, R., B. Nikolova (2009), "Return, Volatility Spillovers and Dynamic Correlation in the Bric Equity Markets: An Analysis Using A Bivariate Egarch Framework", *Global Finance Journal*, 19(3), 203-218. doi:10.1016/j.gfj.2008.09.005
- Cardona, L., M. Gutiérrez, D. A. Agudelo (2017), "Volatility Transmission Between us and Latin American Stock Markets: Testing the Decoupling Hypothesis", *Research in International Business and Finance*, 39, 115-127. doi:10.1016/j.ribaf.2016.07.008
- Chan-Lau, J.A., I. Ivaschenko (2003), "Asian Flu or Wall Street Virus? Tech and non-tech spillovers in the United States and Asia", *Journal of Multinational Financial Management*, 13(4-5), 303-322. doi:10.1016/S1042-444X(03)00013-6
- Chen, A.H., T.F. Siems (2004), "The Effects of Terrorism on Global Capital Markets", *European Journal of Political Economy*, 20(2), 349-366.
- Chien, M.-S., C.-C. Lee, T.-C. Hu, H.-T. Hu (2015), "Dynamic Asian Stock Market Convergence: Evidence from Dynamic Cointegration Analysis Among China and ASEAN-5", *Economic Modelling*, 51, 84-98.

- Chuliá, H., M. Guillén, J.M. Uribe (2017), "Spillovers from the United States to Latin American and G7 Stock Markets: A Var Quantile Analysis", *Emerging Markets Review*. doi:<https://doi.org/10.1016/j.ememar.2017.01.001>
- Click, R.W., M.G. Plummer (2005), "Stock Market Integration in Asean After the Asian Financial Crisis", *Journal of Asian Economics*, 16(1), 5-28.
- Coudert, V., K. Hervé, P. Mabilie (2015), "Internationalization versus Regionalization in the Emerging Stock Markets", *International Journal of Finance and Economics*, 20(1), 16-27. doi:10.1002/ijfe.1501
- Darrat, A.F., K. Elkhal, S.R. Hakim (2000), "On the Integration of Emerging Stock Markets in the Middle East", *Journal of Economic Development*, 25(2), 119-130.
- Demiralay, S., S. Bayraci (2015), "Central and Eastern European Stock Exchanges under Stress: a Range-Based Volatility Spillover Framework", *Finance a Uver*, 65(5), 411.
- Dickey, D. A., W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With A Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Drakos, K. (2004), "Terrorism-Induced Structural Shifts in Financial Risk: Airline Stocks in the Aftermath of the September 11th Terror Attacks", *European journal of Political Economy*, 20(2), 435-446.
- Engle, R.F., K.F. Kroner (1995), "Multivariate Simultaneous Generalized Arch", *Econometric Theory*, 11(1), 122-150.
- Fink, F., Y.S. Schuler (2015), "The Transmission of US Systemic Financial Stress: Evidence For Emerging Market Economies", *Journal of International Money and Finance*, 55, 6-26. doi:10.1016/j.jimonfin.2015.02.019
- Gilenko, E., E. Fedorova (2014), "Internal and External Spillover Effects for the Bric Countries: Multivariate Garch-In-Mean Approach", *Research in International Business and Finance*, 31, 32-45.
- Gupta, R., A. Majumdar, C. Pierdzioch, M. Wohar (2016), *Do Terror Attacks Predict Gold Returns? Evidence from a Quantile-Predictive-Regression Approach*, Retrieved from
- Gülođlu, B., P. Kaya, R. Aydemir (2016), "Volatility Transmission Among Latin American Stock Markets under Structural Breaks", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 462, 330-340. Doi:10.1016/j.physa.2016.06.093
- Hammoudeh, S., R. Sari, M. Uzunkaya, T. Liu (2013), "The Dynamics of Brics's Country Risk Ratings and Domestic Stock Markets, U.S. Stock Market and Oil Price", *Mathematics and Computers in Simulation*, 94, 277-294. doi:10.1016/j.matcom.2012.01.002
- Hemche, O., F. Jawadi, S. B. Maliki, A. I. Cheffou (2016), "On the study of contagion in the context of the subprime crisis: A dynamic conditional correlation-multivariate GARCH approach", *Economic Modelling*, 52, 292-299. doi:10.1016/j.econmod.2014.09.004
- Huang, T.-L., H.-J. Kuo (2015), "An Empirical Analysis of Information Transmission Mechanism and the Trilateral Relationship Among the Mainland China, Hong Kong, and Taiwan Stock Markets", *Asia Pacific Management Review*, 20(2), 65-78.

- Johansen, S., K. Juselius (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration — With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
doi:10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x
- John Wei, K.C., Y. J. Liu, C.C. Yang, G.S. Chung (1995), "Volatility and Price Change Spillover Effects Across the Developed and Emerging Markets", *Pacific-Basin Finance Journal*, 3(1), 113-136. doi:10.1016/0927-538X(94)00029-7
- Kasa, K. (1992), "Common Stochastic Trends in International Stock Markets", *Journal of Monetary Economics*, 29(1), 95-124.
- Kenourgios, D., D. Dimitriou (2015), "Contagion of the Global Financial Crisis and the Real Economy: A Regional Analysis", *Economic Modelling*, 44, 283-293.
doi:10.1016/j.econmod.2014.10.048
- Korkmaz, T., E.T. Çevik, E. Atukeren (2012), "Return and Volatility Spillovers Among CIVETS Stock Markets", *Emerging Markets Review*, 13(2), 230-252.
doi:10.1016/j.ememar.2012.03.003
- Lahrech, A., K. Sylwester (2011), "U.S. and Latin American Stock Market Linkages", *Journal of International Money and Finance*, 30(7), 1341-1357.
doi:10.1016/j.jimonfin.2011.07.004
- Li, Y., D. E. Giles (2015), "Modelling Volatility Spillover Effects Between Developed Stock Markets and Asian Emerging Stock Markets", *International Journal of Finance & Economics*, 20(2), 155-177.
- Marashdeh, H. (2005), "Stock Market Integration in the Mena Region: An Application of the ARDL Bounds Testing Approach".
- Mensi, W., S. Hammoudeh, S. H. Kang (2017a), "Dynamic Linkages Between Developed and Brics Stock Markets: Portfolio Risk Analysis", *Finance Research Letters*, 21, 26-33.
doi:10.1016/j.frl.2016.11.016
- Mensi, W., S. Hammoudeh, S. H. Kang (2017b), "Risk Spillovers and Portfolio Management Between Developed and BRICS Stock Markets", *The North American Journal of Economics and Finance*, 41, 133-155. doi:<https://doi.org/10.1016/j.najef.2017.03.006>
- Mensi, W., S. Hammoudeh, D.K. Nguyen, S.H. Kang (2016), "Global Financial Crisis and Spillover Effects Among the U.S. and Brics Stock Markets", *International Review of Economics and Finance*, 42, 257-276. doi:10.1016/j.iref.2015.11.005
- Miyakoshi, T. (2003), "Spillovers of Stock Return Volatility to Asian Equity Markets from Japan and the US", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 13(4), 383-399. doi:10.1016/S1042-4431(03)00015-5
- Mollah, S., A. Mobarek. (2016), *Global Stock Market Integration: Co-Movement, Crises, and Efficiency in Developed and Emerging Markets*: Springer.
- Verma, P., T. Ozuna (2007), "International Stock Market Linkages and Spillovers: Evidence from Three Latin American Countries", *Latin American Business Review*, 8(4), 60-81.
doi:10.1080/10978520802114672

- Voronkova, S. (2004), "Equity Market Integration in Central European Emerging Markets: A Cointegration Analysis with Shifting Regimes", *International Review of Financial Analysis*, 13(5), 633-647. doi:<https://doi.org/10.1016/j.irfa.2004.02.017>
- Wang, P., P. Wang (2010), "Price and Volatility Spillovers Between the Greater China Markets and the Developed Markets of US and Japan", *Global Finance Journal*, 21(3), 304-317. doi:10.1016/j.gfj.2010.09.007
- Yang, C., Y. Chen, L. Niu, Q. Li (2014), "Cointegration Analysis and Influence Rank—A Network Approach to Global Stock Markets", *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, 400, 168-185.

TAKLİT ÜRÜN SATIN ALMA DAVRANIŞINDA BİREYSEL CAYDIRICI OLARAK RİSK FAKTÖRLERİ: AKSESUAR ÜRÜNLERİ ÜZERİNE BİR ARAŞTIRMA

Hacettepe Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi Dergisi,
Cilt 36, Sayı 4, 2018,
s. 17-37

Evrin ERDOĞAN

Dr.Öğr.Üyesi, Ondokuz Mayıs
Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İşletme Bölümü
evrim.erdogan@omu.edu.tr

Murat BURUCUOĞLU

Dr.Öğr.Üyesi, Ondokuz Mayıs
Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
Uluslararası Ticaret ve Lojistik Bölümü
murat.burucuoglu@omu.edu.tr

Ö

z: Taklit ürünler bugün tüm dünyada üzerine düşünülen ve çözüm aranan önemli bir konudur. Taklit ürünler kullanımları ile tüketicilere, üretimi ile mikro düzeyde işletmelere makro düzeyde ise ekonomilere zarar vermektedir. Bu çalışmada, taklit ürünlere yönelik arzın oluşmasında önemli bir rol üstlenen tüketicilerin taklit ürün satın alma davranışına çeşitli risk faktörlerinin ve cinsiyetin etkisi incelenmiştir. Araştırmada ürün kategorisi olarak tüketicilerin birçok noktada kolayca ulaşabildiği aksesuar ürünleri seçilmiştir. Araştırma kapsamında Samsun/Türkiye örnekleminde 351 katılımcıya anket tekniği ile ulaşılmıştır. Taklit ürün satın alma davranışının önünde bir engel oluşturacağı düşünülen fiziksel, sosyal, finansal, psikolojik risk faktörleri ile satın alma niyeti arasındaki ilişkilere dayanan araştırma modeli oluşturulmuştur. Araştırma sonucunda finansal riskin taklit aksesuar ürünü satın alma davranışını güçlü bir şekilde azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. Diğer risk faktörlerinin ise taklit aksesuar ürünü satın alma niyeti üzerinde bir etkisinin olmadığı görülmüştür. Cinsiyete dayalı model karşılaştırmasında ise kadınlar ve erkeklerin taklit ürün risk algıları model seviyesinde farklılaşmamaktadır. Araştırma bulgularına göre pazarlama program ve uygulamalarında taklit ürün kullanımı ile karşılaşılabilecek finansal zararlara vurgu yapılmasının faydalı olacağı söylenebilir.

Anahtar Sözcükler: Taklit ürün, sosyal risk, psikolojik risk, finansal risk, fiziksel risk.

**RISK FACTORS AS INDIVIDUAL
DETERRENTS IN BEHAVIOR OF
PURCHASING COUNTERFEIT
PRODUCT: A RESEARCH ON
ACCESSORY PRODUCTS**

*Hacettepe University
Journal of Economics
and Administrative
Sciences
Vol. 36, Issue 4, 2018,
pp. 17-37*

Evrım ERDOĞAN

Assist.Prof.Dr., Ondokuz Mayıs
University
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of Business Administration
evrim.erdogan@omu.edu.tr

Murat BURUCUOĞLU

Assist.Prof.Dr., Ondokuz Mayıs
University
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of International Trade and
Logistics
murat.burucuoglu@omu.edu.tr

A

Abstract: Counterfeit products are important issues about which it is to be thought and to be solved all over the world today. Counterfeit products are harmful to the consumers with their use, to micro-level operations with their production and to the economies at macro-level. In this study, the effect of various risk factors and gender on purchasing the counterfeit product behavior of consumers who played an important role in the formation of supply for counterfeit products is examined. Accessory products that consumers can easily reach in many places are selected as a product category in the survey. Within the scope of the survey, 351 participants from Samsun/Turkey sample are reached by a questionnaire. A research model based on the relationship between intention of purchasing and physical, social, financial, psychological risk factors that are thought to be an obstacle to behavior of purchasing counterfeit product is established. As a result of the research, it is found that the financial risk has strongly reduced the behavior of purchasing the counterfeit accessory product. Other risk factors are not seem to have any effect on the intention of purchasing counterfeit accessory products. In the gender based model comparison, risk perceptions of male and female are not different at the model level. It can be said that it would be beneficial to emphasize the financial damages to be faced with the use of counterfeit products in the marketing programs and applications according to the results of the research.

Keywords: Counterfeit product, social risk, psychological risk, financial risk, physical risk.

GİRİŞ

Taklit ürünler gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde önemli ve giderek büyüyen bir sorun olarak görülmekte (Bavar *vd.*, 2017: 41) ve özellikle markalar ve markaların fikri mülkiyet hak sahipleri için küresel bir risk oluşturmaktadır (Wilson, 2017: 271). Genellikle sahte ticari markalı veya telif haksız mal olarak da tanımlanan taklit ürünler yasal üreticisine düşen satışlarla zarar vermektedir (Bloch *vd.*, 1993: 27). Bu zararlar yalnızca firmalarla kalmamakta; tüketicilerin, devletin ve yatırımcıların finansal kayıplara uğramasına, tüketicilerde sağlık ve güvenlik açısından olumsuzlukların ortaya çıkmasına da neden olabilmektedir (Sullivan, Chermak, 2013: 295). Ancak olumsuz etkilerine rağmen taklit ürünlerin ticareti ile ilgili rakamların arttığı görülmektedir.

Küresel pazarda taklit ürünlerin değeri 1990 yılında 3400 milyar dolarlık dünya ticaretinin %3'ü kadar iken; 1995 yılına gelindiğinde 5000 milyar dolar olarak gerçekleşen dünya ticaretinin %5'ine kadar çıkmıştır. Bu istatistiğe göre; dünya genelinde gerçekleştirilen ticaret beş yıllık dönemde %47'lik bir artış gösterirken, taklit ürünlerin ticari değeri %150'yi aşmıştır (ODCE-OECD, 1998: 24). Bu artışın ilerleyen yıllarda da devam ettiği görülmektedir. Avrupa Birliği (AB) sınırları içerisinde ele geçirilen taklit ürün sayısı 1998 yılından 2004 yılına kadar %1000'i aşan bir artışla, 10 milyondan 103 milyona ulaşmıştır (Eisend, Schuchert-Güler, 2006: 1). Daha yakın tarihlerde ise bu değerlerin daha da arttığı anlaşılmaktadır. OECD ve EUIPO (2016) raporunda dünya taklit ürün ticaretinin yıllık neredeyse yarım trilyon dolara yükseldiği belirtilmiştir. Raporda 1997 yılında AB ülkelerine en fazla taklit ürün ithalatı yapan ülkeler sırası ile Polonya, Tayland ve Türkiye iken (ODCE-OECD, 1998: 4), 2011-2013 yılları arasında Çin-Hong Kong'dan sonra en fazla taklit ürünün üretildiği ülke Türkiye olarak ifade edilmiştir (OECD EUIPO, 2016: 51).

Genel olarak taklit ürünlerin dünya ekonomisi için önemli bir soruna işaret ettiği görülmektedir. Konunun ekonomik, yasal, politik, sosyal yönlerinin yanı sıra tüketiciler, üreticiler, araçlar, devlet ve sivil toplum kuruluşları olmak üzere birçok tarafı bulunmaktadır. Dünya üzerinde taklit ürünlere olan talep miktarı her ne kadar artıyor olsa da tüketicileri bu ürünleri satın almaktan alıkoyabilecek; düşük kalite algısı, menşei ülke ile ilgili şüphe, makro ekonomik risk, markaların kayıpları gibi olumsuz toplumsal sonuçlar ve tüketicilerin algıladıkları risklerden oluşan bir takım caydırıcı faktörlerden bahsetmek mümkündür (Viot *vd.*, 2014:11). Tüketicinin taklit ürün satın alma gerekçelerinin ve bu ürünleri satın almaktan alıkoyabilecek faktörlerin belirlenmesi, taklit ürünlere olan talebin azaltılması veya engellenebilmesi için oluşturulacak stratejilerin tasarımında kullanılabilir. Bu doğrultuda; literatürde yapılan çok sayıda çalışmadan bahsetmek mümkündür. Ancak her ülkenin sahip olduğu makro ve mikro ekonomik koşullar tüketicilerin satın alma davranışında önemli değişikliklere sebep

olmaktadır. Farklı ülkelerde tüketicilerin taklit ürün satın alma motivasyonları ve bu motivasyonların önemi derecesi değişebilmektedir.

Taklit ürünlerin satın alınması ekonomik, toplumsal ve politik açıdan ciddi bir sorundur (Koklic, 2011: 127). Bu nedenle tüketicilerin taklit ürün satın alma davranışından caydıracak faktörlerin araştırılması sorunların çözülmesine katkı sağlayacaktır.

Taklit ürün satın almanın önündeki bireysel caydırıcılardan birisi de tüketicilerin algıladıkları risklerdir. Literatürde yapılan birçok çalışmada algılanan risk faktörlerinin kültürden kültüre değişiklik gösterdiği tespit edilmiştir. Taklit ürün üretiminin ve kullanımının yüksek olduğu bir ülke olarak Türkiye’de tüketicilerin taklit ürünleri satın alma eğilimlerini azaltılmasına yönelik stratejiler geliştirilebilmesinde, bu konuda yapılacak araştırmalar önemli rol oynayacaktır. Literatür incelendiğine; Türkiye’de taklit ürünlerle ilgili az sayıda çalışmanın olduğu belirlenmiştir.

Bu çalışmanın amacı; tüketicileri taklit ürün satın almaktan vazgeçirebilecek bireysel caydırıcı olarak çeşitli risk faktörlerini değerlendirmek ve bu risk faktörlerinin satın alma niyeti üzerindeki etkisini belirlemektir. Ayrıca Türkiye’de bu konuda yapılan çalışmaların sınırlı olması nedeniyle önerilen modelde cinsiyetin düzenleyici rolünün (moderatör etkisi) olup olmadığı da belirlenmeye çalışılmıştır.

TÜKETİCİ DAVRANIŞLARINDA TAKLİT ÜRÜNLER

Taklit ürünler, ambalajlama, markalama ve etiketleme dahil olmak üzere yasal olan ürünlerin kopyalarının üretilmesi olarak tanımlanmaktadır (Ang *vd.*, 2001: 219). Özellikle moda olan lüks ürünlerin taklitleri yapılmakta ve taklit ürün yelpazesi kıyafetlerden başlayarak çantalara, cüzdanlara, saatlere, güneş gözlüklerine, otomotive, kozmetik ürünlere, tıbbi ürün ve ilaçlara, kalemlere kadar uzanabilmektedir (Phau *vd.*, 2009: 262). Grossman ve Shapiro (1988) tüketicilerin taklit ürün satın alma ile ilgili davranışlarını; aldatıcı (*deceptive*) ve aldatıcı olmayan (*non-deceptive*) taklit ürün satın alma davranışları olarak iki şekilde incelenmektedir. Aldatıcı satın alma davranışında tüketiciler satın aldıkları malların kalitesini kolayca gözlemleyemezler ve orijinal marka ile kopyalarını kolayca ayırt edemezler. Bir başka ifade ile tüketiciler satın aldıkları ürünün taklit olup olmadığını bilmemektedirler. Aldatıcı olmayan taklit ürün satın alma davranışında ise tüketiciler taklit ürün satın aldıklarını bilmektedirler ve taklit marka ile orijinal markayı birbirinden ayırt edebilmektedirler (Grossman, Shapiro, 1988: 80). Taklit ürünler ile ilgili tüketici davranışlarında göze çarpan en önemli konu; bireylerin ürünlerin sahte olduğunu bilmelerine rağmen satın almak konusunda çok gönüllü bir davranış sergiliyor olmalarıdır (Chaudhry, Zimmerman, 2013: 26).

Tüketicilerin taklit ürün satın almalarının birçok sebebi olabilir. Satın alma motivasyonları ürün özellikleri (fiyat, risk, fayda, çeşit, görünüm, ilgilenim vs.), tüketicinin demografik ve psikografik değişkenleri (sosyal statü, sosyal güç, algılanan finansal kontrol, taklit ürünlere karşı tutum, taklit ürün deneyimi vs.), sosyal ve kültürel kapsam (kültürel normlar, ülke orijini, etnosentirizm vs.), kişisel faktörler (duygu durumu, farklı deneyim arayışı vs.), etik ve yasal istismarlar (taklit ürün satışı önleyici yasalara karşı tutum, etik standartlar, ahlaki tutum, etik pozisyonlar vs.) gibi çok sayıda faktöre bağlanabilmektedir (Thaichon, Quach, 2016: 83; Bian *vd.* 2016: 4550).

Eisend ve Schuchert-Guler'e (2006: 14) göre tüketiciler markalı ürünleri satın alma olanağına sahip olduklarını, belirli sosyal gruba ait olduklarını veya sembolik kimliklerinin bir uzantısı olarak kullanımlarını göstermek istedikleri için taklit ürünleri satın alabilmektedirler. Tüketicinin algıladığı satın alma gücü ürünün fiyatının yüksek veya düşük olmasına bağlı olmaksızın taklit ürün satın almayı güdüleyebilir (Cheng *vd.*, 2011: 281). Buna dayalı olarak da özellikle ürünün orijinali ile fiyat farkı, tüketiciyi taklit ürün satın alınmaya yönlendiren en temel faktör olarak görülmektedir (Harvey, Walls, 2003: 886; Poddar *vd.*, 2012: 1505). Diğer taraftan, gelişmiş ülkelerde yaşayan yüksek gelirli tüketiciler de orijinal markaları satın alma güçleri olmasına rağmen taklit ürün satın alabilmektedirler (Eisend, Schuchert-Guler, 2006: 1). Bu görüşe paralel bir şekilde; Gentry *vd.* de (2001) turistlerin taklit ürün satın almayı otantik bir deneyim olarak görebildiklerini ifade etmektedir. Çünkü orijinal bir ürünün taklidi, ürüne daha düşük bir bedel ödeyerek ürünü deneme fırsatı yaratmaktadır. Bu durum; tüketicinin taklit ürün satın alma gerekçesinin finansal yetersizlik dışında birçok sebebe dayanmasından kaynaklanmaktadır (Jirotmontree, 2013: 282).

Eisend ve Schuchert-Güler (2006) yaş, gelir, eğitim gibi demografik değişkenleri ve Eisend ve Schuchert-Güler (2006, 2007) ve Chiu *vd.* (2014) risk alma gönüllüğü gibi psikografik değişkenleri tüketicinin sahte ürünleri satın alma davranışını açıklamada daha kabul edilebilir değişkenler olarak tanımlamaktadır. Ancak literatürde bunun aksini ifade eden çalışmalar da bulunmaktadır. Chaudhry ve Stumpf (2011: 144-145) ve Chaudhry *vd.*'ye (2011: 262) göre ürünün fiyat ve kalite gibi özellikleri taklit ürün satın alma kararını ve niyetini yüksek oranda etkilemektedir. Ayrıca farklı öneme sahip taklit ürün çeşitlerinde değişmekle birlikte; tüketicilerin etik endişelerinin, etik pozisyonlarının ve hedonik satın alma deneyiminin de taklit ürün kullanımı ve niyeti üzerinde etkileri olduğunu görülmüştür. Eisend ve Schuchert-Güler (2007) tüketicilerin ahlak anlayışlarının bu ürünlerin satın alma davranışlarını açıkladığını ifade etmektedir.

TAKLİT ÜRÜN SATIN ALMA DAVRANIŞINDA TÜKETİCİLERİN RİSK ALGILARI

Tüm satın alma davranışları az bir miktarda da olsa belirsizlik içermektedir ve tüketiciler sonuçları kesin olarak tahmin edilemeyen satın alma davranışlarını yönetmek

isterler (Mitra *vd.*, 1999: 210). Tüketicileri satın alma esnasında hatalardan kaçınıp, elde edilecekleri faydaları en üst düzeye çıkarmak daha fazla motive ettiği için algılanan risk tüketici davranışlarını açıklamada güçlü bir değişken olarak kabul edilmektedir (Lim, 2003: 218). Tüketiciler risk algıladıklarında ihtiyatlı davranırlar. Bu ihtiyatlılık tüketicilerin riskten kaçınma eğilimini artırır (Campbell, Goodstein, 2001: 440). Çünkü karar verme teorisi diğer tüm faktörler sabitken, karar vericilerin düşük riski yüksek riske tercih ettiklerini varsaymaktadır (Mitchell, Greatorex1993: 167).

Algılanan risk, literatürde birçok farklı şekilde sınıflandırılmıştır. Jacoby ve Kaplan (1972) ve Kaplan *vd.* (1974) tarafından algılanan risk, fiziksel risk, performans riski, finansal risk, psikolojik risk ve sosyal risk olmak üzere beş boyut altında; Stone ve Gronhaug (1993) tarafından fiziksel risk, finansal risk, performans riski, psikolojik risk, sosyal risk, zaman riski olarak altı boyut altında; Ha (2002) tarafından performans riski, finansal risk, psikolojik risk, zaman riski şeklinde dört boyut altında sınıflandırmıştır.

Tüketicinin beklediği olası maksimum kazançta ulaşamaması halinde ortaya çıkan risk türü finansal başka bir ifade ile ekonomik risktir. Performans riski ürünün fonksiyonelliği ile ilgili bir risk türüdür. Psikolojik risk ise tüketicinin ürün seçimi veya ürünün performansı nedeniyle huzurunun ve öz algısının olumsuz etkilenmesi olarak ifade edilmektedir (Mitchell, 1992: 26-27). Sosyal risk, ürün nedeniyle kişinin sosyal çevresinde düş kırıklığı hissetmesi (Cases, 2002: 377) ile ilgili iken, fiziksel risk, tüketicinin ürünün kullanımı sonucunda fiziksel iyiliği hakkındaki endişeleridir (Peter, Olson, 2018: 74). Zaman riski ürünün gerek aranmasında ve satın alınmasında; gerekse kullanımında beklediği performansa ulaşamaması nedeniyle tüketicinin zaman kaybı yaşaması ile ilgili bir risk türüdür (Schiffman, Kanuk, 2004: 197).

Daha önceki bölümde bahsedildiği gibi tüketicinin taklit ürün satın alma tercihini etkileyen faktörlerden biri de risktir. Hatta De Matos *vd.* (2007) taklit ürünlere yönelik tutumu en olumsuz etkileyen değişkenin algılanan risk olduğunu ve Viot *vd.* (2014) taklit ürünlerin satın alınmasında riskin bir bireysel caydırıcı olduğunu ifade etmiştir. Ancak tüketiciler özellikle aldatıcı olmayan taklit ürün satın alma davranışlarında, satın aldıkları ürünün taklit olduğunun bilincindedirler. Taklit ürünleri bilerek satın alan tüketiciler de genellikle taklit ürünlerin potansiyel risklerinin farkındadırlar (Pueschel *vd.*, 2017: 186). Ancak tüketiciler taklit ürünleri satın alırken orijinal ürün ile gözle görülebilir bir farklılık hissetmediklerinde ve taklit ürünün kalitesi orijinaline mükemmel derecede yakın olduğunda diğerlerinden utanma gibi sosyal riskleri algılamayacaklardır. Böyle bir durumda taklit ürün satın almaya devam edeceklerdir (Ergin, 2010: 2182).

Taklit ürün satın alımında da çeşitli risk faktörlerinin etkilerinden bahsetmek mümkündür. Viot *vd.* (2014) taklit ürünlerde tüketici davranışını etkileyen algılanan

risk faktörlerini psikolojik, sosyal, fiziksel, yasal ve tüketici etnosentrizmi ile ilgili ürün menşei hakkındaki şüphe olarak ele almıştır. Klarmann *vd.* (2013) ise taklit ürünlerle ilgili risk faktörlerini fiziksel, fonksiyonel, bireysel ve sosyal risk faktörleri olarak sınıflandırmıştır.

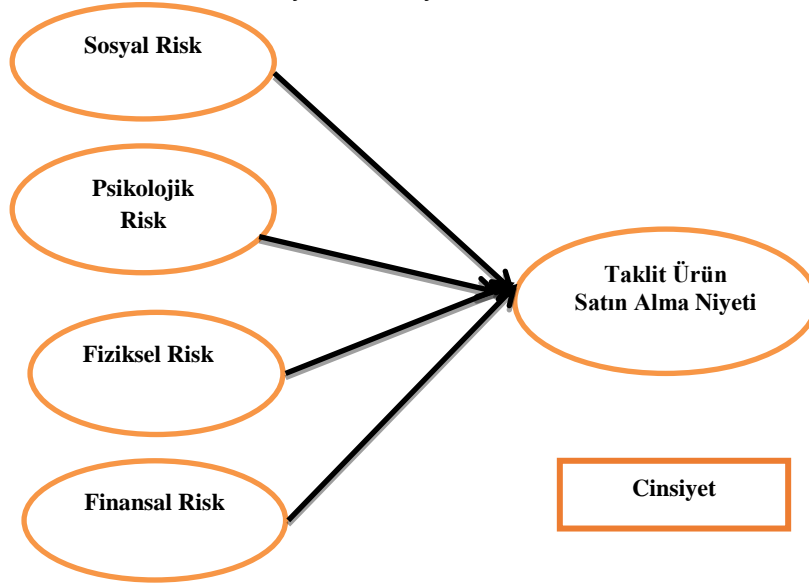
ARAŞTIRMA MODELİ VE HİPOTEZLERİN GELİŞTİRİLMESİ

Araştırma modeli; tüketicilerin taklit aksesuar ürünleri satın alırken algıladıkları riskin satın alma niyetlerini olumsuz etkilediği varsayımına dayanmaktadır. Bu düşüncüyü destekleyen Tang *vd.* (2014) tüketicilerin taklit ürün satın alma ve kullanmada ilgili riskleri göz önünde bulundurduklarını, taklit ürünlerle ilgili algıladıkları risk yükseldikçe satın almayı veya kullanmayı bırakmalarının olası olduğunu ifade etmiştir. Albarq (2015) ve Seyrek ve Sürme'ye (2016) göre de risk algısı ile taklit ürün satın alma niyeti arasında negatif bir ilişki bulunmaktadır ve tüketicilerin taklit ürünlere yönelik algıladıkları riskin artması durumunda satın alma niyetleri azalacaktır. Daha önce de belirtildiği gibi tüketicilerin risk algıları çok boyutlu bir yapıya sahiptir. Hatta farklı ürün kategorilerinde taklit ürün satın alımına etki eden farklı risk boyutlarından bahsetmek mümkündür. Örneğin; lüks ürünlerin taklitlerinin satın alınmasında; algılanan performans, psiko-sosyal ve ahlaki risklerin birer engelleyici olarak tüketicilerin satın alma kararını etkilemektedir (Pueschel *vd.*, 2017). Michaelidou ve Christodoulides'de (2011) sembolik ürünler için algılanan riskin tutumu negatif etkilerken, satın alma niyeti üzerinde bir etkisinin olmadığını belirlemiştir. Deneyimsel taklit ürünlerde algılanan riskin hem tutumu hem de satın alma niyetini negatif bir şekilde etkilediğini tespit etmiştir.

Araştırma modelinin oluşturulmasında ve hipotezlerin belirlenmesinde; taklit ürünlerle ilgili birtakım çalışmalardan faydalanılmıştır. Bunlardan Tang *vd.*'ye (2014) göre; tüketicilerin taklit ürün satın alma niyetleri fiziksel ve sosyal riskten, Leisen ve Nill' e (2001) göre ise finansal/performans riskinden etkilemektedir. Bian ve Moutinho (2011) sosyal riskin taklit markalı ürün satın alma niyetinin önemli bir belirleyicisi olduğunu tespit etmiştir. Ayrıca Engizek ve Şekerkaya'ya (2015) göre; algılanan sosyal risk taklit ürün satın alma niyeti yüksek ve düşük olan gruplar arasında, iki grubu birbirinden ayıran önemli değişkenlerden birisidir ve algılanan sosyal riskin artması taklit ürün satın alma davranışını azaltmada kullanılacak bir değişkendir. Finansal risk faydacı ve hedonik ürünlerin taklitlerine yönelik değerlendirmelerde güçlü bir belirleyicidir (Maldonado, Hume, 2005). Mir (2013)'e göre de finansal risk orijinal markaya göre düşük fiyatlı taklit ürün satın alma niyetini etkilemektedir. Bloch *vd.* (1993) psikolojik riskin taklit ürünlerin satın alımını etkilediğini tespit etmiştir. Viot *vd.* (2014) taklit ürünler satın almada bahsedilen risklerin yanı sıra menşei riskinin ve yasal riskin de tüketicinin taklit ürün satın alımında bireysel olarak caydırıcılığa sahip olduğunu ifade etmektedir. Bu çalışmalar doğrultusunda; taklit aksesuar ürünü satın

alma niyetini etkileyen risk boyutlarına ilişkin oluşturulan araştırma modeli Şekil 1’de sunulmuştur.

Şekil 1. Araştırma Modeli



Bu araştırmada literatürde yapılan önceki çalışmalardan yola çıkılarak taklit aksesuar ürünleri ile ilgili sosyal risk, psikolojik risk, fiziksel risk ve finansal risk faktörlerine odaklanılmış ancak yasal risk, zaman riski ve menşei riski göz ardı edilmiştir. Taklit ürün söz konusu olduğunda; Türkiye’de taklit ürünlerin satın alımı gerek üretici gerekse tüketici açısından yasal risk içermekte ise de satın alan taraf olarak tüketici ile ilgili cezai uygulamaların tüm taklit ürünler için ciddi bir şekilde uygulanmadığı bilinmektedir. Ayakkabı, çanta, cüzdan, takı vs. ürünlerin taklitleri mağazalarda, seyyar satıcılarda ve pazarlarda serbest bir şekilde satılmaktadır. Bu nedenle uluslararası pazarda taklit ürünlerin yasal riski tüketici için söz konusu olabilecek riskler arasında iken, Türkiye’de ve benzer ekonomik özellikteki ülkelerde bu ürünlerde tüketicinin yasal risk algısının olmayacağı veya belli ürünler için söz konusu olabileceği düşünülmüştür. Ayrıca, taklit ürün üretiminde Türkiye’nin ön sıralarda yer alması nedeniyle menşei riski ve taklit ürünlerin çok sayıda dağıtım noktasında pazara sunulmasıyla tüketicilerin ürünlerin satın alımında zaman kaybı endişesi duymayacakları varsayımıyla zaman riski araştırma kapsamı dışında tutulmuştur. Literatür çerçevesinde oluşturulan hipotezler aşağıdaki gibidir:

H1: Tüketicilerin taklit aksesuar ürünlerine karşı algıladıkları sosyal risk satın alma niyetlerini negatif etkilemektedir.

H2: Tüketicilerin taklit aksesuar ürünlerine karşı algıladıkları psikolojik risk satın alma niyetlerini negatif etkilemektedir.

H3: Tüketicilerin taklit aksesuar ürünlerine karşı algıladıkları fiziksel risk satın alma niyetlerini negatif etkilemektedir.

H4: Tüketicilerin taklit aksesuar ürünlerine karşı algıladıkları finansal risk satın alma niyetlerini negatif etkilemektedir.

Cinsiyet ve Taklit Ürün Satın Alma Davranışı

Demografik değişkenlerden birisi olan cinsiyetin taklit ürün satın alma davranışındaki etkisi birçok araştırmacı tarafından incelenmiştir. Kwong vd. (2003) erkeklerin kadın tüketicilere göre korsan CD alma ihtimallerinin daha yüksek olduğunu, Spark (2010) korsan yazılım kullanım niyeti ile cinsiyet arasında anlamlı bir ilişki olduğunu ve erkeklerin kadınlara göre korsan yazılım kullanma ihtimalinin daha yüksek olduğunu; Tjiptono, Arli (2016) da benzer şekilde çalışmalarında erkek tüketicilerin dijital korsanlığa karşı kadın tüketicilere göre daha olumlu tutuma sahip olduklarını tespit etmişlerdir. Hamelin vd. (2013) taklit ürün satın alma davranışında cinsiyetin açıklayıcı bir gücü olduğunu ifade ederek eğitilmiş genç kadınların erkeklere göre taklit ürün satın almayla daha az ilgilendikleri sonucuna ulaşmıştır. Al-Rafee ve Cronan (2006) ise çalışmalarında dijital korsanlığa yönelik tutumların kadınlar ve erkekler arasında farklılaşmadığını tespit etmiştir. Bu araştırmalar çerçevesinde cinsiyetin tüketicilerin taklit ürünleri satın alma davranışları ile ilişkili bir demografik değişken olduğu söylenebilir. Bu doğrultuda önerilen modelde cinsiyetin düzenleyici bir rol üstlenip üstlenmediği aşağıda verilen hipotezle test edilmiştir.

H5: Önerilen modelde tüketicilerin taklit aksesuar ürünlerine karşı algıladıkları risklerin satın alma niyetlerinde cinsiyetin düzenleyici rolü bulunmaktadır.

ARAŞTIRMANIN ÖRNEKLEMİ VE VERİ TOPLAMA YÖNTEMİ

Araştırmanın örneklemini Samsun il merkezinde yaşayan taklit veya orijinal aksesuar ürünler satın alan/almayan tüketiciler oluşturmaktadır. Samsun merkezinde birçok alışveriş noktasında taklit ürünler satılmakta olup, tüketiciler bu ürünlere kolaylıkla ulaşabilmektedir. Bu nedenle araştırma örneklemini bu noktalarda alışveriş yapan tüketiciler oluşturmaktadır. Taklit ürün satın alan tüketicilerin sayısının yüksek olacağı düşüncesinden yola çıkarak %95 güven sınırlarında, varyans 0,21 (0,3*0,7) ve ± 5 yanılma payı ile 500.000 ve üzeri örneklem büyüklüğü için $322 \left(n = \frac{\pi(1-\pi)}{(e/z)^2} = \frac{0,30*0,70}{(0,05/1,96)^2} \right)$ olarak belirlenmiştir (Kurtuluş, 2004: 192). Verilerin toplanmasında anket tekniği kullanılmıştır. Araştırma kapsamında iki anketöre toplam

400 adet anket verilmiş, bir aylık süre içerisinde kolayda örnekleme yöntemi ile toplanan 367 adet geri dönmüştür. Toplanan anketlerin 16'sı işaretlemelerdeki problemlerden dolayı değerlendirmeye alınmamış olup, toplamda 351 adet analiz anket analize tabi tutulmuştur.

Anket formu iki bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde katılımcıların taklit aksesuar ürünlerine yönelik risk faktörlerine ilişkin ölçek ve satın alma niyeti ölçeği yer almaktadır. İkinci bölümde ise demografik bilgi formu bulunmaktadır. Araştırmada kullanılan anket formunda yer alan risk ile ilgili ifadeler; Stone ve Gronhaug (1993) ve Viot vd. (2014) çalışmalarından, taklit aksesuar ürünü satın alma niyeti ile ilgili ifadeler ise Wang vd. (2005) çalışmasından faydalanılarak ve adapte edilerek hazırlanmıştır. Ölçeklere ait tüm ifadelerin derecelendirilmesinde 5'li likert kullanılmıştır.

ARAŞTIRMA MODELİNİN ANALİZİ VE ELDE EDİLEN BULGULAR

Demografik Bilgiler ve Tanımlayıcı İstatistikler

Araştırma kapsamında ulaşılan 351 katılımcıya ait demografik özellikler ve taklit aksesuar ürünleri ile ilgili satın alma tercihleri istatistikleri Tablo 1'de gösterilmektedir.

Tablo 1. Tüketicilerin Demografikleri ve Taklit Aksesuar Ürünü Satın Alma Tercihleri

		n	%			n	%
Cinsiyet	Kadın	177	50.4	Eğitim	İlköğretim	19	5.4
	Erkek	174	49.6		Önlisans	161	45.9
Yaş	18-25	192	54.7	Lisans	133	37.9	
	26-35	72	20.5	Lisansüstü	38	10.8	
	36-45	58	16.5	Cüzdan	Alıyor	63	17.9
	46 ve üzeri	29	8.3		Almıyor	288	82.1
Çanta	Alıyor	85	24.2	Kemer	Alıyor	53	15.1
	Almıyor	266	75.8		Almıyor	298	84.9
Saat	Alıyor	86	24.5	Güneş gözlüğü	Alıyor	57	16.2
	Almıyor	265	75.5		Almıyor	294	83.8
Takı	Alıyor	112	31.9				
	Almıyor	239	68.1				

Araştırma örneklemini cinsiyet bazında eşite yakın bir dağılım sergilemekte ve genel itibarıyla eğitimli genç katılımcılardan oluşmaktadır. Araştırmada anket formunda yer alan aksesuar ürünlerinin taklitlerini satın alan tüketici sayısının 300 kişi olduğu belirlenmiş olup, araştırma örnekleminin %85'nin taklit aksesuar ürünlerinden en az birini satın aldığı sonucuna ulaşılmıştır. Katılımcıların taklit aksesuar ürünü olarak satın almayı en az tercih etkileri ürünlerin kemer, güneş gözlüğü ve cüzdan olduğu; en fazla satın alınan taklit aksesuar ürününün takı olduğu anlaşılmaktadır.

Aşağıdaki Tablo 2’de araştırmada tüketicilerin taklit ürünlere karşı algıladıkları risk çeşitlerine ve satın alma niyetlerine ilişkin ifadelere ilişkin tanımlayıcı bilgiler yer almaktadır.

Tablo 2. Tüketicilerin Taklit Ürünlere Karşı Risk Algıları ve Taklit Ürün Satın Alma Niyetlerine Ait İstatistikler

<i>Değişken</i>	<i>İfade</i>	<i>Ort.</i>	<i>S.S.</i>	<i>Değişken</i>	<i>İfade</i>	<i>Ort.</i>	<i>S.S.</i>
Sosyal Risk	SR1	2.77	1.386	Fiziksel Risk	FR1	3.09	1.293
	SR2	2.42	1.348		FR2	3.23	1.260
	SR3	2.58	1.348		FR3	3.26	1.248
Psikolojik Risk	PR1	2.52	1.289		FR4	3.11	1.215
	PR2	2.49	1.278	Satın Alma Niyeti	SN1	2.35	1.166
	PR3	2.24	1.233		SN2	2.71	1.242
Finansal Risk	FIR1	2.81	1.313		SN3	2.60	1.184
	FIR2	3.10	1.318	SN4	2.46	1.190	
	FIR3	2.79	1.326				

Araştırmada yer alan değişkenlerden sosyal riskin ortalaması 2.6; psikolojik riskin ortalaması 2.4; fiziksel riskin ortalaması 3.2; finansal riskin ortalaması ise 2.9’dur. Ortalamalara göre; katılımcıların taklit aksesuar ürünlerine yönelik en fazla fiziksel ve finansal risk algıladıkları söylenebilir.

Araştırma Modeli İle İlgili Analizler

Araştırma modelinin analizinden önce veri setinin normal dağılımı çarpıklık ve basıklık değerleri incelenerek değerlendirilmiştir. Araştırmada yer alan değişkenlerin alt bileşenlerinin çarpıklık ve basıklık değerlerinin ± 1.5 aralığında yer aldığından normal dağıldığı varsayılmıştır. Araştırma modelini oluşturan sosyal risk, psikolojik risk, fiziksel risk, finansal risk ve taklit aksesuar satın alma niyetinden oluşan değişkenler ile ölçüm modeli oluşturulmuştur. Araştırmada analiz için SPSS AMOS 20.0 istatistik programı kullanılmıştır. Ölçüm modelinin değerlendirilmesinde uyum iyilikleri ve geçerlilik ve güvenilirlik analizleri gerçekleştirilmiştir. Bu amaçla ilk olarak araştırma modelinde yer alan değişkenlerin birleşme ve ayrışma geçerliliği ile ilgili analizler gerçekleştirilmiştir. Araştırmanın ölçüm modeline ait uyum iyiliği değerlerinin verildiği Tablo 3’e göre önerilen modele ait uyum iyiliği değerlerinin tümü literatürde tavsiye edilen kabul edilebilir eşik değerlerinin içerisinde yer almaktadır.

Tablo 3. Ölçüm Modeline ait Uyum İyiliği Değerleri

<i>Uyum İyiliği</i>	<i>χ^2/df</i>	<i>RMSEA</i>	<i>NFI</i>	<i>CFI</i>	<i>GFI</i>	<i>AGFI</i>
Önerilen model uyum iyiliği	2.275	0.06	0.945	0.968	0.927	0.896

Yapıların birleşme geçerliliğinin değerlendirilmesinde faktör yükleri, Cronbach Alpha (CA), Birleşik Güvenilirlik (CR), Açıklanan Ortalama Varyans (AVE) ayrışma geçerliliğinin değerlendirilmesinde ise yapılar arasındaki korelasyon ve Açıklanan Ortalama Varyans değerleri kullanılmıştır. Birleşme geçerliliğinde faktör yüklerinin 0.50, ideal olanın 0.70'in üzerinde, CA ve CR değerlerinin 0.70'in üzerinde, AVE değerinin 0.50'nin üzerinde olması beklenmektedir. Ayrışma geçerliliğinde ise bir yapının AVE'sinin karekökünün o yapının diğer yapılarla arasındaki korelasyondan yüksek olması gerekmektedir (Fornell, Lacker, 1981; Hair *vd.*, 2006). Tablo 4'te ölçüm modeline ait istatistikler ve Tablo 5'te ayrışma ve birleşme geçerliliğine ilişkin istatistikler sunulmuştur.

Tablo 4. Ölçüm Modeline Ait İstatistikler

<i>Faktörler</i>	<i>Regresyon Yükü</i>	<i>Std. Ed. Regresyon Yükü</i>	<i>S.E.</i>	<i>C.R.</i>	<i>p</i>
FR1 ←Fiziksel	0.957	0.821	0.049	19.675	0.000
FR2 ←Fiziksel	1.000	0.880			0.000
FR3 ←Fiziksel	0.977	0.868	0.045	21.666	0.000
FR4 ←Fiziksel	0.868	0.792	0.047	18.517	0.000
FIR1 ←Finansal	1.000	0.920			0.000
FIR2 ←Finansal	0.885	0.811	0.043	20.637	0.000
FIR3 ←Finansal	0.977	0.890	0.039	24.824	0.000
PR3 ←Psikolojik	0.760	0.765	0.038	20.044	0.000
PR2 ←Psikolojik	1.000	0.971			0.000
PR1 ←Psikolojik	0.951	0.915	0.031	31.074	0.000
SN4 ←Niyet	0.887	0.823	0.047	18.759	0.000
SN3 ←Niyet	1.000	0.932			0.000
SN2 ←Niyet	0.792	0.704	0.053	15.063	0.000
SN1 ←Niyet	0.692	0.654	0.051	13.594	0.000
SR3 ←Sosyal	0.997	0.866	0.055	18.099	0.000
SR2 ←Sosyal	1.000	0.868			0.000
SR1 ←Sosyal	0.896	0.756	0.057	15.834	0.000

Tablo 4 ve Tablo 5'te yer alan sonuçlar değerlendirildiğinde, değişkenlere ait faktör yüklerinin tamamı 0.50'nin üzerinde olup, CA ve CR değerleri 0.70'in ve AVE değeri 0.50'nin üzerindedir. Bu sonuçlara göre araştırmada kullanılan yapılar birleşme geçerliliğine sahiptir. Yapıların ayrışma geçerliliği değerlendirildiğinde ise her bir yapının AVE değerinin karekökünün o yapının diğer yapılarla arasındaki korelasyondan büyük olduğu görülmektedir. Bu da yapıların ayrışma geçerliliğini sağladığını göstermektedir.

Tablo 5. Ayrışma ve Birleşme Geçerliliğine Ait Sonuçlar

	<i>Niyet</i>	<i>Finansal</i>	<i>Psikolojik</i>	<i>Sosyal</i>	<i>Fiziksel</i>
<i>Niyet</i>	(0.786)*				
<i>Finansal</i>	-0.527	(0.875)*			
<i>Psikolojik</i>	-0.286	0.614	(0.888)*		
<i>Sosyal</i>	-0.164	0.325	0.474	(0.832)*	
<i>Fiziksel</i>	-0.397	0.738	0.576	0.263	(0.841)*
<i>CA</i>	0.871	0.906	0.910	0.868	0.904
<i>CR</i>	0.864	0.907	0.917	0.870	0.906
<i>AVE</i>	0.617	0.765	0.788	0.692	0.707

*AVE değerlerinin karekökü

Sonuç olarak ayrışma ve birleşme geçerliliği kriterlerine göre araştırmada yer alan yapıların geçerli ve güvenilir bir model oluşturduğu söylenebilir.

Araştırma Modelinin Analizi

Araştırmada yer alan yapıların ayrışma ve birleşme geçerlilikleri değerlendirildikten sonra araştırma modelinin analizi aşamasına geçilmiştir. Araştırma modeline ilişkin sonuçlar değerlendirilmeden önce modele ait uyum iyiliği değerleri incelenmiştir. Tablo 6'da araştırma modeline ilişkin uyum iyiliği değerleri sunulmuştur.

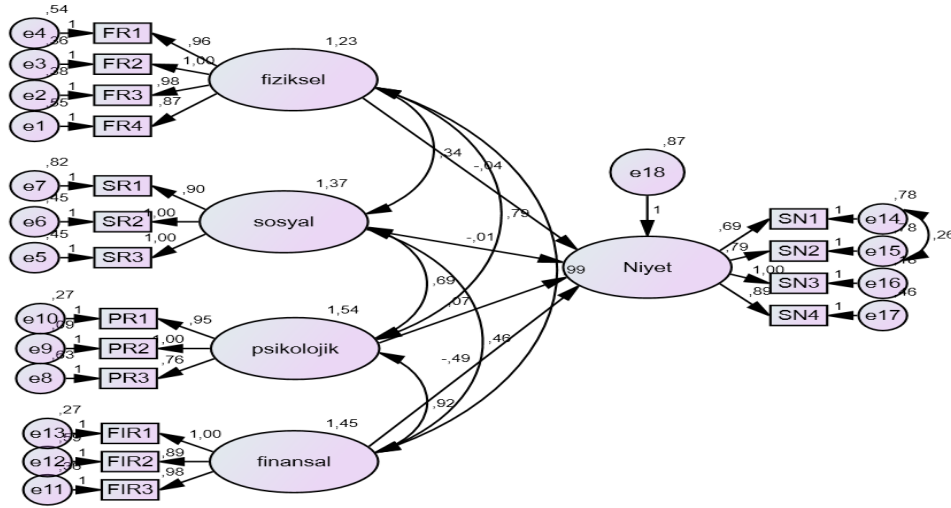
Tablo 6. Araştırma Modeline Ait Uyum İyiliği Değerleri

<i>Uyum İyiliği</i>	χ^2/df	RMSEA	NFI	CFI	GFI	AGFI
<i>Önerilen model uyum iyiliği</i>	2.275	0.06	0.945	0.968	0.927	0.896

Elde edilen değerler literatürde tavsiye edilen eşik değerler arasında yer aldığından araştırma modelinin kabul edilebilir uyum iyiliklerine sahip olduğu söylenebilir.

Araştırmada kurulan hipotezlerin analiz sonuçlarına değerlendirildiğinde, Şekil 2 ve Tablo 7'de de görüldüğü gibi tüketicilerin taklit ürün satın alma niyetlerini etkileyen risk faktörlerinden yalnız finansal riskin tüketicilerin satın alma niyetini azalttığı anlaşılmaktadır. Diğer risk faktörlerinin tüketicinin taklit aksesuar satın alma niyetini etkilemediği görülmektedir.

Şekil 2. Araştırma Modeline ait Yol Analizi



Tablo 7. Araştırma Hipotezlerinin Değerlendirilmesi

İlişkiler	β	Std. Ed. β	t	p	Hipotez
Niyet \leftarrow Sosyal	-0.012	-0.013	-0.208	0.835	Desteklenmedi
Niyet \leftarrow Psikolojik	0.066	0.074	1.003	0.316	Desteklenmedi
Niyet \leftarrow Finansal	-0.494	-0.541	-5.964	0.000	Desteklendi
Niyet \leftarrow Fiziksel	-0.038	-0.038	-0.438	0.661	Desteklenmedi

Önerilen modelin analizinden sonra araştırmanın ikinci aşamasında cinsiyet değişkeninin araştırmanın önerilen modeli üzerinde düzenleyici rolünün olup olmadığını belirlemek amacıyla AMOS 20.0 kullanılarak çoklu grup analizi (*multi-group analysis*) yapılmıştır. Çoklu grup analizinde sınırlandırılmış ve sınırlandırılmamış araştırma modellerinin ki kare farklılıkları değerlendirilerek araştırma modelinin cinsiyete göre farklılaşp farklılaşmadığı incelenmiştir. Tablo 8’de çoklu grup analizine ilişkin uyum iyilikleri, Tablo 9’da ise çoklu grup analiz sonuçları verilmiştir.

Tablo 8. Cinsiyete Dayalı Çoklu Grup Analizi Model Uyum İyilikleri

Uyum İyiliği	χ^2/df	RMSEA	NFI	CFI	GFI	AGFI
Önerilen model uyum iyiliği	1.871	0.050	0.911	0.956	0.881	0.837

Tablo 8’de gösterildiği üzere; cinsiyetin moderatör etkisinin test edildiği araştırma modelinin uyum iyilikleri literatürde verilen eşit sınırların içerisinde yer almaktadır.

Tablo 9. Cinsiyete Dayalı Çoklu Grup Analizi Sonuçları

	<i>Ki-Kare</i>	<i>df</i>	<i>p</i>
Genel Model			
Sınırlandırılmamış Model (<i>Unconstrained</i>)	415.286	222	
Sınırlandırılmış Model (<i>Fully constrained</i>)	423.604	235	
Grup Sayısı		2	
Farklılık	8.318	13	0.822

Analiz sonucunda ana model sonuçlarında ki gibi finansal risk satın alma niyetini anlamlı bir şekilde etkilemektedir. Analiz sonucunda elde edilen model sınırlandırılmamış model olarak ifade edilmektedir. Ancak çoklu grup analizinde erkek ve kadın arasındaki bu farklılığın anlamlı bir olup olmadığının araştırılması gerekmektedir. Bu amaçla sınırlandırılmamış modelden her iki grupta da anlamsız olan ilişkilerin (sosyal risk, fiziksel risk ve psikolojik risk) modelden çıkarılması sonucunda model tekrar çalıştırılarak sınırlandırılmış model elde edilmiştir. Bu noktadan sonra her iki modelin ki-kare değerleri belirlenerek, bu değerlerin farkının anlamlılığı araştırılmıştır. Sınırlandırılmış modelde finansal riskin satın alma üzerindeki etkisi erkeklerde $\beta=-0.460$; $t:-6.270$; $p:0.000$ iken, kadınlarda $\beta=-0.514$; $t:-8.026$; $p:0.000$ olduğu tespit edilmiştir. Cinsiyete dayalı modelin ki-kare değerleri arasındaki fark ve bu farkın anlamlılığının yer aldığı Tablo 9'dan anlaşıldığı üzere, model seviyesinde anlamlı bir farklılık bulunamamıştır. Bu nedenle her ne kadar ilişkiler cinsiyet açısından yol bazında anlamlı ise de, model seviyesinde anlamlı bir farklılık bulunamadığı için cinsiyetin önerilen modelde düzenleyici bir etkisinin olduğunu söylemek mümkün değildir.

SONUÇ

Taklit ürün üretim ve tüketim olgusu bugün tüm dünyada üzerine düşünen ve çözüm aranan konulardan biridir. İşletmelerin büyük çabalar harcayarak oluşturdukları ürünler ve markalar yasal olmayan ve orijinal markaya zarar verecek şekilde taklitçiler tarafından üretilmekte ve pazara sunulmaktadır. Böyle durumlarda işletmeler orijinal ürün satışında azalma gibi maddi ve orijinal marka imajının zedelenmesi gibi maddi olmayan kayıplar yaşamaktadır. Taklitçilik ile karşı karşıya kalan işletmeler optimum karlılığa ulaşma, çalışanlarının refahını ve istihdam sürekliliğini sağlama, topluma hizmet etme gibi en temel işletme amaçlarına dahi ulaşmakta güçlük çekmektedirler. Satış gelirlerinde azalma, marka değerinin düşmesi orijinal ürün üreten işletmelerde istihdam sorunlarına neden olmaktadır. Yaşanan istihdam problemleri ise makro düzeyde ülke ekonomisine zarar vermektedir. Konu Türkiye özelinde değerlendirildiğinde ise taklit ürün üreten ülkeler arasında Türkiye'nin ön sıralarda olması büyük bir probleme işaret etmektedir. Dünya'da Çin malı ürünlere yönelik

olumsuz menşei ülke algısının benzer şekilde Türkiye’de üretilmiş ürünlere karşı da hissedilmesi, uzun vadede dünya markası olmaya aday işletmelerin ürünlerine ve markalarına zarar vereceği gibi büyüme ve gelişme potansiyeline sahip ülke ekonomisini de olumsuz etkileyecektir.

Taklit ürünlerin üretimi ve tüketimi konusu çok taraflı ve çok boyutlu bir yapıdadır. Araştırmada, finansal riskin taklit aksesuar ürünü satın alma niyetinin güçlü bir belirleyicisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç; Leisen ve Nill (2001), Maldonado ve Hume (2005) ve Viot *vd.*’nin (2014) bulgularını desteklemektedir. Tüketiciler taklit ürün satın alarak paralarını boşa harcayacaklarını, taklit ürün satın almayı finansal bir kayıp olarak gördüklerini, satın alınan ürünün verilen paranın karşılığını vermeyeceğini düşündüklerine yönelik güçlü bir inanca sahip olduğu söylenebilir. Tüketici finansal kaybı önemsemektedir. Bu sonuca göre; tüketici de negatif talep oluşturmak için gerek devletin gerekse sivil toplum kuruluşlarının toplumu bilinçlendirmeye yönelik her türlü iletişim mesajlarında tüketicinin yaşayacağı finansal kayıplara vurgu yapılmalıdır. Orijinal ürün üreten markalar pazarlama uygulamaları ve programlarında tüketicilerin yaşayacakları finansal kayıplara vurgu yaparak yaşayacakları finansal kayıpların önüne geçebilirler.

Araştırmada sosyal riskin satın alma niyeti üzerinde bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Tüketicilerin taklit ürünlere karşı algıladıkları sosyal riskin satın alma niyetine etkisinin olmamasının sebeplerinin başında birçok ünlü aksesuar markasına ait ürünlerin Türkiye’nin hemen hemen her bölgesinde dükkanlarda, mağazalarda ve pazarlarda satılması ve yaygın olarak kullanılıyor olması olabilir. Ürünleri her yerde gören, kullanan ve kolaylıkla satın alabilen tüketici için bu ürünleri kullanmak sosyal gruplarından dışlanma, eleştirilme gibi kaygılara sebep olmuyor, tersine sosyal ilişki geliştirmelerine sebep olabilir. Lan *vd.*’ne (2012: 293) göre tüketiciler birbirleri ile taklit ürünler konusunda olumlu ve olumsuz ağızdan ağıza iletişime geçmektedirler ve bu iletişimler ürünlerin satın alma davranışlarını etkilemektedir. Bundan da öte; taklit ürün satın alma açısından, tüketicilerin birbirleri ile olumlu ağızdan ağıza iletişimlerinin etkisi olumsuz ağızdan ağıza iletişimlerinden daha güçlüdür. Dolayısıyla aslında tüketici bu tür ürünlerle ilgili paylaşımlarını sosyalleşme aracı olarak kullanabilmektedir.

Araştırmada fiziksel risk algısının tüketicinin taklit ürün satın alma niyetini etkilemediği görülmektedir. Aksesuar olarak kullanılan ürünler fiziksel olarak tüketiciye ciddi etkiler yaratacak ürünler olarak algılanmıyor olabilir. Hâlbuki bazı metallerin vücuda zararları konusunda çalışmalar bulunmaktadır. Ehrlich *vd.* (2001) metal içerikli takıların örneğin; piercing kullanımının metal içeriği nedeniyle vücutta alerjiye sebep olabildiğini söylemektedir. Taklit bir takımın metal içeriğinin ne olduğu bilinemeyeceğinden, ciddi alerjilere sebep olma ihtimali yüksek olabilir. Dolayısıyla

tüketicinin taklit ve sahte ürünlerin muhtemel fiziksel zararlarından haberdar edilmesi gerekmektedir.

Araştırmanın bir diğer sonucu tüketicinin psikolojik risk algısının taklit aksesuar satın alma niyetini etkilemediğidir. Bu sonuç, araştırmaya katılan tüketicilerin bu tür bir ürün alımını içselleştirmedikleri ve önemsemedikleri olarak yorumlanabilir. Bu sonucun muhtemel sebebi araştırma için seçilen aksesuar ürünlerinde satın alma kararı ilgileniminin düşük olması ihtimalidir. Tüketicilerin aksesuar ürünlerini satın alma kararı tüketicilerde endişe, kararsızlık, pişmanlık gibi psikolojik duygulara neden olabilecek zor bir karar değildir. Tüketicilere yönelik taklit ve sahte ürünlerle ilgili iletişimlerde, ürünlerin ticaretinin ülke ekonomisine ve imajına verdiği zararlar vurgulanarak; bu ürünlerin ticareti ile ilgili ekonomik, toplumsal ve bireysel kaygılar duymaları ve dolayısıyla ürünleri satın almaktan kaçınmaları sağlanabilir.

Son olarak araştırmada cinsiyet değişkeninin tüketicilerin algıladıkları risklerin taklit ürünleri satın alma niyetine etkisinde düzenleyici rolü olup olmadığı araştırılmış olup, model seviyesinde anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir. Bu doğrultuda kadın ve erkekler arasında taklit ürünler ilgili çeşitli risk algılarının satın alma niyetleri üzerinde anlamlı bir şekilde farklılaşmadığı ifade edilebilir.

Bu araştırmada sonuçları örnekleme sınırlıdır. Bu nedenle genelleme yapılamaz. Ayrıca örneklemin sahip olduğu demografik özelliklerin homojen olmaması bulguların yorumlanmasında araştırmacıları sınırlandırmaktadır. Bu nedenle araştırmanın daha homojen gruplarda tekrarlanması faydalı olacaktır. Ayrıca farklı ürün kategorilerinde risk boyutlarının etkileri farklılaşabilir. Farklı ürün kategorilerinde araştırmanın tekrarlanması ve bulguların karşılaştırmalı olarak tartışılmasının önemli katkılar sağlayacağı düşünülmektedir. Gelecekte araştırmacıların bireysel, toplumsal, ekonomik ve yasal yönlerini bulunan, işletmeleri ve tüketicileri ise yakından ilgilendiren taklit ürünleri araştırma konusu yapmaları hem konunun önemini daha iyi anlaşılmasına ve çözüm önerileri geliştirilmesine hem de ulusal yazının gelişmesine katkı sağlayacaktır. Özellikle, tüketici davranışlarına yönelik yapılacak çalışmalar konunun daha iyi anlaşılmasına ve soruna etkili çözümler bulunmasında önemli bir rol üstelenecektir. Ayrıca cinsiyet ve diğer demografik değişkenlerin taklit ürün satın alma davranışları ile ilgili önerilecek farklı modeller üzerindeki düzenleyici etkisi araştırılmalıdır.

KAYNAKÇA

- Albarq, A.N. (2015), "Counterfeit Products and the Role of the Consumer in Saudi Arabia", *American Journal of Industrial and Business Management*, 5(12), 819-827.
- Al-Rafee, S., T.P. Cronan (2006), "Digital Piracy: Factors that Influence Attitude Toward Behavior", *Journal of Business Ethics*, 63(3), 237-259.

- Ang, S.H. , S.P. Cheng, A.C.E. Lim, K.S. Tambyah (2001), "Spot the Difference: Consumer Responses Towards Counterfeits", *Journal of Consumer Marketing*, 18(3), 219-235, <https://doi.org/10.1108/07363760110392967>
- Bavar, A., H. Tahmasebifard, B. Kheiry (2017), "Studying the Factors Affecting Consumers Complicity with Counterfeit Products", *Business Management and Strategy*, 8(1), 39-57.
- Bian, X., L. Moutinho (2011), "Counterfeits and Branded Products: Effects of Counterfeit Ownership", *Journal of Product & Brand Management*, 20(5), 379-393.
- Bian, X., K.Y. Wang, A. Smith, N. Yannopoulou (2016), "New Insights Into Unethical Counterfeit Consumption", *Journal of Business Research*, 69(10), 4249-4258. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jbusres.2016.02.038>.
- Bloch, P.H., F.R. Bush, L. Campbell (1993), "Consumer "Accomplices" in Product Counterfeiting: A Demand Side Investigation", *Journal of Consumer Marketing*, 10(4), 27-36, <https://doi.org/10.1108/07363769310047374>
- Campbell, M.C., R.C. Goodstein (2001), "The Moderating Effect of Perceived Risk on Consumers' Evaluations of Product Incongruity: Preference for the norm", *Journal of Consumer Research*, 28(3), 439-449.
- Cases, A.S. (2002), "Perceived Risk and Risk-Reduction Strategies in Internet Shopping", *The International Review of Retail, Distribution and Consumer Research*, 12(4), 375-394.
- Chaudhry, P.E., S.S., Chaudhry, S.A. Stumpf, H. Sudler (2011), "Piracy in Cyber Space: Consumer Complicity, Pirates and Enterprise Enforcement", *Enterprise Information Systems*, 5(2), 255-271.
- Chaudhry, P.E., S.A. Stumpf (2011), "Consumer Complicity with Counterfeit Products", *Journal of Consumer Marketing*, 28(2), 139-151.
- Chaudhry, P., A. Zimmerman (2013), "*The Global Growth of Counterfeit Trade*", In: *Protecting Your Intellectual Property Rights, Management for Professionals*, New York, NY.: Springer.
- Cheng, S.I., H.H. Fu, L.T.C. Tu (2011), "Examining Customer Purchase Intentions for Counterfeit Products Based on A Modified Theory of Planned Behavior", *International Journal of Humanities and Social Science*, 1(10), 278-284.
- Chiu, W., K-Y. Lee, D. Won (2014), "Consumer Behavior Toward Counterfeit Sporting Goods", *Social Behavior and Personality: An International Journal*, 42(4), 615-624.
- de Matos, A.C., C. Trindade Ituassu, C.A. Vargas Rossi (2007), "Consumer Attitudes Toward Counterfeits: A Review and Extension", *Journal of Consumer Marketing*, 24(1), 36-47.
- Ehrlich, A., M. Kucenic, D.V. Belsito (2001), "Role of Body Piercing in the Induction of Metal Allergies", *Dermatitis*, 12(3), 151-155.
- Eisend, M., P. Schuchert-Guler (2007), "Do Consumers Mind Buying Illicit Goods? The Case of Counterfeit Purchases", *ACR European Advances*, 8(1), 124-125.
- Eisend, M., P. Schuchert-Güler (2006), "Explaining Counterfeit Purchases: A Review and Preview", *Academy of Marketing Science Review*, 1, 1-22.

- Engizek, N., A. Şekerkaya (2015), "Tüketicilerin Lüks Markaların Taklitlerini Satın Alma Seviyeleri Açısından Farklılıklarının İncelenmesi Üzerine Bir Araştırma", *Öneri Dergisi* 11(43), 145-184.
- Ergin, E. (2010), "The Rise in the Sales of Counterfeit Brands: The Case of Turkish Consumers", *African Journal of Business Management*, 4(10), 2181-2186.
- Fornell, C., D.F. Larcker (1981), "Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error", *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50.
- Gentry, J.W., S. Putrevu, C. Shultz II, S. Commuri (2001) ,"How Now Ralph Lauren? the Separation of Brand and Product in a Counterfeit Culture", in NA - *Advances in Consumer Research* 28, eds. Mary C. Gilly and Joan Meyers-Levy, Valdosta, GA : Association for Consumer Research, 258-265.
<http://www.acrwebsite.org/volumes/8485/volumes/v28/NA-28>.
- Grossman, G.M., C. Shapiro (1988), "Foreign Counterfeiting of Status Goods", *The Quarterly Journal of Economics*, 103(1), 79-100. <http://www.jstor.org/stable/1882643>.
- Ha, H.Y. (2002), "The Effects of Consumer Risk Perception on Pre-purchase Information in Online Auctions: Brand, Word-of-Mouth, and Customized Information," *Journal of Computer-Mediated Communication*, 8(1),
<http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1083-6101.2002.tb00160.x/full>
E.T. 27.07.2017
- Hair, J.F., W.C. Black, B.J. Babin, R.E. Anderson, R.L. Tatham (2006), *Multivariate Data Analysis*, (Vol.6.), Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall.
- Harvey, P.J., W.D. Walls (2003), "Laboratory Markets in Counterfeit Goods: Hong Kong Versus Las Vegas", *Applied Economics Letters*, 10(14), 883-887.
- Jacoby, J., L.B. Kaplan (1972),"The Components of Perceived Risk", in SV - Proceedings of the Third Annual Conference of the Association for Consumer Research, eds. M. Venkatesan, Chicago, IL : Association for Consumer Research, Pages: 382-393.
- Jirotmontree, A. (2013), "Business Ethics and Counterfeit Purchase Intention: A Comparative Study on Thais and Singaporeans", *Journal of International Consumer Marketing*, 25(4), 281-288.
- Kaplan, L.B., J.G. Szybillo, J. Jacoby (1974), "Components of Perceived Risk in Product Purchase: A Cross-Validation", *Journal of applied Psychology*, 59(3), 287-291.
- Klarmann, C., K.P. Wiedmann, N. Hennigs (2013), "Luxury Longing and Counterfeit Complicity: A Consumer Typology Based on The Perception of Luxury Value and Counterfeit Risk", *Luxury Marketing Luxury Marketing A Challenge for Theory and Practice* (Eds. Klaus-Peter Wiedmann • Nadine Hennigs). Springer Gabler, DOI 10.1007/978-3-8349-4399-6.
- Koklic, M.K. (2011), "Non-Deceptive Counterfeiting Purchase Behavior: Antecedents of Attitudes and Purchase Intentions", *Journal of Applied Business Research*, 27(2), 127-138.
- Kurtuluş, K. (2004), *Pazarlama Araştırmaları*, İstanbul: Literatür yayınları.

- Kwong, K.K., O.H. Yau, J.S. Lee, L.Y. Sin, C.B. Alan (2003), "The Effects of Attitudinal and Demographic Factors on Intention to Buy Pirated CDs: The Case of Chinese Consumers", *Journal of Business Ethics*, 47(3), 223-235.
- Leisen, B., A. Nill (2001), "Combating Product Counterfeiting: An Investigation Into The Likely Effectiveness of A Demand-Oriented Approach", American Marketing Association. Conference Proceedings, Vol. 12, American Marketing Association.
- Lim, N. (2003), "Consumers' Perceived Risk: Sources Versus Consequences", *Electronic Commerce Research and Applications*, 2(3), 216-228.
- Maldonado, C., E.C. Hume (2005), "Attitudes Toward Counterfeit Products: An Ethical Perspective" *Journal of Legal, Ethical and Regulatory Issues*, 8(1/2), 105-117.
- Michaelidou, N., G. Christodoulides (2011), "Antecedents of Attitude and Intention Towards Counterfeit Symbolic and Experiential Products", *Journal of Marketing Management*, 27(9-10), 976-991.
- Mir, A.I. (2013), "Examination of Attitudinal And Intentional Drivers of Non-Deceptive Counterfeiting in A South Asian context." *Journal of Business Economics and Management*, 14(3), 601-615.
- Mitchell, V.W. (1992), "Understanding Consumers' Behavior: Can Perceived Risk Theory Help?", *Management Decision*, 30(3), 26- 31.
- Mitchell, V.W., M. Greatorex (1993), "Risk Perception and Reduction in the Purchase of Consumer Services", *The Services Industries Journal*, 13(4), 179-200.
- Mitra, Kaushik, C. Michelle Reiss, M.C. Louis (1999), "An Examination of Perceived Risk, Information Search and Behavioral Intentions in Search, Experience and Credence Services", *Journal of Services Marketing*, 13(3), 208-228.
- ODCE-OECD (1998). The Economic Impact of Counterfeiting, <http://www.oecd.org/industry/ind/2090589.pdf>, E.T.: 26.07.2017
- OECD, <http://www.oecd.org/industry/global-trade-in-fake-goods-worth-nearly-half-a-trillion-dollars-a-year.htm>, E.T.: 26.07.2017
- OECD/EUIPO (2016), *Trade in Counterfeit and Pirated Goods: Mapping the Economic Impact*, OECD Publishing, Paris. <http://dx.doi.org/10.1787/9789264252653-en>
- Peter, J.P., C.J. Olson (2008), *Consumer Behavior and Marketing Strategy*, Mcgraw-International Edition, New York.
- Phau, I., M. Sequeira, S. Dix (2009), "Consumers' Willingness to Knowingly Purchase Counterfeit Products", *Direct Marketing: An International Journal*, 3(4), 262-281, <https://doi.org/10.1108/17505930911000865>
- Poddar, A., J. Foreman, S.S. Banerjee, P.S. Ellen (2012), "Exploring the Robin Hood effect: Moral Profiteering Motives for Purchasing Counterfeit Products", *Journal of Business Research*, 65(10), 1500-1506, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jbusres>. E.T.: 2011.10.017.
- Pueschel, J., C., Chamaret, B. Parguel (2017), "Coping with Copies: The Influence of Risk Perceptions in Luxury Counterfeit Consumption in GCC Countries", *Journal of Business Research*, 77, 184-194.

- Schiffman, L.G., L.L. Kanuk (2004), *Consumer Behavior*, Eighth Edition, Pearson Education International, New Jersey.
- Seyrek, İ.H., M. Sürme (2016), "Üniversite Öğrencilerinin Taklit Ürün Satın Alma Niyetlerine Etki Eden Faktörler", *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 14(3), 111-123.
- Spark, L. (2010), "The Demographic Factors Affecting University Students' Intention to Pirate Software", in *What Kind of Information Society? Governance, Virtuality, Surveillance, Sustainability, Resilience* (pp. 22-32). Springer, Berlin, Heidelberg.
- Stone, R.N., K. Grønhaug (1993), "Perceived Risk: Further Considerations for the Marketing Discipline", *European Journal of Marketing*, 27(3), 39-50.
- Sullivan, B.A., M.S. Chermak (2013), "Product Counterfeiting and the Media: Examining News Sources Used in the Construction of Product Counterfeiting As A Social Problem", *International Journal of Comparative and Applied Criminal Justice*, 37(4), 295-316.
- Tang, F., V.I., Tian, J. Zaichkowsky (2014), "Understanding Counterfeit Consumption", *Asia Pacific Journal of Marketing and Logistics*, 26(1), 4-20.
- Thaichon, P., S. Quach (2016), "Dark Motives-Counterfeit Purchase Framework: Internal and External Motives Behind Counterfeit Purchase via Digital Platforms", *Journal of Retailing and Consumer Services*, 33, 82-91.
- Tjiptono, F., D. Arli (2016), "Gender and Digital Privacy: Examining Determinants of Attitude Toward Digital Piracy Among Youths in an Emerging Market", *International Journal of Consumer Studies*, 40(2), 168-178.
- Viot, C., L.A., Roux, F. Krémer (2014), "Attitude Towards the Purchase of Counterfeits: Antecedents and Effect on Intention to Purchase", *Recherche et Applications en Marketing* (English Edition), 29(2), 3-31.
- Wang, F., H. Zhang, H. Zang, M. Ouyang (2005), "Purchasing Pirated Software: an Initial Examination of Chinese Consumers", *Journal of Consumer Marketing*, 22(6), 340-351, <https://doi.org/10.1108/07363760510623939>
- Wilson, J.M. (2017), "The Future of Brand Protection: Responding to the Global Risk", *Journal of Brand Management*, 24(3), 1-13.

TÜRKİYE'DE UZUN DÖNEM EKONOMİK BÜYÜMENİN BELİRLEYİCİLERİNİN ARDL, FMOLS, DOLS VE CCR YÖNTEMLERİYLE TAHMİNİ

*Hacettepe Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi Dergisi,
Cilt 36, Sayı 4, 2018,
s. 39-58*

Levent ERDOĞAN

Doç.Dr., Anadolu Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
lerdogan@anadolu.edu.tr

Reşat CEYLAN

Doç.Dr., Pamukkale Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
ceylan@pau.edu.tr

Ahmet TIRYAKI

Doç.Dr., Anadolu Üniversitesi
Açıköğretim Fakültesi
İktisadi ve İdari Programlar Bölümü
ahmettiryaki@anadolu.edu.tr

Öz: Bu çalışmanın iki amacı vardır; birincisi, Genişletilmiş Neo-Klasik Büyüme Modeline dayanan bütüncül bir üretim fonksiyonunu temel alarak 1965-2015 yılları arasında ARDL yaklaşımı ile Türkiye'de uzun dönem ekonomik büyümenin temel belirleyicilerini araştırmaktır. İkincisi ise ARDL yöntemi ile elde edilen sonuçları yeni eş-bütünleşme metotlarından olan FMOLS, DOLS ve CCR yöntemlerinden yararlanarak doğrulamak ve elde edilen sonuçların güvenilirliğini artırmaktır. Ampirik bulgular Türkiye'de uzun dönem ekonomik büyümenin temel belirleyicilerinin sermaye stokundaki ve enerji tüketimindeki artışların olduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca sonuçlar, literatürün aksine, beşeri sermayenin ekonomik büyümeye katkısının olmadığını veya varsa zayıf etkisinin olduğunu desteklemektedir.

Anahtar Sözcükler: *Ekonomik büyüme, ARDL, FMOLS, DOLS, CCR, Türkiye.*

**ESTIMATION OF THE
DETERMINANTS OF LONG RUN
ECONOMIC GROWTH IN TURKEY
BY USING THE ARDL, FMOLS,
DOLS, AND CCR APPROACHES**

*Hacettepe University
Journal of Economics
and Administrative
Sciences
Vol. 36, Issue 4, 2018,
pp. 39-58*

Levent ERDOĞAN

Assoc.Prof.Dr., Anadolu University
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of Economics
lerdogan@anadolu.edu.tr

Reşat CEYLAN

Assoc.Prof.Dr., Pamukkale University
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of Economics
ceylan@pau.edu.tr

Ahmet TİRYAKİ

Assoc.Prof.Dr., Anadolu University
Açıköğretim Fakültesi
İktisadi ve İdari Programlar Bölümü
ahmettiryaki@anadolu.edu.tr

Abstract: The aim of this study is twofold; the first one is, by using “Augmented Neo-classical Growth Model” as a base, to investigate the determinants of the long-run economic growth of Turkey benefiting from the ARDL approach for the period of 1965 to 2015, using annual data. The second aim is to confirm and emphasize the results of ARDL approach by using the new co-integration methods of FMOLS, DOLS and CCR. Empirical results show that the determinants of long run economic growth are the growth of physical capital stock and the growth of energy use. However, empirical results support that, different from the literature, the contribution of human capital to economic growth in Turkey is none or weakly statistically significant.

Keywords: *Economic growth, ARDL, FMOLS, DOLS, CCR, Turkey.*

GİRİŞ

Ekonomik büyüme modelleri genel olarak ekonomik büyümenin temel belirleyicilerinin hangi değişkenler olduğunu ortaya koymak ve bu değişkenlerdeki değişmelerin çıktı düzeyinde ne kadarlık bir değişime sebep olacağını belirlemek amacıyla geliştirilmiştir. Dışsal ve içsel büyüme modellerinin temel amacı da budur. Neo-klasik Solow büyüme modelinde (1956) ve bu model temel alınarak Mankiw vd. (1992) tarafından geliştirilmiş “Genişletilmiş Neo-Klasik Büyüme Modelinde (GNKBM)” bir ekonominin belli bir dönemde veri teknoloji ve üretim faktörleriyle ne kadar mal ve hizmet üretebileceği ortaya konmaktadır. Ayrıca bu modeller, ekonominin çıktı düzeyini belirleyen ve kısaca “ekonominin üretken kapasitesi” olarak tanımlanan üretim teknolojisi ve üretim faktörlerinin hangi değişkenler olduğunu ve bu değişkenlerdeki büyümenin ekonomik büyümeye ne kadar katkıda bulunacağını belirlemeyi amaçlar. Neo-klasik büyüme modellerine göre, ekonomik büyümenin temel belirleyicileri teknolojik gelişme hızı, emek ve sermaye stoklarındaki büyümedir. GNKBM’nde ise Neo-klasik büyüme modelinden farklı olarak fiziki sermayenin yanına beşeri sermaye stoku da eklenmektedir. Bu şekilde GNKBM’ne beşeri sermayenin eklenmesi, Solow (1956) modelinin tahmin gücünü artırmaktadır. GNKBM’ne bahsi geçen üretim faktörlerinin yanına ekonomide kullanılan enerji miktarı da eklenebilir ki bu durumda üretim fonksiyonu genişletilerek modelin tahmin gücü bir kez daha artırılmış olur.

Bu çalışmada, Ilesanmi ve Tewari (2017) ve Asafu-Adjaye vd. (2016)’nin çalışmalarından yararlanılarak, Genişletilmiş Neo-Klasik Büyüme Modeli’ne dayanan, $Y_t = f(K_t, H_t, E_t)$ şeklinde bütüncül bir üretim fonksiyonu kullanılmıştır. Bu eşitlik, reel çıktı düzeyindeki (Y_t) değişimlerin; fiziki sermaye stokunun (K_t), beşeri sermaye stokunun (H_t) ve toplam fosil yakıt tüketimindeki (E_t) değişimlerin fonksiyonu olduğunu ifade etmektedir.

Mankiw vd. (1992) yatırım ve nüfus büyüme oranlarının beşeri sermaye tarafından etkilendiğini öne sürerek sermaye stokunun, fiziksel sermaye stoku ve beşeri sermaye stoku şeklinde ayrıştırılarak üretim fonksiyonunda temel açıklayıcı değişkenler olarak kullanılması gerektiğini vurgulamıştır. Bu değişkenlerin birlikte ele alınması modellerde dışlanan değişken sapmasına yol açabilir ve hatalı ya da sapmalı tahmin potansiyeli yaratabilir (Asafu-Adjaye, 2016). Ayrıca, beşeri sermayenin modele dâhil edilmesinin bir diğer nedeni, girdiler arası tamamlayıcılık ilişkilerinin de ortaya konması bakımından önem taşımaktadır (Lütkepol, 1982). Ilesanmi ve Tewari (2017), Asafu-Adjaye vd. (2016), Fang ve Chang (2016)’a göre beşeri sermaye stokundaki artışlar, enerji tüketimi de eklenerek, fiziksel sermaye stoku ve diğer üretim faktörlerinin verimliliğini artırabilir.

Bu çalışmada, Türkiye’de 1965-2015 yılları arasındaki dönemde yıllık veri kullanarak ekonomik büyümenin uzun dönem belirleyicilerinin hangi faktörler olduğunu belirlemek amacıyla hali hazırdaki iktisat literatüründen farklı olarak Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeli Model yöntemi (*Autoregressive Distributed Lag (ARDL)*) uygulanmıştır. ARDL, makroekonomik değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkilerin analiz edilmesinde kullanılan bir yöntem olup, kullanılan serilerin düzeyde ya da farkta durağan olmaları durumunda bile örnekleme bilgi kaybına neden olmadan sağlıklı sonuçlar verebilmektedir. Ayrıca, küçük örneklem durumunda da güvenilir tahminler sunabilmektedir. Bunun yanısıra, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerin ortaya konmasında tahmin sürecinde ortaya çıkan içsellik sorunu ve elde edilen uzun dönem katsayılarının yorumlanamaması sorunlarını tam anlamıyla aşabilmek amacıyla Modifiye Edilmiş Sıradan En Küçük Kareler Yöntemi (*Fully Modified OLS (FMOLS)*), Dinamik Sıradan En Küçük Kareler Yöntemi (*Dynamic OLS (DOLS)*) ve Kanonik Eşbütünleşik Regresyon (*Canonical Cointegrating Regression (CCR)*) yöntemleri kullanılmıştır. Bu ek yöntemlerin kullanılmasının amacı, ARDL yöntemi ile elde edilen sonuçların tutarlılığını ve güvenilirliğini yeni eşbütünleşme yöntemleriyle test edebilmek ve elde edilen katsayıları yorumlayabilme olanağı sağlamaktır.

Çalışmanın planı şu şekildedir; İlk olarak ilgili iktisat literatürü tanıtılmış, daha sonra teorik model, ekonometrik metodoloji ve veri seti detaylandırılmıştır. Üçüncü olarak ampirik sonuçlar tartışılıp, sonuç ve öneriler verilmiştir.

1. LİTERATÜR ÖZETİ

Ekonomik büyümenin uzun dönem belirleyicilerinin hangi faktörler olduğunu teorik olarak açıklamak ve bu değişkenlerin neler olduğunu ampirik olarak belirlemek amacıyla iktisat literatüründe çok sayıda teorik ve ampirik çalışma mevcuttur. Teorik olarak her ne kadar ekonomik büyümenin temel belirleyicilerinin teknoloji, sermaye birikimi, beşeri sermaye stoku ve enerji kullanımındaki artışlar olduğu sabit olsa da, ampirik bulgular ülkelere, tahmin yapılan dönem ve yöntem ve kullanılan ekonomik modele göre farklılıklar göstermektedir.

Fiziki sermaye stoku birikimi ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini araştıran çok sayıda teorik ve ampirik çalışma mevcuttur. Bu çalışmalardan bazıları Oh ve Lee (2004), Perkins *vd.* (2005), Adebola (2011), Gill *vd.* (2012) ve Yıldırım, Aslan (2012) şeklinde sıralanabilir. İlgili çalışmaların sonuç ve bulguları, genel olarak fiziki sermaye birikiminden ekonomik büyümeye doğru nedensellik olduğunu destekler niteliktedir. Ayrıca, Narayan ve Smyth (2008) G-7 ülkeleri için uzun dönemde sermaye stoku ve enerji tüketiminin ekonomik büyümeye neden olduğu bulgusuna ulaşmışlardır.

Enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi sektörel ve ulusal düzeyde araştıran Kraft ve Kraft (1978), Mielnik ve Goldemberg (2002), Ziramba (2009), Kebede *vd.* (2010), Bildirici *vd.* (2012), Amar, (2013), Bildirici ve Bakirtas (2014) ve Ilesanmi ve Tewari (2015) gibi çok sayıda çalışma mevcuttur. Bu çalışmalarını Türkiye ve diğer ülkeler bazında özetlemek mümkündür. Yıldırım *vd.* (2014) “Önyüklemeli Otoregresif Metrik (*Bootstrapped Autoregressive Metric*)” nedensellik yaklaşımını kullanarak 11 ülke için ekonomik büyüme ile sermaye stoku ve enerji tüketimi arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmış, diğer 10 ülkeden farklı olarak, Türkiye için enerji tüketiminden büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulmuştur. Buna ilaveten, Kraft ve Kraft (1978) Amerika için ekonomik büyümeden enerji tüketimine doğru nedensellik ilişkisi bulurken, Yu ve Choi (1985) çalışmasında Filipinler için enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru, Kore için ise ekonomik büyümeden enerji tüketimine doğru bir nedensellik ilişkisi bulmuştur. Murry ve Nan (1994) Pakistan için enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru, Endonezya ve Meksika için ise ekonomik büyümeden enerji tüketimine, Kore için ise söz konusu değişkenler için iki yönlü nedensellik ilişkisi bulmuşlardır. Masih ve Masih (1996) Endonezya için ekonomik büyümeden enerji tüketimine doğru nedensellik ilişkisi bulurken, Pakistan için ise iki yönlü nedensellik ilişkisi bulmuşlardır. Bu bulguların aksine, Asafu-Adjaye (2000) Endonezya için enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisi bulmuştur. Ayrıca yukarıda bahsedildiği gibi, Narayan ve Smyth (2008), G-7 ülkeleri için uzun dönemde sermaye stoku ve enerji tüketiminin ekonomik büyümeye neden olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Türkiye için enerji tüketimi ve ekonomik büyüme ile ilgili yapılan çalışmaları ise dört grupta değerlendirmek mümkündür. Bunlar; büyüme (*growth*), koruma (*conservation*), geri besleme (*feedback*) ve nötr (*neutrality*) hipotezlerini test eden çalışmaların oluşturduğu gruplardır.

Bunlardan ilki, enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisini ifade eden “büyüme hipotezi” ile ilgili ampirik çalışmalardır. Murry ve Nan (1994), Altınay ve Karagöl (2005) Granger ve Dolado–Lütkepohl nedensellik testleri ve Soytaş ve Sarı (2007) Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM) yöntemlerini kullanarak Türkiye için enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisi olduğu bulgusuna ulaşmışlardır.

İkincisi ise, enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında iki yönlü nedensellik ilişkisini ifade eden “geri besleme hipotezi” ile ilgili ampirik çalışmalardır. Soytaş ve Sarı (2003) VECM yöntemi, Erdal *vd.* (2008) Granger nedensellik testi ve Fuinhas ve Marques (2012) ARDL sınır testi yaklaşımını kullanarak Türkiye için ekonomik büyüme ile enerji tüketimi arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi bulmuşlardır.

Üçüncü grup çalışmalar ise, enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisi olmadığını öne süren “nötr hipotezi” ile ilgili ampirik çalışmalardır. Altınay ve Karagöl (2004) Hsiao-Granger nedensellik testi, Narayan ve Prasad (2008) ve Yıldırım ve Aslan (2012) Önyüklemeli (Bootstrapped) Toda–Yamamoto yöntemi, Karanfil (2008) Granger nedensellik testi, Soytaş ve Sarı (2009) Toda–Yamamoto yöntemi, Öztürk ve Acaravcı (2010) ise ARDL sınır testi yöntemini kullanarak Türkiye için ekonomik büyüme ile enerji tüketimi arasında nedensellik ilişkisi bulamamıştır.

Son grup çalışmalar ise, ekonomik büyümeden enerji tüketimine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisini ifade eden “koruma hipotezi” ile ilgili çalışmalardır. Halıcıoğlu (2007) Granger nedensellik testi, Lise ve Van Montfort (2007) VECM ve Fuinhas ve Marques (2012) ARDL sınır testi yöntemlerini kullanarak Türkiye için ekonomik büyümeden enerji tüketimine doğru bir nedensellik ilişkisi bulmuşlardır. Niu *vd.* (2011) ise sekiz Asya-pasifik ülkesi için ekonomik büyümeden enerji tüketimine doğru bir ilişki bulmuşlardır.

Beşeri sermaye stokundaki artışların ekonomik büyümeye olan teorik katkısı göz ardı edilemeyecek kadar önemlidir. Pokrovski (2003) ve Beaudreau (1995) teorik anlamda çıktı düzeyi ve toplam çıktı değerinin verimli üretim faktörleri olan sermaye stoku, enerji ve emek tarafından belirlendiğini öne sürmüşlerdir. Öztürk (2010), Payne (2010a, 2010b) ve Apergis ve Payne (2009) enerji tüketiminin fiziki ve beşeri sermaye stoklarıyla birlikte veya bunlara tamamlayıcı olarak ekonomik büyümenin önemli bir parçası olduğunu ortaya koymuşlardır. Alaali *vd.* (2015), 1981 ile 2009 yılları dönemi ve 130 ülke için GMM yöntemini kullanarak beşeri sermaye stoku ve enerji tüketiminin ekonomik büyümeye etkisini araştırmışlar ve enerji tüketimi ile eğitim ve sağlık sermayesinin ekonomik büyüme üzerinde çok önemli etkisinin olduğu sonucuna varmışlardır. Fakat Alaali *vd.* (2015)’nin bulguları beşeri sermaye stokunun ekonomik büyümeye etkisinin gelişmiş ülkelerde gelişmekte olanlara göre daha fazla olduğu ve gelişmekte olan ülkelerin beşeri sermaye niteliğini artırmaları tavsiyesi yönündedir. Alaali *vd.* (2015)’nin bulguları bu çalışmanın beşeri sermayenin ekonomik büyümeye ilişkin sonuçlarıyla tutarlıdır. Fang ve Chang (2016) Asya Pasifik ülkeleri ve Fang ve Wolski (2016) Çin için beşeri sermaye stokunu kontrol değişkeni olarak modele dâhil edip fiziki sermaye stoku ve enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmış ve sermaye stoku ve enerji tüketiminin ekonomik büyümenin temel belirleyicileri olduğu sonucuna varmışlardır. Ilesanmi ve Tewari (2017) VECM yöntemini kullanarak Güney Afrika Cumhuriyeti için ekonomik büyüme ile enerji tüketimi arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi bulurken, ekonomik büyüme ve enerji tüketiminden beşeri ve fiziki sermaye stokuna tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucunu bulmuştur.

2. TEORİK MODEL, METODOLOJİ VE VERİ SETİ

2.1. Teorik Model

Bu çalışmada, Mankiw *vd.* (1992) ve Barro (1996)’nin ortaya koymuş olduğu, Ilesanmi ve Tewari (2017) ve Asafu-Adjaye *vd.* (2016)’nin çalışmalarında kullanılan, “Genişletilmiş Neo-Klasik Büyüme Modeline, (GNKBM)” dayanan bütüncül bir üretim fonksiyonundan hareket edilmektedir. GNKBM’ne dayanan bütüncül üretim fonksiyonu aşağıdaki eşitlik (1) şeklindedir.

$$\ln Y_t = f(\ln K_t, \ln H_t, \ln E_t) \quad (1)$$

(1) no’lu eşitlikte; $\ln Y_t$: reel GSYİH’nin logaritmasını, $\ln K_t$: fiziki sermaye stokunun logaritmasını, $\ln H_t$: beşeri sermaye stokunun logaritmasını ve $\ln E_t$: toplam fosil yakıt tüketiminin logaritmasını ifade etmektedir.

Üretim fonksiyonunda kullanılan bütün girdiler için azalan marjinal ürün yasası geçerlidir. Dolayısıyla, diğer koşullar sabitken, bir girdide meydana gelen her ilave birim artış, çıktı düzeyini azalarak artırmaktadır. Modelde kullanılan K_t ve E_t değişkenleri doğrudan veri tabanından, H_t değişkeni ise istihdam düzeyi, okullaşma oranı ve eğitimden elde edilen yıllık getiri kullanılarak tarafımızca hesaplanmıştır. Beşeri sermaye stoku, $H_t = h_t L_t$ ve $h_t = e^{rs_t}$ biçiminde tanımlanmaktadır. Beşeri sermaye stokunun temel bileşenleri, istihdam düzeyi (L_t) ve beşeri sermaye indeksi (h_t)’dir. Beşeri sermaye indeksi, Barro ve Lee (2015) tarafından tanımlanmış olup, ortalama yıllık okullaşma oranı (s_t) ve eğitimin yıllık getirisi (r)’nin üstel bir fonksiyonudur. Prithcett (2001), eğitimden elde edilecek yıllık getirinin %10 olarak alınabileceğini ve sabit bir değer olarak kabul edilebileceğini belirtmektedir. Diğer yandan ortalama yıllık okullaşma oranı, ülkeden ülkeye farklılık gösterebilmektedir.

Sermaye stokunun, fiziksel sermaye stoku ve beşeri sermaye stoku şeklinde ayrıştırılarak üretim fonksiyonunda temel açıklayıcı değişkenler olarak dikkate alınması gerektiği, Mankiw *vd.* (1992) tarafından vurgulanmıştır. Mankiw *vd.* (1992), yatırım ve nüfus büyüme oranlarının, beşeri sermaye tarafından etkilendiğini öne sürmüşlerdir. Fiziksel sermaye stoku yanında, beşeri sermaye stokunun da büyüme modelinde yer almasının iki temel nedeni olduğu söylenebilir: Birincisi, bu değişkenlerin birlikte ele alınmasının, modellerden dışlanan değişken sapmasının yol açacağı hatalı tahminleri ortadan kaldırma potansiyelinin olmasıdır (Asafu-Adjaye, 2016). İkincisi ise, beşeri sermayenin modele dâhil edilmesinin, girdiler arası tamamlayıcılık ilişkilerinin de ortaya konmasına yardımcı olmasıdır (Lütkepol, 1982). Çünkü, beşeri sermaye

stokundaki artışlar, fiziksel sermaye stoku ve enerji tüketimi gibi diğer üretim faktörlerinin de verimliliğini artırabilir (Ilesanmi, Tewari, 2017; Asafu-Adjaye *vd.*, 2016; Fang, Chang, 2016). Dolayısıyla, fiziksel sermaye stoku ve beşeri sermaye stoku yanında, enerji tüketiminin de bütüncül üretim fonksiyonunda yer alması gerektiği düşüncesi güçlenmektedir (Stern, 2000).

2.2. Ekonometrik Metodoloji

Makroekonomik değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönem ilişkilerin analiz edilmesinde son yıllarda sıklıkla kullanılan yöntem, Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran *vd.* (2001) tarafından geliştirilen ARDL modelidir. ARDL yöntemi, kullanılan serilerin düzeyde ya da farkta durağan olmaları durumunda bile örnekleme bilgi kaybına neden olmadan sağlıklı sonuçlar verebilmektedir. Ayrıca, küçük örnekleme durumunda da güvenilir tahminler sunabilmektedir. Diğer yandan, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkilerin ortaya konmasında kullanılan geleneksel eş-bütünleşme yöntemleri yerini, tahmin sürecinde ortaya çıkan içsellik sorunu ve elde edilen uzun dönem katsayılarının yorumlanamaması nedeniyle, Hansen ve Phillips (1990) tarafından geliştirilen FMOLS, Park (1992) tarafından geliştirilen CCR ve Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen DOLS yöntemlerine bırakmıştır.

FMOLS, CCR ve DOLS eş-bütünleşme yöntemleri, tıpkı geleneksel eş-bütünleşme yöntemleri gibi kullanılan serilerin farkta durağan olmaları koşuluna dayanmaktadır. Ancak, elde edilen katsayıların yorumlanabilme olanağının olması önemli bir avantaj sunmaktadır.

Uzun dönem ekonomik büyümenin belirleyicilerinin araştırıldığı bu çalışmada ele alınan ARDL denklemi aşağıdaki (2) no'lu denklemdeki gibidir:

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_t = & \\ & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{m_1} \sigma_{it} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{m_2} \beta_{it} \Delta \ln K_{i,t-i} + \sum_{i=0}^{m_3} \theta_{it} \Delta \ln H_{i,t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{m_4} \phi_{it} \Delta \ln E_{i,t-i} + \delta_{1i} \ln Y_{t-1} + \delta_{2i} \ln K_{t-1} + \delta_{3i} \ln H_{t-1} + \delta_{4i} \ln E_{t-1} + \\ & \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

(2) nolu denklemden hareketle, reel GSYİH (Y_t), fiziksel sermaye stoku (K_t), beşeri sermaye stoku (H_t) ve enerji tüketimi (E_t) arasındaki uzun dönem ilişki aşağıdaki sıfır hipotezi kullanılarak F-sınır testi ile araştırılmaktadır.

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0 \quad (3)$$

$$H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq 0 \quad (4)$$

Sıfır hipotezinin ret edilmesi halinde, modelde kullanılan değişkenler arasında uzun dönem ilişki olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Uzun dönem ilişkinin varlığı halinde, uzun dönem eş-bütünleşme denklemi (denklem 5), aşağıdaki gibidir:

$$\ln Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{n_1} \sigma_{it} \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{n_2} \beta_{it} \ln K_{i,t-i} + \sum_{i=0}^{n_3} \theta_{it} \ln H_{i,t-i} + \sum_{i=0}^{n_4} \phi_{it} \ln E_{i,t-i} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Değişkenler arasındaki uzun dönem eş-bütünleşme denklemi tahmin edildikten sonra, kısa dönem ilişkilerin ortaya konması bakımından hata düzeltme modeline geçilir. Hata düzeltme modeli, bağımsız değişkenlerden kaynaklanan şokların ne kadarının bir dönem içinde giderildiğini göstermesi bakımından önemlidir.

$$\begin{aligned} \Delta \ln Y_t = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^{s_1} \sigma_{it} \Delta \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^{s_2} \beta_{it} \Delta \ln K_{i,t-i} + \sum_{i=0}^{s_3} \theta_{it} \Delta \ln H_{i,t-i} + \\ & \sum_{i=0}^{s_4} \phi_{it} \Delta \ln E_{i,t-i} + \delta_{1i} \ln Y_{t-i} + \delta_{2i} \ln K_{t-i} + \delta_{3i} \ln H_{t-i} + \delta_{4i} \ln E_{t-i} + \\ & \delta_{5i} ECT_{t-1} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

(6) nolu denklemde yer alan ECT_{t-1} , hata düzeltme terimidir. Bu terime ait katsayı değerinin 0 ile -1 arasında olması ve istatistiksel anlamlılığının bulunması, hata düzeltme modelinin çalıştığını ve bağımsız değişkenlerden kaynaklanan şokların bir dönemde ne kadarının istikrarlı bir şekilde giderileceğini göstermektedir.

Diğer yandan, FMOLS, DOLS ve CCR metotları da, ARDL metodu gibi küçük örneklerde güvenilir sonuçlar üretme başarısı göstermektedir. FMOLS, içsellik sorununa yol açan parametrenin kernel tahmincilerini kullanarak, bu sorunu ortadan kaldırmaya çalışır. Ayrıca FMOLS, eş-bütünleşme denklemleri ve stokastik süreçler arasındaki uzun dönem korelasyonlardan kaynaklanan sorunları ortadan kaldırmak için, hata terimlerinin ko-varyans matrisini kullanır. FMOLS metodunun teorik temelleri aşağıdaki denklem ile verilebilir:

$$y_t^* = y_{t-1} \bar{w}_{12} \Omega_{22}^{-1} u_{2t} \quad (7)$$

Sapmalı korelasyon terimi;

$$\gamma_{12} = \gamma_{12} - \bar{w}_{12} \Omega_{22}^{-1} \xi_{22} \quad (8)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada, Ω ve ξ terimleri, $u_t = (u_{1t} u_{2t}')'$ artıkları kullanılarak hesaplanan uzun dönem ko-varyans katsayılarıdır. Bu durumda FMOLS tahmini aşağıdaki denklem (9) ile gerçekleştirilebilir:

$$\theta = \begin{bmatrix} \alpha \\ \beta \end{bmatrix} = (\sum_{i=1}^T s_t s_t')^{-1} \left(\sum_{i=1}^T s_t y_t^* - T \begin{bmatrix} \gamma_{12} \\ 0 \end{bmatrix} \right) = \left((\sum_{i=1}^T x_t' d_t')' (\sum_{i=1}^T x_t' d_t')^{-1} y_t^* - T \begin{bmatrix} \gamma_{12} \\ 0 \end{bmatrix} \right) \quad (9)$$

Burada; $s_t = (x_t' d_t')'$ olarak verilmektedir. Ancak DOLS metodu, eş-bütünleşme denkleminde geri besleme etkilerini ortadan kaldıran, asimtotik olarak etkin bir tahmin edici ortaya koymaktadır. DOLS metodu aşağıdaki denklem (10) ile ifade edilebilir:

$$y_t = x_t' \beta + d_{1t} \psi_1 \sum_{j=q}^r \Delta x_{t+j} \delta + u_{1t} \quad (10)$$

Burada, q ve r , hata terimleri arasındaki uzun dönem korelasyonu ortadan kaldırmayı sağlayan açıklayıcı değişkenlerin farkının alınmasına olanak tanır. Tahmin süreci, FMOLS ve CCR'de olduğu gibi asimtotik dağılıma sahip parametre tahminlerini ortaya koyar.

DOLS metodu, tahmine gecikmelerin dâhil edilmesine olanak tanıyarak açıklayıcı değişkenlerin birinci farkını dikkate alır. CCR ise asimtotik olarak X^2 testinin yapılmasına imkân sağlar.

2.3. Veri Seti ve Ampirik Sonuçlar

Bu çalışmada Türkiye'de ekonomik büyümenin belirleyicilerinin neler olduğu genişletilmiş Neo-Klasik büyüme modelinden hareketle incelenmektedir. Bu amaçla, modelde üretim yönlü reel *GSYİH* (Y) değişkeni bağımlı, sermaye stoku (K), beşeri sermaye stoku (H) ve enerji tüketimi (E)'de bağımsız değişkenler olarak ele alınmaktadır. Kullanılan veriler, BP Statistics ve Penn World Tables (*PWT.9*) veri tabanlarından elde edilmiştir.

Modelde kullanılan değişkenlere ait sabit ve trendli Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller (ADF)) ve Phillips-Perron (PP) birim kök test sonuçları Tablo 1'de verilmektedir.

Tablo 1. ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

DEĞİŞKENLER	ADF (sabit ve trendli) (düzey)	ADF (sabit ve trendli) (birinci fark)	PP (sabit ve trendli) (düzey)	PP (sabit ve trendli) (birinci fark)	KARAR
ln Y	-3.1252 (-4.1567)	-6.7129* (-4.1611)	-3.1252 (-4.1567)	-6.7137* (-4.1611)	I(1)
ln K	-1.9658 (-4.1611)	-4.2698* (-4.1657)	-1.3718 (-4.1567)	-3.7300** (-3.5063)	I(1)
ln H	-1.7825 (-4.1567)	-6.0473* (-4.1611)	-2.0880 (-4.1567)	-6.0415* (-4.1611)	I(1)
ln E	-2.5191 (-4.1525)	-7.7157* (-4.1567)	-2.5199 (-4.1525)	-7.7034* (-4.1567)	I(1)

Not: - * ve ** ifadeleri tahmin sürecinde kullanılan değişkenlere ait birim kök test sonuçlarını sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeylerini tanımlamaktadır.

Tablo 1’den elde edilen sonuçlara göre, modelde kullanılan bütün değişkenler (reel GSYİH (Y), sermaye stoku (K), beşeri sermaye stoku (H) ve enerji tüketimi (E)) birinci farkta durağan çıkmaktadır. Ancak, modelde kullanılan değişkenler ele alınan analiz dönemin farklı alt dönemlerinde deterministik trend etrafında durağan olma özelliği taşıması nedeniyle, eğim parametresi veya sabit terimdeki yapısal kırılmalardan etkilenebilir. Dolayısıyla, modelde bu yapısal kırılmaları dikkate almadan geleneksel (Genelleştirilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller (ADF)) ve Phillips-Perron (PP)) birim kök testleri yapılması, yanlış sonuçlar elde edilmesine ve modelin tahmin gücünün azalmasına neden olabilir (Perron,1989). Bu nedenle, modelde kullanılan değişkenlerden her biri trend içerdiği için, birim kök sınaması yapılırken, yapısal kırılmanın içsel olarak kabul edildiği Zivot ve Andrews (1992) sabit ve trendli birim kök testi kullanılmıştır. Buna ilaveten, 1965-2015 döneminde Türkiye ekonomisinin birçok kriz yaşaması ve bu krizlerinin ele alınan değişkenlerde yapısal kırılmaya neden olabileceği düşüncesiyle Zivot ve Andrews (1992) birim kök testinin kullanılmıştır.

Zivot ve Andrews (1992) tarafından kurulan hem sabit terimde hem de trendde meydana gelen yapısal kırılmayı dikkate alan model aşağıdaki gibidir.

$$y_t = \mu + \beta t + \alpha y_{t-1} + \theta_1 \varphi_{1t}(\lambda) + \theta_2 \varphi_{2t}(\lambda) + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

$$(t = 1, 2, \dots, T)$$
(11)

ve

$$\varphi_{1t} = \begin{cases} 1, & t > T\lambda \\ 0, & t \leq T\lambda \end{cases} \quad \varphi_{2t} = \begin{cases} t - T\lambda, & t > T\lambda \\ 0, & t \leq T\lambda \end{cases}$$
(12)

(11) nolu denklemde φ_{1t} ve φ_{2t} kukla değişkeni, λ ise kırılma zamanını göstermektedir. Ayrıca, (11) nolu denklemde olası otokorelasyon problemini elimine edebilmek amacıyla Δy_{t-i} terimi düzeltici değişken olarak ilave edilmiştir.

Zivot ve Andrews (1992) birim kök test sonuçları Tablo 2’de verilmektedir. Tablo 2’de tek kuyruklu t-testinden hesaplanan mutlak t değerinin, yapısal bir kırılma nedeni ile Zivot ve Andrews kritik değerinden büyük olması durumunda serinin durağan olduğu anlamına gelir. Tablo 2’den görüleceği üzere, reel GSYİH (Y), sermaye stoku (K), beşeri sermaye stoku (H) ve enerji tüketimi (E) değişkenleri farkta durağandır. Bu sonuç, modelde kullanılan değişkenlerin ikinci $I(2)$ farklarında durağan olmamaları nedeniyle ARDL, FMOLS, CCR ve DOLS yöntemlerinin uygun olduğunu göstermektedir.

Tablo 2. Zivot-Andrews Birim Kök Test Sonuçları

DEĞİŞKENLER	Düzye	Birinci Fark	MODEL SEÇİMİ	KARAR
ln Y	-3.7502 (-5.57)	-7.1590* (-5.57) (1977)	C/T	I(1)
ln K	-4.5865 (-5.57)	-6.5856* (-5.57) (2006)	C/T	I(1)
ln H	-3.5990 (-5.57)	-7.2907* (-5.57) (2000)	C/T	I(1)
ln E	-3.2627 (-5.57)	-8.1892* (-5.57) (1982)	C/T	I(1)

Not: C/T: sabit ve trendde birlikte yapısal kırılmayı göstermektedir.
 “*” ifadesi tahmin sürecinde kullanılan değişkenlere ait birim kök test sonuçlarını %1 anlamlılık düzeyi için tanımlamaktadır. Parantez içindeki ifadeler ise sırasıyla %1 anlamlılık düzeyi için kritik değeri ve yapısal kırılma tarihlerini göstermektedir. Elde edilen bulgular modelde kullanılan değişkenlerin birinci farkta durağan I(1) olduklarını göstermektedir.

Yapısal kırılmalı Zivot ve Andrews (1992) birim kök test sonuçlarına göre, modelde kullanılan tüm değişkenler I(1)’dir. Bu durumda değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin var olup olmadığına karar verebilmek amacıyla ARDL F-sınır testi yapılmıştır. Tablo 3’de ARDL F-sınır testi sonuçları özetlenmektedir. ARDL sınır testi sonuçları, modelde kullanılan değişkenler arasında uzun dönem eşbütünleşme olduğunu ortaya koymaktadır. Çünkü tahmin edilen F-istatistiği değeri 5.0965 olup, bu tahmin değeri %5 anlamlılık düzeyinde kritik üst sınır değerlerinden büyüktür. Bu durumda, tahmin edilen modelde %5 anlamlılık düzeyinde değişkenler arasında uzun dönem ilişki vardır.

Tablo 3. ARDL Sınır Testi Sonuçları

Model	Optimal Gecikme Uzunluğu	F-istatistiği	Sınır Testi Kritik Değeri		Karar
			I(0)	I(1)	
$f(\ln Y; \ln K, \ln H, \ln E)$	(4,1,4,1)	5.0965*	4.01	5.07	Eşbütünlüşme
Not: * F-istatistiği için kritik değerler %5 anlamlılık düzeyinde alt sınır için, 4.01 iken üst sınır için ise, 5.07’dir. Bu durumda, tahmin edilen modelde %5 anlamlılık düzeyinde değişkenler arasında uzun dönem eşbütünlüşme ilişkisi vardır.					

ARDL F-sınır testi ile modelde kullanılan değişkenler arasında uzun dönem eşbütünlüşme olduğunun ortaya konmasıyla birlikte sırasıyla uzun dönem ARDL tahminleri yapılmıştır. Uzun dönem ARDL tahmin sonuçları Tablo 4’te verilmektedir. Uzun dönem ARDL tahmin sonuçları ekonomik büyümenin temel belirleyicilerinin fiziki sermaye stoku ve enerji tüketimindeki değişimler olduğunu ortaya koymaktadır. Beşeri sermaye stoku ile ekonomik büyüme arasında ise uzun dönem bir ilişki yoktur.

Tablo 4. Uzun Dönem ARDL Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken = lnY				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık Değerleri
Uzun Dönem Sonuçlar				
ln K	0.2023	0.0465	4.3451	0.0001*
ln H	-0.0847	0.1769	-0.4790	0.6353
ln E	0.3281	0.0619	5.2943	0.0000*
Sabit	2.4782	0.8116	3.0532	0.0046*
Trend	0.0067	0.0021	3.1117	0.0040*
Not: * ifadesi tahmin sürecinde kullanılan değişkenlere ait birim kök test sonuçlarını %1 anlamlılık düzeyini tanımlamaktadır.				

Tablo 4’te özetlenen uzun dönem ARDL sonuçlarına göre; sermaye stokunun %1 artması durumunda, reel GSYİH %0.2023 artmaktadır. Enerji tüketiminin %1 artması, reel GSYİH’yi %0.3281 artırmaktadır. Ancak, beşeri sermaye stokundaki değişimlerin reel GSYİH üzerinde istatistiksel anlamlı bir etkisi bulunmamaktadır.

Ekonomik büyüme ile temel ekonomik belirleyiciler arasındaki uzun dönem ilişkiler kısa dönem için yapılan ARDL test sonuçlarıyla benzerlik göstermektedir. Kısa dönem ARDL tahmin sonuçları ekonomik büyümenin kısa dönemdeki temel belirleyicilerinin fiziki sermaye stoku ve enerji tüketimindeki değişimler olduğunu %1 anlamlılık düzeyinde ortaya koymaktadır. Beşeri sermaye stoku ile ekonomik büyüme arasında ise kısa dönemde %10 anlamlılık düzeyinde negatif bir ilişki vardır. Tablo 5, kısa dönem ARDL sonuçları ve Hata Düzeltme Modeline ilişkin elde edilen bulguları özetlemektedir.

Tablo 5. Kısa Dönem ARDL Sonuçları ve Hata Düzeltme Modeli

Bağımlı Değişken = lnY				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık Değerleri
Kısa Dönem Sonuçlar				
D(lnY(-1))	0.1631	0.1218	1.3381	0.1906
D(lnY(-2))	0.2390	0.1154	2.0714	0.0467**
D(lnY(-3))	0.2398	0.1071	2.2381	0.0325**
D(lnE)	0.4890	0.0788	6.2009	0.0000*
D(lnK)	0.1691	0.0609	2.7745	0.0093*
D(lnK(-1))	0.0020	0.0693	0.0290	0.9770
D(lnK(-2))	-0.1541	0.0701	-2.1995	0.0354**
D(lnK(-3))	-0.1541	0.0628	-2.4533	0.0200**
D(lnH)	-0.3259	0.1892	-1.7226	0.0949***
Sabit	2.4782	0.5226	4.7414	0.0000*
Trend	0.0067	0.0014	4.8388	0.0000*
CointEq(-1)	-0.7724	0.1633	-4.7285	0.0000*

Not: *, ** ve *** ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tablo 5'e göre, hata düzeltme modeli çalışmaktadır. Kısa dönemde, sermaye stoku, beşeri sermaye stoku ve enerji tüketiminden kaynaklanan şokların %77.24'ü bir dönem içinde telafi edilmekte ve sistem yeniden uzun dönem denge yoluna yaklaşmaktadır.

Ekonomik büyüme ile fiziki ve beşeri sermaye stokları ve enerji tüketimi arasındaki uzun dönem nedensellik ilişkisinin var olup olmadığı ARDL yöntemi dışında, FMOLS, DOLS ve CCR yöntemleriyle de araştırılmıştır. Tablo 6, FMOLS, DOLS ve CCR yöntemleriyle elde edilen sonuçları ortaya koymaktadır.

Tablo 6'ya göre, uzun dönemde her üç modelde de beşeri sermayenin etkisinin %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde anlamlı olmadığını buna karşılık, enerji tüketimi ve sermaye stokunun ekonomik büyüme sürecini olumlu etkilediğini ortaya koymaktadır. Sadece DOLS yöntemi uygulandığında beşeri sermayenin etkisinin %10 anlamlılık düzeyinde pozitif olduğu görülmektedir. Tablo 6'dan da görüleceği gibi, FMOLS modeline göre; sermaye stokundaki %1'lik bir artış reel GSYİH'yı %0.1455 oranında artırmakta, enerji tüketimindeki %1'lik bir artış ise reel GSYİH'yı %0.3691 oranında artırmaktadır. DOLS modeline göre, sermaye stokundaki %1'lik bir artış reel GSYİH'yı %0.1318 oranında artırırken, enerji tüketimindeki %1'lik bir artış ise, reel GSYİH'yı %0.4108 oranında artırmaktadır. Son olarak CCR modeline göre ise, sermaye stokundaki %1'lik bir artış, reel GSYİH'yı %0.1461 artırırken, enerji tüketimindeki %1'lik bir artış, reel GSYİH'yı %0.3625 oranında artırmaktadır.

Tablo 6. FMOLS, DOLS ve CCR modellerine ilişkin Eş-Bütünleşme Tahmin Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Olasılık Değerleri
FMOLS				
ln K	0.1455	0.0263	5.5214	0.0000*
ln H	0.1254	0.1302	0.9635	0.3405
ln E	0.3691	0.0448	8.2286	0.0000*
Sabit	2.4931	0.5215	4.7803	0.0000*
Trend	0.0060	0.0017	3.4974	0.0011*
DOLS				
ln K	0.1318	0.0438	3.0050	0.0050*
ln H	0.3077	0.1562	1.9691	0.0574***
ln E	0.4108	0.0483	8.4987	0.0000*
Sabit	1.6454	0.6555	2.5099	0.0172**
Trend	0.0030	0.0021	1.4172	0.1658
CCR				
ln K	0.1461	0.0275	5.2974	0.0000*
ln H	0.1291	0.1249	1.0335	0.3070
ln E	0.3625	0.0420	8.6206	0.0000*
Sabit	2.5011	0.5083	4.9200	0.0000*
Trend	0.0061	0.0016	3.7048	0.0006*

Not: *, ** ve *** ifadeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Ayrıca, yeni eş-bütünleşme teknikleri olarak nitelendirilen, FMOLS, DOLS ve CCR modellerinden elde edilen bulguların, kısa ve uzun dönem ilişkilerin ayrıştırılmasına izin veren ARDL modelinden elde edilen uzun dönem sonuçları ile örtüşmesi dikkat çekicidir.

FMOLS, DOLS ve CCR modellerinden elde edilen bulgular, aynı ARDL modeli sonuçlarında olduğu gibi, uzun dönem ekonomik büyümenin belirleyicilerinin sermaye stoku ve enerji tüketimi olduğunu ortaya koymaktadır. Tek farklılık ise DOLS modeli sonuçlarında görünmekte ve bu yönüme göre beşeri sermayenin ekonomik büyümeye etkisi zayıf olsa da %10 anlamlılık düzeyinde pozitif bulunmuştur.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada, Türkiye’de uzun dönem ekonomik büyümenin temel belirleyicilerinin, ARDL tahmin sonuçlarına göre, fiziki sermaye stoku ve enerji kullanımındaki değişimler olduğunu ortaya koyulmuş fakat beşeri sermaye stoku ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemde istatistiki anlamlı bir ilişki bulunamamıştır.

ARDL yöntemine ek olarak kullanılan FMOLS, DOLS ve CCR modellerinden elde edilen bulgular da uzun dönem ekonomik büyümenin belirleyicilerinin sermaye stoku ve enerji tüketimi olduğunu ortaya koymaktadır. Elde edilen test sonuçlarındaki

tek farklılık DOLS modelinde görünmekte ve bu yöntemle göre beşeri sermayenin ekonomik büyümeye etkisi zayıf olsa da %10 anlamlılık düzeyinde pozitif bulunmuştur.

Elde edilen sonuçlar, beşeri sermaye stokunun ekonomik büyümeye katkısının olmaması haricinde ekonomik literatürle uyumludur. Ekonometrik test sonuçları Türkiye’de ekonomik büyümenin artırılması için fiziki sermaye stoku yolu ile yatırımların artışı ve temel girdilerden olan enerji kullanımının genişletilmesi gerekliliğini işaret etmektedir. Bunun için ise ekonomik yatırımların ve enerji kullanımının teşviki ekonomi politikalarıyla desteklenmelidir.

Beşeri sermaye stokundaki artışların ekonomik büyümeye katkısının olmaması, beşeri sermaye stokunun niteliğinde ve sonuçta da verimliliğinde sorun olduğu anlamına gelebilir. Eğitim ile bireylere aktarılan becerilerin çalışma alanlarında karşılık bulamaması veya katma değer yaratma imkân ve olanaklarının bulunamaması durumlarında çıktı düzeyinin eğitimden (beşeri sermaye artışından) olumsuz etkilenmesi olasıdır. Tsang (1987) ve Tsang vd. (1991) eğitim ile bireylere aktarılan becerilerin çalışma alanlarında karşılık bulmaması durumunda çıktı düzeyinin eğitimden olumsuz etkileneceği sonucuna ulaşmışlardır. Öte yandan, Lee ve Barro (2001) yüksek düzeyli eğitimin katma değer yaratma imkân ve olanaklarının bulunamaması nedeniyle verimliliğe negatif etkisinin bulunduğu sonucuna varmışlardır. Eğer sorun bunlar ise, beşeri sermaye stokunun niteliğini artırabilmek ve aktarılan becerilerin çalışma alanlarında karşılık bulabilmesi için öncelikle beşeri sermayenin eğitiminin sadece nicel olarak değil nitel olarak da artırılma zorunluluğu bulunmaktadır. Ayrıca, meslek içi eğitim aktiviteleri ve yaparak-öğrenme (*learning by doing*) faaliyetleri beşeri sermayenin niteliği ve verimliliğinin artırılması için yapılması gerekli çalışmalar olacaktır. Bunun yanı sıra, beşeri sermaye stokundaki artışların ekonomik büyümeye katkısının olmaması beşeri sermayeyi ölçüm hatalarından kaynaklanabilir. Böyle bir durumda, kullanılan veri ele alınan ülke için beşeri sermaye stokunun verimliliğini temsil etmeyebilir.

KAYNAKÇA

- Adebola, S.S. (2011), “Electricity Consumption and Economic Growth: Trivariate Investigation in Botswana with Capital Formation”, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 1(2), 32–46.
- Alaali, F., J. Roberts, K. Taylor (2015), “The Effect of Energy Consumption and Human Capital on Economic Growth: An Exploration of Oil Exporting and Developed Countries”, *Working Paper, Sheffield Economic Research Paper Series (SERPS)*, SERPS (015), Department of Economics, University of Sheffield, UK, 1-24.
- Altınay, G., E. Karagöl (2004), “Structural Break, Unit Root, and The Causality Between Energy Consumption and GDP in Turkey”, *Energy Economics*, 26(6), 985–994.

- Altınay, G., E. Karagöl (2005), “Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence for Turkey”, *Energy Economics*, 27(6), 849–856.
- Amar, M.B. (2013), “Energy Consumption and Economic Growth: The Case of African Countries”, *The Journal of Energy and Development*, 38(1/2), 65–78.
- Apergis, N., J.E. Payne (2009a), “Energy Consumption and Economic Growth in Central America: Evidence from A Panel Cointegration and Error Correction Model”, *Energy Economics*, 31(2), 211–216.
- Apergis, N., J.E. Payne (2009b), “Energy Consumption and Economic Growth: Evidence from the Commonwealth of Independent States”, *Energy Economics*, 31(5), 641–647.
- Asafu-Adjaye, J. (2000), “The Relationship Between Energy Consumption, Energy Prices, and Economic Growth: Time Series Evidence from Asian Developing Countries”, *Energy Economics*, 22(6), 615–625.
- Asafu-Adjaye J., D. Byrne, M. Alvarez (2016), “Economic Growth, Fossil Fuel and Non-Fossil Consumption: A Pooled Mean Group Analysis Using Proxies for Capital”, *Energy Economics*, 60, 345-356.
- Barro, R.J. (1996), “Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study”, *National Bureau of Economic Research*, NBER Working Paper No. 5698 (w5698), 1-118.
- Barro, R.J., J. Lee (2015), “Barro-Lee Educational Attainment Dataset”, <http://www.barrolee.com> E.T.: 20.07.2017.
- Beaudreau, B.C. (1995), “The Impact of Electric Power on Productivity: a Study of US manufacturing 1950–1984”, *Energy Economics*, 17(3), 231-236.
- Bildirici, M.E., T. Bakırtaş, F. Kayıkçı (2012), “Economic Growth and Electricity Consumption: Auto Regressive Distributed Lag Analysis”, *Journal of Energy in Southern Africa*, 23(4), 29-45.
- Bildirici, M.E., T. Bakırtaş (2014), “The Relationship Among Oil, Natural Gas and Coal Consumption and Economic Growth in BRICTS (Brazil, Russian, India, China, Turkey and South Africa) Countries”, *Energy*, 65, 134–144.
- BP Statistics (2015), “BP Statistical Review of World Energy”, www.bp.com/statisticalreview, E.T.: 20.07.2017.
- Erdal, G., Erdal, H. ve Esengün, K. (2008), “The Causality Between Energy Consumption and Economic Growth in Turkey”, *Energy Policy*, 36(10), 3838–3842.
- Fang, Z., Y. Chang (2016), “Energy, Human Capital and Economic Growth in Asia Pacific Countries—Evidence from A Panel Cointegration and Causality Analysis”, *Energy Economics*, 56, 177–184.
- Fang, Z., M. Wolski (2016), “Human Capital, Energy and Economic Growth in China-Evidence from Multivariate Nonlinear Granger Causality”, <http://marcinwolski.org/download/papers/FangWolski.pdf>, E.T.: 27.08.2017.
- Fuinhas, J.A., A.C. Marques (2012), “Energy Consumption and Economic Growth Nexus in Portugal, Italy, Greece, Spain and Turkey: an ARDL Bounds Test Approach (1965–2009)”, *Energy Economics*, 34(2), 511–517.

- Gill, A., N. Bigger, H.S. Mand, C. Shah (2012), "Corporate Governance and Capital Structure of Small Business Service Firms in India", *International Journal of Economics and Finance*, 4(8), 83–92.
- Halıcıoğlu, F. (2007), "Residential Electricity Demand Dynamics in Turkey", *Energy Economics*, 29(2), 199–210.
- Hansen, B.E., P.C.B. Phillips (1990), "Estimation and Inference in Models of Cointegration: A Simulation Study", *Advances in Econometrics*, 8, 225–248.
- Ilesanmi, K.D., D.D. Tewari (2015), "Sectoral Energy Consumption in South Africa and its Implication for Economic Growth" *International Journal of Social, Behavioral, Educational, Economic, Business and Industrial Engineering*, 9(10), 3366–3373.
- Ilesanmi K.D., D.D. Tewari (2017), "Energy Consumption, Human Capital Investment and Economic Growth in South Africa: A Vector Error Correction Model Analysis", *OPEC Energy Review*, 41(1), 55–70.
- Karanfil, F. (2008), "Energy Consumption and Economic Growth Revisited: Does The Size of Unrecorded Economy Matter?", *Energy Policy*, 36(8), 3029–3035.
- Kebede, E., J. Kagochi, C.M. Jolly (2010), "Energy Consumption and Economic Development in Sub-Sahara Africa", *Energy Economics*, 32(3), 532–537.
- Kraft, J., A. Kraft (1978), "On the Relationship between Energy and GNP", *The Journal of Energy and Development*, 3(2), 401–403.
- Lee, J., R.J. Barro (2001), "Schooling Quality in a Cross-Section of Countries", *Economica*, 68(271), 465–488.
- Lise, W., K.V. Montfort (2007), "Energy Consumption and GDP in Turkey: Is There a Cointegration Relationship?", *Energy Economics*, 29(6), 1166–1178.
- Lütkepohl, H. (1982), "Non-Causality Due to Omitted Variables", *Journal of Econometrics*, 19(2–3), 367–378.
- Mankiw N.G, D. Romer, D.N. Weil (1992), "A Contribution to the Empirics of Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407–437.
- Masih, A.M.M., R. Masih, (1996), "Energy Consumption, Real Income and Temporal Causality: Results from A Multi-Country Study Based on Cointegration and Error-Correction Modeling Techniques", *Energy Economics*, 18(3), 165–183.
- Mielnik, O., J. Goldemberg (2002), "Foreign Direct Investment and Decoupling between Energy and Gross Domestic Product in Developing Countries", *Energy Policy*, 30(2), 87–89.
- Murry, D.A., G.D. Nan (1994), "A Definition of The Gross Domestic Product-Electrification Interrelationship", *The Journal of Energy and Development*, 19(2), 275–283.
- Narayan, P.K., A. Prasad (2008), "Electricity Consumption-Real GDP Causality Nexus: Evidence from a Bootstrapped Causality Test For 30 OECD Countries", *Energy Policy*, 36(2), 910–918.
- Narayan, P.K., R. Smyth (2008), "Energy Consumption and Real GDP in G7 Countries: New Evidence from Panel Cointegration With Structural Breaks", *Energy Economics*, 30(5), 2331–2341.

- Niu, S., Y. Ding, Y. Niu, Y. Li, G. Luo (2011), “Economic Growth, Energy Conservation and Emissions Reduction: A Comparative Analysis Based on Panel Data for 8 Asian-Pacific Countries”, *Energy Policy*, 39(4), 2121-2131.
- Oh, W., K. Lee (2004), “Causal Relationship Between Energy Consumption and GDP Revisited: The Case of Korea 1970–1999”, *Energy Economics*, 26(1), 51–59.
- Öztürk, İ. (2010), “A Literature Survey on Energy—Growth Nexus”, *Energy Policy*, 38(1), 340–349.
- Öztürk, İ., A. Acaravcı (2010), “CO₂ Emissions, Energy Consumption and Economic Growth in Turkey”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 14(9), 3220-3225.
- Park, J.Y. (1992), “Canonical Cointegrating Regressions”, *Econometrica*, 60(1), 119-143.
- Payne, J.E. (2010a), “A Survey of The Electricity Consumption-Growth Literature”, *Applied Energy*, 87(3), 723-731.
- Payne, J.E. (2010b), “Survey of the International Evidence on the Causal Relationship Between Energy Consumption and Growth”, *Journal of Economic Studies*, 37(1), 53-95.
- Penn World Table (2017), “The Database, Penn World Table version 9.0”, Groningen Growth and Development Centre, Faculty of Economics and Business, <http://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/>, E.T.: 20.07.2017.
- Perron, P. (1989), “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis”, *Econometrica: Journal of Econometric Society*, 57(6), 1361–1401.
- Perkins, P., J. Fedderke, J. Luiz (2005), “An Analysis of Economic Infrastructure Investment in South Africa”, *South African Journal of Economics*, 73(2), 211–228.
- Pesaran M.H., Y. Shin (1999), “An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration Analysis”, In: Strom, S., Holly, A., Diamond, P.(Eds.), Centennial Volume of Rangar Frisch, Cambridge: Cambridge University Press.
- Peseran M.H., Y. Shin, R.J. Smith (2001), “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Prithcett, L. (2001), “Where Has All the Education Gone?”, *The World Bank Economic Review*, 15(3), 367-391.
- Pokrovski, V.N. (2003), “Energy in the Theory of Production”, *Energy*, 28, 769-788.
- Solow, R. (1956), “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94.
- Soytaş, U., R. Sarı (2003), “Energy Consumption and GDP: Causality Relationship in G-7 and Emerging Markets”, *Energy Economics*, 25(1), 33–37.
- Soytaş, U., R. Sarı (2007), “The Relationship Between Energy and Production: Evidence from Turkish Manufacturing Industry”, *Energy Economics*, 29(6), 1151–1165.
- Soytaş, U., R. Sarı (2009), “Energy Consumption, Economic Growth, and Carbon Emissions: Challenges Faced by an EU Candidate Member”, *Ecological Economics*, 68(6), 1667–1675.
- Stern, D.I. (2000), “A Multivariate Cointegration Analysis of The Role of Energy in The US Macroeconomy”, *Energy Economics*, 22(2), 267-283.

- Stock, J.H., M.W. Watson (1993), “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems”, *Econometrica*, 61(4), 783-820.
- Tsang, M.C. (1987). “The Impact of Underutilization of Education on Productivity: A Case Study of the U.S. Bell Companies”, *Economics of Education Review*, 6(3), 239-254.
- Tsang, M.C., R.W. Rumberger, H.M. Levin (1991), “The Impact of Surplus Schooling on Worker Productivity”, *Industrial Relations*, 30(2), 209-228.
- Yıldırım, E., A. Aslan (2012), “Energy Consumption and Economic Growth Nexus for 17 Highly Developed OECD Countries: Further Evidence Based on Bootstrap-Corrected Causality Tests”, *Energy Policy*, 51, 985–993.
- Yıldırım, E., D. Şükrüoğlu, A. Aslan (2014), “Energy Consumption and Economic Growth in The Next 11 Countries: The Bootstrapped Autoregressive Metric Causality Approach”, *Energy Economics*, 44, 14–21.
- Yu, S.H., J.Y. Choi (1985), “The Causal Relationship Between Energy and GNP: An International Comparison”, *The Journal of Energy and Development*, 10(2), 249–272.
- Ziramba, E. (2009), “Disaggregate Energy Consumption and Industrial Production in South Africa”, *Energy Policy*, 37(6), 2214–2220.
- Zivot, E., D.W.K. Andrews (1992), “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), 251–270.

**GENEL SAĞLIK SİGORTASI
KAPSAMINDA TRANSFER
HARCAMALARININ AZALMA
İHTİMALİ: BINARY MODELLEME
(GAZİEMİR/İZMİR ÖRNEĞİ)**

*Hacettepe Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi Dergisi,
Cilt 36, Sayı 4, 2018,
s. 59-73*

Yılmaz KÖPRÜCÜ

Arş.Gör., Eskişehir Osmangazi
Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
ykoprucu@ogu.edu.tr

Recep KÖK

Prof.Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
recep.kok@deu.edu.tr

*Bu çalışma, Dokuz Eylül Üniversitesi, Sosyal
Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı'nda
Prof. Dr. Recep KÖK danışmanlığında Yılmaz
KÖPRÜCÜ tarafından "Hanehalkının Genel
Sağlık Sigortasından Yararlanabilirliği
(Gaziemir Örneği Temelli İhtimaliyet
Yaklaşımı)" (2013) başlıklı yüksek lisans
tezinden türetilmiştir.*

Öz: Hizmet endüstrisi kapsamında olan genel sağlık sigortası (GSS) iktisat alan yazınında ilgiyle izlenen konulardan birisidir. Türkiye Cumhuriyeti Hükümetlerinin GSS kapsamını genişletmesi nedeniyle hanehalkının gelir tespitinin yapılması ve uygulama sonuçlarının izlenmesi, sağlık alanındaki politika başarısını test etmeyi gerekli kılacak araştırmaların önemini daha da artırmıştır. Bu çalışmanın amacı, kamusal fonlar aracılığıyla transfer harcamalarından yararlanan yoksul hanehalkının (sosyal güvencesi olmayan) istihdam edilebilirliğine bağlı olarak, GSS kapsamından (G_0 olma durumundan) çıkarılma olasılığını araştırmaktır. Bu çalışma binary modelleme niteliğinde olup, ilgili model üzerinden gelecek yıllara yönelik öngörü yapabilme ve politika üreticilerine yardımcı olabilecek bir çalışma sunabilmek için düşünülmüştür. Bu araştırma sonuçları "hanehalkı gelirlerindeki artışın yanı sıra, diğer niteliksel faktörlerdeki iyileşmeler, devletin genel sağlık sigortasından doğan ilave transfer harcamalarını azaltır" hipotezini kısmen doğrulamaktadır.

Anahtar Sözcükler: Hanehalkı davranışı, transfer harcamaları, Logit Model.

**POSSIBILITY OF THE DECREASE
OF TRANSFER EXPENDITURES
WITHIN THE SCOPE OF GENERAL
HEALTH INSURANCE: BINARY
MODEL (GAZİEMİR/İZMİR CASE)**

*Hacettepe University
Journal of Economics
and Administrative
Sciences
Vol. 36, Issue 4, 2018,
pp. 59-73*

Yılmaz KÖPRÜCÜ

Res.Assist., Eskişehir Osmangazi
University
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of Economics
ykoprucu@ogu.edu.tr

Recep KÖK

Prof.Dr., Dokuz Eylül University
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of Economics
recep.kok@deu.edu.tr

This study is derived from the master thesis titled "Household's Being Able to Make Use of General Health Insurance (The Likelihood Approach Based on Gaziemir Case)" by Yılmaz KOPRUCU in Dokuz Eylul University, Graduate School of Social Sciences, Department of Economics, under the supervision of Prof.Dr. Recep KOK.

Abstract: General health insurance taking place in the service industry is one of the topics followed a great deal of attention in literature. Determining the household's income due to Turkish Governments' expanding the scope of General Health Insurance and monitoring the results of implementation raised the importance of the studies to make it necessary to test the political success in the field of health. The objective of the study is to examine the probability of leaving out the poor households (not having any social insurance) benefiting from transfer expenditures through public funds from the scope of general health insurance (the situation of being G_0). The study is of binary modelling character and has been designed as a study that can be helpful to the policy-makers in terms of its being able to provide insights for the prospective years. The results of this research confirm the hypothesis of "Improvements in the other qualitative factors as well as the increase in the household's income reduce the additional transfer spendings arising from the state's general health insurance".

Keywords: Behavior of household, transfer expenditures, Logit Model

GİRİŞ

Beşeri sermayenin belirleyicileri arasında eğitim gibi sağlığın da yadsınmaz bir etkisi mevcuttur. Gerek beşeri sermayenin niteliğini yükseltmek gerekse de milli gelir seviyesinin yukarı çekmek isteyen her ülke gibi Türkiye de sağlık alanında ihtiyaç duyulan reformları hayata geçirmektedir. Söz konusu bu reformlarla sosyal güvencesi olmayan yoksul hane halkı kamusal fonlar aracılığıyla sağlık hizmetlerinden ücretsiz olarak yararlanma şansı bulabilmektedir.

Transfer harcamaları, kamu harcamaları niteliğinde olup konsolide bütçe harcamaları içerisinde yer almaktadır. Söz konusu transfer harcamalarının bazı alt kalemleri şu şekildedir: Dolaylı ve dolaysız transferler, gelir ve sermaye transferleri, verimli ve verimsiz transferler, karşılıksız transfer harcamaları, sosyal amaçlı transfer harcamaları, sübvansiyonlar, devlet borçlarının faiz ödemeleri, dış ülkelere yapılan karşılıksız yardımlar ve sermaye teşkili için yapılan transfer harcamalarıdır.

Hanehalkına yapılan harcamalar diğer harcama kalemlerinden farklı bir öneme sahiptir. Bu harcamalarda, devlet koruyucu olma özelliğini ön plana çıkarmakta ve vatandaşlarının ihtiyaçlarına çözüm bularak, onların refah içinde yaşamalarını sağlamaktadır.

Sosyal devlet olmanın gereği olarak yapılan transfer harcamaları, vatandaşların gelir düzeyleri arasında dengeyi sağlama amacına hizmet ettiği bilinmektedir. Bu doğrultuda, sağlık hizmetlerinden yararlanamayan yoksul hanehalkına yapılan sağlık harcamaları reel geliri artırmakta ve böylece hanehalkının sağlık hizmetlerinden ücretsiz yararlanma hakkını vermektedir.

Bu sayede vatandaşların, sağlıklı ve insanca yaşama gibi temel ihtiyaçları giderilirken, toplum içinde kutuplaşmanın da önüne geçilmektedir. Başka bir ifadeyle, sosyo-psikolojik kapasitesinin zarar görme olasılığı engellenmiş olmaktadır.

1 Ocak 2012'de yürürlüğe giren genel sağlık sigortası sistemi, idari birim (Valilik ve Kaymakamlık) tarafından gelir beyanı esasına göre yürütülmektedir. Hanenin gelir beyanından sonra Sosyal Yardımlaşma ve Dayanışma Vakfı inceleme görevlileri, haneleri tek tek ziyaret ederek incelemekte ve bu incelemeler sonucunda elde edilen veriler Sosyal Yardımlaşma ve Dayanışma Vakfı Mütevelli heyetinin değerlendirmesi için sunulmaktadır. Mütevelli Heyeti bu verilerden hareketle gelir seviyesini belirlemektedir. Belirlenen gelir seviyesi, Sosyal Güvenlik Kurumuna kullanılan sistem tarafından otomatik olarak bildirilmektedir. Daha sonra, Sosyal Güvenlik Kurumu ödenecek primleri hanehalkına tebliğ etmektedir. Hanehalkının ödeyeceği prime, kendisine tebliğ edilen tarihten itibaren 15 gün içerisinde itiraz

edebilme hakkı bulunmaktadır. Yapılan bu itiraz dikkate alınmakta ve titiz bir inceleme başlatılmaktadır. Sosyal Yardımlaşma ve Dayanışma Vakfı tarafından yapılan ikinci bir gelir tespiti ile tekrar Vakıf Mütevelli Heyetine sunulmaktadır. Hanehalkının ödeyeceği GSS primlerinde bir hata olması durumunda, önceki primler yapılandırılmakta ve ödeyeceği yeni primler ise, ikinci gelir tespitine göre hanehalkına bildirilmektedir. Hanenin mevcut ekonomik şartları değişirse, belirlenen gelir tespitine yine itiraz hakkı doğmakta aksi halde 6 ay söz konusu prime itiraz hakkı bulunmamaktadır. Diğer taraftan, 15 gün içinde itiraz etmeyen hane bireylerinin geçmiş GSS primleri yapılandırılmamaktadır.

Bu çalışma bilindiği kadarıyla Türkiye özelinde ilk çalışma olup öngörü boyutu kanaatimizce önemsenecek niteliktedir ve şu şekilde planlanmaktadır: ikinci bölümünde ilgili literatür taraması; üçüncü bölümde sosyal güvenlik harcamalarına yönelik kurumsal yapıya yer verilmekte; dördüncü bölümde çalışmanın tarafımızdan kurgulanan “hanehalkı gelirlerindeki artışın yanı sıra diğer faktör gelirlerindeki iyileşmeler, devletin genel sağlık sigortasından doğan ilave transfer harcamalarını azaltır” temel hipotezini test etme amacıyla, binary modelleme çerçevesinde veri ve model tanımlaması ele alınmakta; beşinci bölüm analitik bulgular ve politika önermelerinden oluşmaktadır.

1. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürde sağlık sektöründe yaşanan gelişmelerin hanehalkı ve ülke ekonomilerine olan etkilerini araştıran çalışmalara yer verilmiştir. Gruber ve Levitt (2000) sağlık sigortası için vergi sübvansiyonlarını fayda ve maliyet açısından ele almıştır. Mikro simülasyon yöntemi kullanılarak yapılan çalışmanın bulgularına göre, vergi sübvansiyonlarının sağlık sigortası kapsamını dikkate değer ölçüde artırabileceğini, ancak sigortasız kesimin küçük bir bölümünü kapsayacağı sonucuna ulaşılmıştır. Di Matteo (2005) ise ABD ve Kanada da kişi başına düşen sağlık harcamalarının belirleyicileri olarak gelir ve yaş dağılımının etkilerini ele almıştır. Devletin sağlık harcamalarının belirlenmesinde vergi sistemleri, kültür ve coğrafya faktörlerinin yanı sıra bölgesel tercihlerin de etkisinin varlığı gözlenmiştir. Araştırma bulgularına göre, yaşlanan nüfusun sağlık harcamalarının artışı ile ilgisi tespit edilmiştir.

Aisa ve Pueyo (2006), gelişmekte olan ülkelerde yüksek sağlık harcamaları ekonomik büyümeyi artırır sonucuna ulaşmıştır. Ay vd. (2013)'de Türkiye'de sağlık göstergesi olarak yataklı ve yataksız sağlık kurumu sayısını alınmış olup, ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişki tespit edilmiştir.

Tatar (2011) tarafından yapılan çalışmada Türkiye'de sağlık hizmetlerinin finansmanı araştırılmıştır. Türkiye'de istihdamın azımsanmayacak bölümünün kayıt dışında olması ve prim toplamının zorluğu sebebiyle sistemin sürdürülebilirliği

sorgulanmıştır. Ke ve Saksena (2011) çalışmasında sağlık harcamalarının belirleyicileri araştırılmıştır. Panel veri oluşturularak, sabit etkiler tahmini ve dinamik modellemeye yer verilmiştir. Sağlık harcamasında vergi esaslı ve sigorta temelli sağlık finansmanı mekanizmaları arasında bir fark bulunamamıştır.

Lago-Peñas *vd.* (2013)'de OECD ülkeleri için gelir ve sağlık harcamaları arasındaki ilişki incelenmiştir. Araştırma sonuçlarına göre, sağlık harcamalarının kişi başına düşen gelire duyarlı olduğu gözlenmiştir. Türkiye'de de 2003 yılından günümüze kadar artan milli gelire beraber kişi başı sağlık harcaması da artış göstermiştir. Ayrıca 2003 yılında sağlık hizmetlerinden memnuniyet oranı %39,5 iken 2013 yılında bu oran %74,7'ye yükselmiştir (Atasever, 2015: 230). Daştan ve Çetinkaya (2015) da Türkiye'nin sağlık harcamalarının milli gelire oranı 1980 yılında OECD ülkelerinin üçte biri iken 2012 yılında ise %70'i kadar olduğunu belirtmektedir.

Braendle ve Colombier (2016) ise devletin sağlık harcamalarına yön veren etmenlerini araştırmıştır. Yöntem olarak dinamik panel tahmini kullanılmıştır. Ekonometrik bulgulara göre, kişi başına düşen gelir ve işsizliğin devletin sağlık harcamalarını olumlu etkilediği tespit edilmiştir. Atılğan *vd.* (2017) de Türkiye'de kişi başı sağlık harcamalarının %1 artırılması kişi başı GSYİH'yı %0.43 artıracığı sonucuna ulaşmıştır.

2. SOSYAL GÜVENLİK HARCAMALARINA YÖNELİK KURUMSAL YAPI

Bu bölümde, kamu harcama kalemlerinden birisi olan transfer harcamaları ve genel sağlık sigortasına ilişkin mevzuat ele alınacaktır.

2.1. Sosyal Güvenlik Harcamalarının Transfer Harcamaları İçindeki Yeri

Bir devletin vatandaşlarının en temel ihtiyaçlarına cevap verebilmesi için bazı harcamalara katlanması ve söz konusu bu ihtiyaçları karşılaması gerekmektedir. Bu harcamalara genel olarak kamu harcamaları denilmektedir. Kamu harcamaları ekonomik olarak sınıflandırıldığında, cari harcamalar, yatırım harcamaları ve transfer harcamaları şeklinde gruplanabilir (Türk, 2002: 33-34).

Kamu harcamaları içinde yer alan transfer harcamaları, herhangi bir mal ve hizmet karşılığı olmaksızın yapılan harcamalardır. Transfer harcamaları, milli gelirden bir artış ya da değişiklik yaratmaksızın, kişiler ya da sosyal gruplar arasında, iktisadi, sosyal ya da milli nedenlerle satın alma gücünün el değiştirmesini gerçekleştiren harcamalardır (Edizdoğan, 2007: 94). Transfer harcamaları içinde; merkezi idarenin diğer kamu kuruluşlarına yaptığı mali yardımlar, devlet iç ve dış borç faizleri, sosyal

amaçlı transferler, iktisadi ve mali politika uygulamaları gereği yapılan ödemeler şeklindeki alt harcama kalemlerine ayrılmaktadır (Eker, 2009: 105).

Transfer harcamalarının toplum refahını artırıcı etkisinin yanı sıra, yapılan harcamalar doğru ve etkin alanlara yönlendirilmedikçe, sosyolojik sorunları beraberinde getirebilir. Şöyle ki, devlet üretime katılmadan tüketim hakkı elde etmek isteyenleri tespit etmek ve engellemek için de kaynak harcamak zorunda kalmaktadır. Diğer taraftan, aylaklığın dışsal etkisi olarak mevcut çalışanların da çalışma azmi kırılıp, verimlilikleri azalacaktır. Bu da bir tür etkisizliktir (Demir, 2003: 215). Bu durum sağlık sektörü için de geçerli olabilmektedir. Sosyal Yardımlaşma ve Dayanışma Vakfı, ekonomik durumu iyi olmasına karşın, sağlık hizmetlerini ücretsiz almak isteyenleri ayırt edebilmek için inceleme görevlilerine her bir ailenin evine giderek gelir tespitini doğru olarak tamamlamaları talimatını vermektedir. Sonuç itibarıyla, bu da bir ekonomik yük teşkil ettiğinden kamusal fon israfı anlamına gelmektedir. Bu durum, Veblen'in zamanın üretken olmayan tüketimi tanımını veren "aylaklık" kavramını anımsatmaktadır (Veblen, 1899: 45). Ayrıca bu durum, toplumun ahlak düzeyinin sorgulanması gerektiğini akla getirmektedir.

Tam da bu noktada Pigou, "büyük gelir transferlerinin, bu aktarmadan yararlananları daha az çalışmaya sürükleyebileceği" konusunda kaygı taşırken; ulusal gelirin düşmesine, bu nedenle de, genel refahın azalmasına yok açacak uygulamaların neticelerine dikkat çekmektedir. Bu çerçevede bu transferlerden yarar sağlayacak kişiler için bazı denetim mekanizmalarının kurulması fikrini benimsemektedir. Pigou'nun temel gayesi, Genel Refah Teorisi ortaya koymak ve söz konusu bu teoriyi iktisat politikasına uygulamaktır (Kök, 1999: 217-218).

Yukarıda verilen Pigou'nun bu kaygısı sosyal güvenlik alanında da geçerliliğini koruyabilmektedir. Sosyal güvenlik, toplum halinde yaşamaktan kaynaklanan tehlikeler de dahil olmak üzere insanın karşı karşıya bulunduğu tehlikelerin ekonomik sonuçlarına karşı emniyet sağlanmasını ifade eder (Arıcı, Alper, 2009: 4). Sosyal güvenlik ile kişiler yarınından emin olmak; aç kalmak, muhtaç duruma düşmek korkusundan kurtulma imkânını elde eder. Bu halde, sosyal güvenliğin sağladığı güvenlik kişileri, toplum içinde iktisadi anlamda muhtaçlıktan koruma, muhtaçlığa karşı duyulan korkudan kurtulma anlamında bir emniyet sağlar (Yazgan, 1992: 18-19).

Sosyal güvenlik harcamalarını daha iyi açıklayabilmek için transfer harcamaları (TR) içindeki payı Tablo 1'de gösterilmiştir. Bu tablodan da anlaşılacağı gibi, sosyal güvenlik harcamaları (SGH) ve transfer harcamaları yıllar itibarıyla artış göstermiştir.

Tablo 1. Sosyal Güvenlik Harcamalarının Transfer Harcamaları İçindeki Yeri

Yıllar	Sosyal Güvenlik Harcamaları	Transfer Harcamaları	SGH / TR(Yüzde)
2002	11,205,000	78,219,615	0.14
2003	15,922,000	94,761,309	0.16
2004	18,893,001	98,225,322	0.19
2005	23,259,415	98,472,494	0.23
2006	24,824,663	105,087,896	0.23
2007	33,350,039	122,288,092	0.27
2008	35,133,383	131,314,558	0.26
2009	52,684,727	158,432,019	0.33
2010	55,039,223	163,221,496	0.33
2011	52,833,451	163,455,196	0.32
2012	63,683,535	189,560,086	0.33
2013	71,793,057	207,052,314	0.34
2014	77,293,729	222,093,042	0.34

Kaynak: Kalkınma Bakanlığı, Gösterge ve İstatistikler, <http://www.kalkinma.gov.tr>

Sosyal güvenlik harcamalarının transfer harcamaları içindeki payı 2002- 2012 yılları arasında istikrarlı bir şekilde artış göstermiştir. 2002 yılında bu oran yüzde 14 iken 2014 yılında ise 34'ye yükselmiştir. Sosyal güvenlik harcamaları ve transfer harcamalarında en dikkat çekici artış ise 2009 ve 2012 yıllarında gerçekleşmiştir. Söz konusu bu artış ile Schultz (1961)'de de belirtildiği gibi beşeri sermayenin niteliğini belirleyen etmenlerden biri olan sağlığın, toplumun refah düzeyini etkileyebileceği düşünülmektedir.

2.2. Genel Sağlık Sigortası Uygulamasına Yönelik Kurumsal Yapı Ve Mevzuat

Türkiye'de gerçekleştirilen sosyal güvenlik reformu, Sosyal Güvenlik Kurumu Kanunu ve Sosyal Sigortalar ile Genel Sağlık Sigortası Kanununun yürürlüğe girmesi ile hayata geçirilmiştir. Söz konusu bu reform temeli farklı şekilde sigortalılık hizmeti sunan Bağ-Kur, Emekli Sandığı ve SSK gibi kurumların yerine tek başına bu hizmeti verebilen bir yapı oluşturmaktır.

Genel sağlık sigortası gelir tespiti sonucunda, gelir düzeyi asgari ücretin 1/3'ünden az olması durumunda hane halkı G_0 gelir grubuna aktarılmaktadır. Bu durumda bireylerin GSS primlerini devlet ödemekte olup, hanehalkı sağlık hizmetlerinden ücretsiz olarak yararlanabilmektedir. Ayrıca yeşil kart sahibi bireyler de otomatik olarak G_0 gelir grubunda yer almaktadır. Hane halkı ortalama geliri net asgari ücretin 1/3'ünden fazla olanlar ise G_1 gelir seviyesinden, brüt asgari ücretin %3'ü oranında aylık 53, 32 TL (2017 yılı için) prim ödeyeceklerdir (5510 Sosyal Sigortalar ve Genel Sağlık Sigortası Kanunu, [6824 Sayılı Kanun], 2017).

Genel sağlık sigortası kapsamına giren uygulamalar (5510 Sosyal Sigortalar Ve Genel Sağlık Sigortası Kanunu, [5754 Sayılı Kanun], 2008);

- 1) Hizmet akdi ile bir veya birden fazla işveren tarafından çalıştırılanlar,
- 2) Kamu idarelerinde çalışanlar,
- 3) Köy ve mahalle muhtarları ile hizmet akdine bağlı olmaksızın kendi adına ve hesabına bağımsız çalışanlar,
- 4) İsteğe bağlı sigortalı olan kişiler,
- 5) Hizmet akdine tabi olanların veya kamu idarelerinde çalışanların veya köy ve mahalle muhtarları ile kendi adına ve hesabına bağımsız çalışanların dışında kalan ve sigortalı sayılmayanlardan;
 - a) Yeşil kart sahibi olanlar,
 - b) Vatansızlar ve sığınmacılar,
 - c) 65 yaş aylığı alanlar,
 - d) İşsizlik Sigortası Kanununa göre işsizlik ödeneği alanlardır.

Çalışmanın temelini de oluşturan genel sağlık sigortasından ücretsiz yararlanacak kişiler ise geliri asgari ücretin üçte birinin altında olanlardır. Bu durumda, G_0 gelir grubunda yer alan yoksul hanehalkının sağlık hizmetleri devlet tarafından karşılanmaktadır.

3. YÖNTEM

Bu çalışmada, İzmir Gaziemir ilçesinin Genel Sağlık Sigortasından yararlandırma prosedüründe izlenen yol referans alınarak, birincil veri tabanı kullanılmış, binary modellemeler kapsamında logit modelden yararlanılmıştır. İzmir-Gaziemir ilçesi hanehalkının gelir beyanları (Ocak- Haziran 2012) esas alınarak hazırlanan bu çalışma, beyan edilen bilgilerin doğru olduğu temeline dayanmaktadır. Çalışmanın örnekleme esas oluşturan veri tabanı, İzmir/Gaziemir Kaymakamlığı ve Sosyal Yardımlaşma ve Dayanışma Vakfı uygulama prosedürünü kapsayan birincil verilerden (Anket) sağlanmıştır. Bu çerçevede yaklaşık olarak 2000 hanehalkı incelenmiş olup, anket taramaları sonucunda 1608 karar birimi analize dahil edilmiştir.

3.1. Değişkenlerin Tanımı, Kısıtları ve Veri Analizi

Araştırmanın bir bütün şeklinde analiz edilebilmesi için değişkenlerin ayrı ayrı tasnif edilmesine ihtiyaç duyulmuştur. Bu anlamda, bağımlı değişken olan gelir gruplarına (G_0 , G_1) göre yaş, cinsiyet ve eğitim düzeyi şeklinde bir tasnife gidilmiştir.

Buradaki amaç, hanehalkının beyan ettikleri gelirlerin, gelir sınırlarına bağlı olarak, doğruluğunu tespit edebilmek, hangi yaş aralığının ve cinsiyetin transfer harcamalarından yararlandığını görebilmek ve ücretsiz olarak sağlık hizmetlerinden yararlanan bireylerin eğitim düzeylerini kestirebilmektir.

Tablo 2. Veri Tabanı Tasnif İstatistikleri

GSS	Hanenin ortalama geliri (TL)	Yaş (Kişi Sayısı)			Cinsiyet (Kişi Sayısı)		Eğitim Düzeyi (Kişi Sayısı)	
		0-25	25-65	65+	Kadın	Erkek	Ortaokul ↓	Ortaokul ve ↑
G ₀	513	73	247	6	910	236	63	263
G ₁	2.300	510	768	4	291	991	358	104

Kaynak: Yazar tarafınan anket taramaları sonucu derlenmiştir.

Yukarıdaki tablodan da anlaşılacağı üzere, Gaziemir sakinleri G₁ gelir grubunda yoğunluk göstermektedir. Ve bu gelir grubundaki kümelenme 25-65 yaş grubundadır.

Ayrıca yoksul hanehalkını simgeleyen G₀ grubundaki ağırlık yine 25-65 yaş grubundadır. G₀ içinde yer alan diğer yaş gruplarının 3 katı olan bu grup, işsizliğin yoğun olduğu yaş grubunu göstermektedir. Türkiye ölçeğinde, işsizlik oranının en yüksek olduğu kesim genç yaş grubu olmakla birlikte, yukarıdaki çıkarımımızı desteklemektedir.

Veri tabanından sağlanan ve tarafımızdan tanımlanmış değişkenler şu şekildedir:

G₀, G₁: Açıklanan değişkeni oluşturan gelir grupları (Dummy); R: Hanenin geliri (yapısal nicel değişken); HB: Hanenin büyüklüğü (karar birimi ölçeği, yapısal nicel değişken); W: Hanenin serveti (yapısal nitel değişken: Refah malına sahip olma durumuna göre dummy); E: Bireylerin eğitim düzeyi (kontrol nitel değişkeni); Yaş: kontrol nitel değişken; Cinsiyet: kontrol değişken; GSS: Genel Sağlık Sigortası kapsamına giren en yoksul hanehalkının transfer harcamalarından yararlanma ihtimalidir (yoksul kesimi ifade eden G₀ (yeşil kartlılar) için 0; G₁ için ise 1 verilerek bağımlı değişken yaratılmıştır).

Hanenin geliri (R) ve hane büyüklüğü (HB) değişkenleri, modeldeki niceliksel değişkenlerdir. Zira araştırmanın çıkış noktası, gelirdeki artışa bağlı olarak hanehalkının genel sağlık sigortası hizmetlerinden ücretsiz olarak yararlanamama olasılığıdır. Diğer değişkenler de aşağıdaki gibi gölge değişken atanarak oluşturulmuştur:

W: $D_1= 0$, asgari refah malı olan barınma ve ulaşım aracı olarak ev ve araba sahibi değilse; $D_2= 1$, refah mallarından en az birine sahip ise

E: $D_1= 0$, hanehalkının eğitim düzeyleri ortaokul düzeyinin altındaysa; $D_2= 1$, ortaokul düzeyinin üzerindeyse

Yaş: $D_1= 0$, hanehalkı üyesi 0-25 arası ve 65 yaşının üzerinde ise; $D_2= 1$, 25 ile 65 arasında ise

Cinsiyet: $D_1= 0$, hanehalkı üyesinin cinsiyeti kadınsa; $D_2= 1$, erkek ise

Yaş değişkeni için bu şekilde bir gölge değişkeninin atanmasının gerekçesi; kişilerin 25 yaşına kadar askerlik, üniversite, iş arama süresi vb. nedenlerden dolayı çalışma hayatından uzak kalabilmektedirler.

R katsayısı, her bir hanehalkının gelirindeki bin liralık bir artışın, genel sağlık sigortası bağlamında devletin üzerindeki yükün azalma olasılığını,

HB katsayısı, her bir hanehalkının ölçeğindeki bir birimlik (kişi / adet) artışın, transfer harcamalarından sağlanan destek niteliğindeki genel sağlık sigortasına (G_0) dahil olma olasılığını,

W: $D_1= 1$ katsayısı, her bir hanehalkı ev ve/veya araba sahibi ise sağlık hizmetlerinden ücretsiz yararlanmaktan çıkarılma olasılığı; $D_2= 0$ katsayısı, genel sağlık sigortasına (G_0) dahil olma olasılığı,

E: $D_1= 1$, her bir hanehalkı üyesi ortaokul üzeri bir eğitim almışsa, genel sağlık hizmetlerinden ücretsiz yararlanmaktan (G_0 'dan) çıkarılma olasılığı; $D_2= 0$, sağlık hizmetlerinden ücretsiz yararlanma (G_0) kapsamında olabilme olasılığı,

Yaş: $D_1= 1$ katsayısı, hanehalkı üyesi 25 ile 65 yaş arasında ise genel sağlık sigortasından (G_0 'dan) çıkarılma olasılığı; $D_2=0$, hanehalkı üyesi 25 yaş altı veya 65 yaş üstü ise sağlık hizmetlerini ücretsiz kullanma (G_0 olma hali) olasılığı,

Cinsiyet: $D_1= 1$, hanehalkı üyesi erkek ise genel sağlık sigortası bağlamından sağlık hizmetlerinden ücretsiz yararlanmaktan çıkarılma olasılığı; $D_2= 0$ katsayısı, kadın ise sağlık hizmetlerini ücretsiz alabilme olasılığını vermektedir.

3.2. Ekonometrik Yöntem: Logit Model

Binary modellerinden olan Logit model formu şu şekilde verilmektedir:

$$\Pr(Y = 1|X_1, X_2, \dots, X_k) = F(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k) \quad (1)$$

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k)}}$$

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}}$$

Yukarıda yer alan denklem (1)'deki eşitliğe lojistik dağılım fonksiyonu denilmektedir. Z_i rankı $-\infty$ 'dan $+\infty$ 'a kadar olan aralıkta, P_i rankı ise 0 ile 1 arasında değerler aldığı ve Z_i (yani X_i) ile ilişkinin doğrusal olmadığı söylenebilir (Gujarati, 2009: 554).

Logit modelin katsayıları en çok olabilirlik ile tahmin edilir. En çok olabilirlik tahmincisi tutarlıdır ve büyük örneklerde normal dağılır (Stock ve Watson, 2011: 398).

Yukarıdaki model bu çalışma için denklem (2)'deki gibi uyarlanmıştır.

$$GSS_i = \alpha_0 + \alpha_1 R_i + \alpha_2 HB_i + \alpha_3 W_i \quad (2)$$

Bu ekonometrik modelde;

GSS_i = Genel sağlık sigortası kapsamına giren en yoksul hanehalkının transfer harcamalarından yararlanma ihtimali,

R_i =Hanenin geliri

W_i =1, refah mallarına(ev ya da araba) sahipse

0, sahip değilse

Araştırmamıza ait modelimiz, yoksul bir hane bireyinin sağlık sigortasından ücretsiz olarak yararlanma olasılığını, hanenin geliri ve servet gibi sırasıyla nicel ve nitel değişkenlerle açıklama uğraşındadır. Daha açık ifade etmek gerekirse, kurduğumuz model ile en yoksul bir hanenin gelir artışına bağlı olarak sağlık hizmetlerinden prim ödeme şartı ile yararlanabilme olasılığını hesaplayabilmektir.

Bu amaçla Logit model kurulmuş ve bu modelin ekonometri teorisine uygun bir şekilde antilogaritması alınıp, bu değerden bir sayısı çıkarılarak yorumlanır hale getirilmiştir (Gujarati, 2009: 559).

Servet açısından da yukarıdaki model, bir hanenin gelirinin artışına bağlı olarak, elde edilen refah mallarını tespit eden mülki idareler (Kaymakamlıklar) ve Sosyal

Yardımlaşma ve Dayanışma Vakfı görevlilerince, söz konusu hanehalkının genel sağlık sigortası sisteminden (G_0 kapsamından) çıkarılma olasılığını kestirebilme amacıdır. Yani, İzmir-Gaziemir halkının beyanlarının doğruluğu varsayımı altında, hanehalkı bireylerinin istihdam edilme olasılığına bağlı olarak, gelir artışının ve/veya gelir artışı sonucunda, refah mallarına sahip olunması halinde, söz konusu hanehalkının sağlık hizmetlerini ancak prim ödeme koşuluyla elde edebilme olasılığını bulabilmektedir.

4. UYGULAMA BULGULARI

Yukarıda yer Logit model çerçevesinde kurulan model ve elde edilen uygulama sonuçları Tablo 3’de gösterilmiş olup, Tablo 4’de de olasılık bulgularına yönelik göstergeler yorumlanmıştır.

$$GSS = \beta_0 + \beta_1 R + \beta_2 HB + \beta_3 W + \beta_4 E + \beta_5 Yaş + \beta_6 Cinsiyet \quad (3)$$

$$GSS = 0.9678 + 0.0038 R - 0.6235 HB + 1.6566 W - 0.1395 E - 0.8871 Yaş - 0.0763 Cinsiyet$$

Tablo 3. Logit Model : Yoksul Hanehalkının GSS’den Yararlanabilme İhtimaliyeti

G ₀ =0;G ₁ =1		Katsayı Tahmini	Z-İstatistiği	Olasılık Değeri
Değişkenler				
R		0.0038	13.5584	0.0000
HB		-0.6235	-10.7472	0.0000
W		1.6566	7.6244	0.0000
E		-0.1395	-0.8131	0.4161
Yaş		-0.8871	-4.2136	0.0000
Cinsiyet		-0.0763	-0.4117	0.6805
C		0.9678	3.4307	0.0006

McFadden R-squared= 0.4034

Prob(LR statistic)= 0.0000

Avg. log likelihood= 0.3042

Bu araştırma bulguları denklem (3) ile gösterilen model ve Tablo 3’den anlaşılacağı gibi, model bir bütün olarak anlamlı olup eğitim (E) ve cinsiyet dışındaki diğer göstergeler istatistiki olarak 0.005 ve 0.01 düzeyinde güvenilir tahminicilerdir. Bununla birlikte, Avg. log likelihood göstergesinin 0.3042 olması, genişletilmiş göstergelerde %30 düzeyinde güvenilir olduğuna işaret etmektedir. Bu bulgular, hanehalkının genel sağlık sigortasından yararlanma olasılığını açıklayan göstergeler olarak yorumlanabilir. Kendi hesabına çalışma ve/veya bir başkasının hesabına ücretli çalışma olasılığına yönelik bir varsayımdan da hareketle, istihdam edilme olasılığı

yükseldikçe ve hanehalkının sayısındaki azalışa da bağlı olarak, hanehalkının geliri arttıkça, transfer harcamalarındaki yararlanma olasılığındaki azalış beklentilerle paraleldir. Ayrıca, ankette yer alan bilgilere bağlı olarak, refah malları üzerinden yapılmış servet tespitleri dikkate alındığında servete sahip olan hanehalkının devlete yük teşkil etmeme olasılığı azalmaktadır. Diğer yandan hanehalkının yaş ortalaması (0-25 ve 65 arasında) her bir yıl yükseldikçe, kendi hesabına ya da bir başkası hesabına çalışma ortamı bulamaması veya ücret geliri elde edememesi ihtimali yükseldiği içindir ki, transfer harcamalarından yararlanma ihtimali artmaktadır.

Tablo 4. Logit Modeli Katsayılarının Yorumu

Değişkenler	Katsayılar
R	0.0040
HB	-0.4640
W	4.2419
E	-0.1303
Yaş	-0.5882
Cinsiyet	-0.0735
C	1.6323

Tablo 4’den de görülmektedir ki, yapısal ve niceliksel değişken olarak ele alınan hanehalkının gelir seviyesindeki her bin liralık bir artışın, genel sağlık sigortası kapsamındaki ailelere verilen destekten dolayı transfer harcamalarını azaltma olasılığındaki ortalama değişme; diğer bir deyişle genel sağlık sigortasından çıkarılma ihtimali (prim ödeme durumuna geçme) yaklaşık olarak binde 4’tür. Bu durum istihdam edilebilirlik ya da kendi hesabına çalışabilirlik düzeyinde önemli bir gelir artışı olmadığı sürece genel sağlık sigortası desteğine bağlı olarak ortaya çıkan transfer harcamalarının devam edeceğini ya da daha da artacağını gösterir. Nitekim, hanehalkı sayısındaki her birimlik bir artış, yukarıda belirtildiği gibi gelir artmış olsa bile genel sağlık sigortası desteğinin azalma olasılığındaki değişiminin 0.47 düzeyinde olacağını ifade eder.

Yaş değişkeni için de benzer bir çıkarımda bulunulabilir. Yani 25-65 yaş grubunda yer alanların sayısındaki bir artış, yukarıda belirtildiği gibi gelir artmış olsa bile genel sağlık sigortası desteğinin azalma olasılığındaki değişmeyi 0.59 düzeyinde etkilemektedir.

SONUÇ

Araştırma bulguları ışığında, uygulama sonuçları bir bütün olarak değerlendirildiğinde, tarafımızdan tanımlanan yapısal ve kontrol değişkenleri çerçevesinde kurulan model tahminlerinin güvenilir bulgularından anlaşılacağı gibi çalışmanın hipotezi kısmen doğrulanmıştır. Dolayısıyla, hükümetin 1 Ocak 2012’de yürürlüğe sokmuş olduğu genel sağlık sigortası sistemi İzmir/Gaziemir ölçeğinde güvenilir bir biçimde uygulanmakla birlikte, transfer harcamalarının azalma olasılığı, ancak kararlı ve nitelikli bir eğitim ve istihdam yaratma politikası ile başarılı olacak bir

yapıyı sergilemektedir. Çünkü bu politika yoksul kesimin hiçbir ücret ödemediği sigortalı olarak sağlık güvencesine sahip olmasını sağlamıştır.

Uygulamayı yürüten Mülki İdare ve Sosyal Yardımlaşma ve Dayanışma Vakfı tarafından hanehalkına ait olan refah malları tespit edilmiş olma ve eksik ya da hileli beyanları ortaya çıkarma gücü GSS'den yararlanma olasılığında artıştaki değişmeyi 4,24 kat etkilemektedir. Diğer bir ifade ile bu tahminci GSS'den faydalanmaması gerekenleri ortaya koyan bir gösterge niteliğindedir. Ayrıca eğitim ve cinsiyet değişkeni katsayıları istatistikî olarak anlamlı bulunmamıştır.

Bu araştırmanın amacı doğrultusunda kurulan modelin katsayı ve anlamlılık düzeyleri düşünüldüğünde, çalışmanın temel hipotezi olan "Hanehalkı gelirindeki artışın yanı sıra niteliksel faktörlerdeki iyileşmeler, devletin genel sağlık sigortasından doğan ilave transfer harcamalarını azaltır" şeklinde kurulan hipotezi, kısmen doğrulamaktadır.

Hizmet endüstrisi için yapılan bu uygulamalar, sosyal devlet olma özelliğinin bir göstergesi niteliğindedir. 2012 ve sonrası için GSS'den ücretsiz yararlanan hanehalkının devlete olan mali yükünün azalma ihtimali, devletin istihdam yaratma politikasına bağlı olacaktır. Aksi takdirde iradi işsizliğin yükselmesi, ücret ödemediği sosyal güvenceye sahip olan ve diğer ihtiyaçlarını devletin aile yardımı fonlarından karşılama alışkanlığının devam etmesi sonucu hanehalkının çalışma hayatından vazgeçmesine neden olabilir. Bu durum uzun vadede refahın azalmasına sebep olan daha ağır sonuçları da beraberinde getirebilir.

Sonuç olarak, Türkiye Ekonomisini yöneten politika yapıcılarına kişi başına düşen geliri artırabilmeleri için kendi hesabına ya da başkasının hesabına istihdam artışını sağlayacak reel politika üretme ve etkin stratejiler geliştirmeleri önerilmektedir. Aksi takdirde, uzun vadede Türk toplumunun sosyo-psikolojik kapasitesi zarar görebilir ve giderek sosyal barış da bozulabilir.

KAYNAKÇA

- Aisa, R., F. Pueyo (2006), "Government Health Spending and Growth in a Model of Endogenous Longevity", *Economics Letters*, 90, 249–253.
- Arıcı, K., Y. Alper (2009), *Sosyal Güvenlik*, Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Yayını.
- Atasever, M. (2015), *Türkiye Sağlık Hizmetlerinin Finansmanı ve Sağlık Harcamalarının Analizi: 2002-2013 Dönemi*, Ankara: Bakanlık Yayın No: 983.
- Atılğan, E., E.D. Kılıç, M. Hasan (2017), "The Dynamic Relationship Between Health Expenditure and Economic Growth: Is the Health-Led Growth Hypothesis Valid for Turkey?", *The European Journal of Health Economics*, 18(5), 567–574.

- Ay, A., O. Kızılkaya, E. Koçak (2013), “Sağlık Göstergeleri İle Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği”, *Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi*, 6(1), 163-172.
- Braendle, T., C. Colombier (2016), “What Drives Public Health Care Expenditure Growth? Evidence from Swiss Cantons, 1970–2012”, *Health Policy*, 120(2016), 1051–1060.
- Daştan, İ., V. Çetinkaya (2015), “OECD Ülkeleri ve Türkiye’nin Sağlık Sistemleri, Sağlık Harcamaları ve Sağlık Göstergeleri Karşılaştırması”, *Sosyal Güvenlik Dergisi*, 5(1), 104-134.
- Demir, Ö. (2003), *İktisat ve Ahlâk*, Ankara: Liberte Yayınları.
- Di Matteo, L. (2005), “The Macro Determinants of Health Expenditure in the United States and Canada: Assessing the Impact of Income, Age Distribution and Time”, *Health Policy*, 71, 23–42.
- Edizdoğan, N. (2007), *Kamu Maliyesi*, Bursa: Ekin Yayınevi.
- Eker, A. (2009), *Kamu Maliyesi*, İzmir: Birleşik Matbaa Ltd. Şti.
- Gruber, J., L. Levitt (2000), “Tax Subsidies for Health Insurance: Costs and Benefits”, *Health Affairs*, 19(1), 72-85.
- Gujarati, D.N. (2009), *Temel Ekonometri*, Çev. Ümit Şenesen, Gülay Günlük Şenesen, İstanbul: Literatür Yayınları.
- Ke, X., P. Saksena (2011), “The Determinants of Health Expenditure: A Country-Level Panel Data Analysis”, World Health Organization Working Paper.
- Kök, R. (1999), *İktisadi Düşünce “Kavramların Analitik Evrimi”*, İzmir: Anadolu Matbaacılık.
- Lago-Peñas, S., D. Cantarero-Prieto, C. Blázquez-Fernández (2013), “On the Relationship Between GDP and Health Care Expenditure: A New Look”, *Economic Modelling*, 32(2013), 124–129.
- Schultz T.W. (1961), “Investment in Human Capital”, *American Economic Review*, 51, 1-17.
- Sosyal Sigortalar ve Genel Sağlık Sigortası 5510 Sayılı Kanunu (6824 S.K.). 2017. Resmi Gazete. 9878-36.
- Sosyal Sigortalar ve Genel Sağlık Sigortası 5510 Sayılı Kanunu (5754 S.K.). 2008. Resmi Gazete. 9786.
- Stock, J.H., W.M. Watson (2011), *Ekonometriye Giriş*, Çev. Bedriye Saraçoğlu, Ankara: Efil Yayınları.
- Tatar, M. (2011), “Sağlık Hizmetlerinin Finansman Modelleri: Sosyal Sağlık Sigortasının Türkiye’de Gelişimi”, *Sosyal Güvenlik Dergisi*, 1(1), 103-133.
- T.C. Kalkınma Bakanlığı (2017), Gösterge ve İstatistikler, 14 Mart 2017, <http://www.kalkinma.gov.tr>.
- Türk, İ. (2002), *Kamu Maliyesi*, Ankara: Turhan Kitabevi Yayınları.
- Veblen, T.B. (1899), *Aylak Sınıfın Teorisi, Kurumların İktisadi İncelemesi*, çev. Eren Kırmızıaltın ve Hüsnü Bilir, Ankara: Heretik Yayınları.
- Yazgan, T. (1992), *İktisatçılar İçin Ders Notları*, Türk Dünyası Araştırma Vakfı, İstanbul: Kutay Yayınları.

TÜRKİYE EKONOMİSİ FİYAT KATILIKLARININ FAVAR MODELİ İLE ANALİZİ

Hacettepe Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi Dergisi,
Cilt 36, Sayı 4, 2018,
s. 75-94

Bige KÜÇÜKEFE

Öğr.Gör.Dr., Namık Kemal Üniversitesi
Marmara Ereğlisi MYO
Muhasebe ve Vergi Uygulamaları Bölümü
bkucukefe@nku.edu.tr

Dündar Murat DEMİRÖZ

Prof. Dr., İstanbul Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
Uluslararası İktisat Bölümü
dundar.demiroz@istanbul.edu.tr

Öz: Fiyatların ve ücretlerin katı olduğu varsayımı üzerine inşa edilmiş olan Yeni Keynesyen iktisat teorisine göre para nötr değildir ve parasal genişleme ekonomide reel sonuçlar üretir. Her ne kadar toplulaştırılmış veriler fiyat katılığı varsayımını desteklese de, mikro veriler incelendiğinde fiyatların geleneksel olarak varsayılandan çok daha değişken olduğu görülmüştür. Makro ve mikro veriler arasındaki bu uyumsuzluğu açıklamak için, bir FAVAR modeli (Bernanke, Boivin ve Eliaz, 2005) geliştirilmiş ve fiyat değişimlerinde sektöre özgü ve ortak bileşenlerin payı 2005: 01-2014: 12 ekonomik verileri kullanılarak hesaplanmıştır. Yapılan analizde, toplulaştırılmamış verilerde fiyatlardaki aylık değişimlerin büyük bir kısmının sektöre özgü etkenlerden kaynaklandığı görülmüştür. Ayrıca TÜFE enflasyonunun kalıcılığının büyük ölçüde makroekonomik etkenlerden kaynaklandığı sonucuna varılmıştır.

Anahtar Sözcükler: Fiyat katılıkları, FAVAR, Yeni Keynesyen Ekonomi, Türkiye ekonomisi.

**AN ANALYSIS OF
PRICE RIGITIY IN
TURKEY BY FAVAR MODEL**

*Hacettepe University
Journal of Economics
and Administrative
Sciences
Vol. 36, Issue 4, 2018,
pp. 75-94*

Bige KÜÇÜKEFE

Lecturer, PhD., Namik Kemal University
Marmara Ereğlisi Vocational School
Department of Accounting and Tax
Applications
bkucukefe@nku.edu.tr

Dünder Murat DEMİRÖZ

Prof. Dr., Istanbul University,
Faculty of Economics, Economic
Development and International Economics
Department
dunder.demiroz@istanbul.edu.tr

A

Abstract: According to the New Keynesian economic theory, built on the assumption that prices and wages are sticky, the money is not neutral and the monetary expansion generates real results in the economy. Despite the aggregate data supporting the sticky prices assumption, microdata indicates that disaggregated prices change much faster than conventionally assumed. To explain the disagreement between macro and microdata, A FAVAR model (Bernanke, Boivin ve Elias, 2005) is developed and the common and sector-specific components of Turkish economy from 2005: 01 to 2014: 12 is computed. The analysis reveals that the most of the monthly changes in prices in disaggregated data are due to sector-specific factors. Moreover, the persistence of the TÜFE inflation is largely due to macroeconomic factors.

Keywords: Price Rigidity, Sticky prices, FAVAR, economics of Turkey.

GİRİŞ

Fiyatların esnek mi yoksa yapışkan mı oldukları sorusu, makro ekonominin temel araştırma konularından birisidir. Konjonktür dalgalanmalarının kaynaklarını ve aynı zamanda para politikasının ekonomi üzerindeki etkilerini anlamak için fiyat değişimlerinin doğru olarak değerlendirilmesi gereklidir. Eğer fiyatlar yapışkansa (nominal şoklara yavaş tepki veriyorsa), merkez bankaları üretilen mal ve hizmetlerin reel miktarını para politikaları yoluyla etkileyebilirler. Yeni Keynesyen teorisinin önde gelen isimleri Fischer (1977) ve Taylor (1979; 1999), kademeli fiyat ayarlama politikası nedeniyle ortaya çıkan nominal katılıkların çıktı üzerinde sürekli bir etki oluşturabileceğini göstermişlerdir. Dolayısıyla bir ekonomide fiyatların yapışkanlık derecesini belirlemek, şokların etkilerinin doğru biçimde tahmin edilmesine yardımcı olmaktadır. Ayrıca fiyat yapışkanlığının karakteristiği ve sektörel dağılımı, enflasyon dinamiklerinin daha iyi anlaşılmasını sağlamaktadır.

Keynes, 1936 yılında yayınladığı “İstihdam, Faiz ve Paranın Genel Teorisi” adlı kitabı ile birlikte makroekonomik politika yaklaşımlarına klasiklerden farklı, yeni bir bakış açısı getirmiştir. Kapitalist sistemin 20. yüzyıldaki en büyük krizi olan Büyük Buhan’a tanıklık eden Keynes, ekonominin tam istihdama ulaşmada ve Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH)’nın toplam hacmini belirlemede başarısız olduğunu, “herhangi bir iyileşme ya da tamamen çöküş eğilimi göstermeksizin uzunca bir süre normalin altındaki bir faaliyet düzeyinde kalabilecek gibi görüldüğünü” gözlemlemiştir (Keynes,1936). Tam istihdama yeniden ulaşmanın yolu olarak piyasalara hükümetin para ve maliye politikaları yoluyla müdahalesine izin veren Keynesyen iktisatın bu önerilerinin Büyük Buhan’dan çıkışta yararlı olmasıyla Keynesyen ekonomi altın çağını yaşamıştır.

Keynesyen iktisat kapsamında açıklanan piyasa başarısızlığı ve gayri iradi işsizlikle ilgili önermelerde ücret ve fiyat piyasaları esnek fiyatlar sayesinde dengeye gelir. Bu durum, Walras’ın rasyonel bireylerin piyasayı optimize eden davranışlarının yer aldığı tam istihdam teorisiyle uyumsuzdur. Walras (1877) modelinde rekabetçi genel denge teorisi vardır. Mikroekonomiye hakim olan bu teori, Keynes’in aksine, tek piyasalar ve ajanlardan başlayarak tüm ekonomik işleyişi tümevarım yöntemiyle açıklamaya çalışmaktadır. Mikro ekonomik temeldeki bu eksiklik, Keynesyen ekonominin altın çağında göz ardı edilse de 1973’den itibaren değişen ekonomik koşullar, Keynesyen ekonomi politikalarına yöneltilen eleştirilerin artmasına neden olmuştur. Aktif para ve maliye politikaları ile uygulanan devlet müdahalesinin, piyasalardaki toplam istikrarsızlığı giderebileceği yönündeki görüşü, petrol fiyatlarının hızla arttığı 1970’lerde etkisini yitirmiştir. Monetarizm, eski ve yeni Klasik makro ekonomi yaklaşımları aktif makroekonomik politikalara gerek olmadığını ve piyasaların geçici olarak doğal üretim ve tam istihdam düzeyinden uzaklaşsalar bile hızlıca normale

döneceğini söylemiştir. 1970'lerdeki enflasyon artışı Keynesyen ekonomideki teori eksikliklerine dikkat çeken iktisatçılara bir güven sağlamıştır. Ayrıca yeni klasik yaklaşımda iş çevrimlerinin en belirleyici nedeni de öngörülemez parasal şoklar olduğunu belirtmişti (Lucas, 1980). 1970'lerin sonunda yeni klasik yaklaşımın da eksiklikleri görünür hale gelmiştir. Bu eksikliklerin temelinde piyasaların sürekli temizlenmesi ve eksik bilginin birlikte temel varsayım olarak kabul edilmesi vardır. Metodolojik olarak yapışkan fiyatlar reddedilmesine rağmen, yeni klasik modeller paradan üretime doğru nedensellik içeren işçevrimleri yeterince açıklanmadan kabul edilmiştir (Snowdon, Vane, 2012: 236).

1980'ler ise Keynesyen iktisat için yeniden canlanma yılları olmuştur. Lucas'ın (Lucas, 1980) Keynesyen iktisadın ölümünü ilan ettiği makaleden sadece altı yıl sonra Howitt'in (1986) "Keynesyen toparlanma" ve Blinder'in "Lucas'dan sonra Keynes" (1986) isimleriyle yayınladıkları çalışmalar Yeni Keynesyen Ekonomi teorisini ele almıştır. "Yeni Keynesyen Okulu" terimini ilk defa kullanan Micheal Parkin, bu okulun temel kavramı olarak da yeni akım rasyonel beklentiler varsayımı altında fiyat ve ücret katılıklarını anlatmıştır. Yeni Keynesci Okul, Yeni Klasik Okul'dan farklı olarak fiyat ayarlamalarının tam rekabetçi firmalar tarafından değil, monopolistik firmalar tarafından yapıldığını söylemiştir. Yeni Keynesyen iktisatçılar eksik rekabet, eksik piyasalar, heterojen emek, asimetrik bilgi konularının teorik temellerine ve makroekonomik sonuçlarına ilişkin çok çeşitli çalışmalar yapmışlardır. Yeni Keynesyen teorisyenlerin ücret ve fiyat katılıkları ile ilgili yaptıkları araştırmalarla hem tutarlı bir arz teorisi kurmayı hedeflemişler hem de Ortodoks Keynesyenlerin önemli bir eksiği olan sağlam mikro temeller kurmaya çalışmışlardır. Yeni Keynesyen ekonomi para yanlı mıdır -ya da klasik dikotomi geçersiz midir- sorusuna evet cevabı verir. Paranın yanlı olma durumu fiyat katılıklarından kaynaklanmaktadır. Fiyat katılıklarının varlığı durumunda para politikası reel etkilere sahip olur.

Fiyat katılığının neden oluştuğunu anlayabilmek için fiyat ve ücret katılığı konusunda çok çeşitli çalışmalar yapılmıştır. Örneğin Taylor (1979) ücretlerin yapışkanlığı konusunu ücretlerin basamaklar halinde düzenlenmesine ve bütün firmaların aynı anda ücretleri değiştirmemesine bağlamıştır. Calvo (1983) ise fiyat ayarlama işleminde veri bir zamanda ekonomideki bir firmanın fiyatları değiştirmesi olasılığının sabit olduğunu vurgulamıştır. Taylor ve Calvo'nun bu teorileri, fiyat ve ücret katılığını zamana bağlı (*time-dependent*) olarak açıklayan teorilerdir. Mankiw (1985), Blanchard ve Kiyotaki (1987) ise duruma bağlı (*state-dependent*) teorilerin temsilcileri olmuşlardır. Eksik rekabet piyasasında faaliyet gösteren firmalar fiyatlarını ayarlarken menü maliyetleri olarak bilinen engellerle karşılaşır. Bu maliyetler firmaların fiyatları daha az değiştirmelerine neden olur. Mankiw (1985), Akerlof ve Yellen (1985) ve Parkin (1986) de fiyat katılıklarının nedenlerini anlamak için menü maliyetleri konusunda araştırma yapmışlardır. Bu çalışmalarda menü maliyetleri

kavramına, fiyat listelerini ve katalogları yeniden basmak, bunun için ayrıca bir emek kullanılması, tedarikçiler ve müşteriler ile alım ve satım sözleşmelerinin güncellenmesi gibi konular dahil edilmiştir. Rotemberg (1982) firmaların fiyat değiştirmedeki isteksizliğini müşteri kaybetme korkusuna bağlamıştır. Blinder (1982) mallarını stoklama imkanları olan firmaların fiyatlarını değiştirmede çok istekli olmadıklarını göstermiştir.

Ampirik verilere baktığımızda, toplulaştırılmış veriler Yeni Keynesyen ekonominin öngördüğü fiyat katılığının mevcut olduğunu göstermektedir. Ancak yapılan çalışmalarda mikro verilerin toplulaştırılmış verilere göre çok daha fazla değişkenlik içerdiğini göstermektedir. Bu çalışmanın amacı Türkiye’de makro ve mikro veriler arasındaki fiyat katılığı farklılıklarını incelemektir. Makro ekonomik ve sektöre özgü dalgalanmaların fiyatlar üzerindeki etkisini ayrıştırılması ve bu iki etkenin fiyat değişimi içindeki paylarının doğru tahmin edilmesi para politikası açısından çok önem taşır. Bu ayrıştırma işlemi için kullanacağımız ampirik çerçeve Bernanke *vd.* (2005) tarafından geliştirilen FAVAR (Faktör Artırmalı Vektör Auto Regresyon) modeline dayanmaktadır. Bu model, yöntem olarak bir vektör oto-regresyonu doğrudan ana bileşenlerin faktörlerini hesaplamayı içerir. Serbestlik derecesinin artması ve çok büyük değişken setleri için impuls tepkilerinin tahmin edilebilmesi gibi avantajlar sunan FAVAR yöntemi, makroekonomik araştırmalarda yaygın bir kullanım alanına sahiptir.

1. LİTERATÜR TARAMASI

Fiyatların yapışkan olduğu ve kademeli biçimde zamana veya duruma bağlı olarak ayarlandığı çok sayıda makro ekonomik model geliştirilmiştir. Ürün bazında fiyatları inceleyen birçok araştırmacı (örneğin Alvarez *vd.*, 2005; Kashyap 1995, Levy *vd.*, 2008; MacDonald, Aarondon 2000; Kackmeister 2007) toptan eşya ve tüketici fiyatlarının bir süre sabit seyrettiğini göstermişlerdir. Toplulaştırılmış veri kullanarak yapılan ampirik çalışmalarda, bir parasal şok sonrası fiyatların bir süre değişmeden kaldığını bulmuşlardır. (Christiano *vd.*, 1999; Carvalho, 2005; Rotemberg, Woodford 1997; Christiano *vd.*, 2005, Smets, Wouters 2004; Nakamura, Steinsson 2010). Bu ve benzeri bulgular ışığında, politika analizi için kullanılan modeller de dahil olmak üzere, pek çok makro ekonomik model fiyatların yapışkan olduğu varsayımına dayanır.

Türkiye ekonomisi için yapılan çalışmalara baktığımızda Abdioğlu (2010) Tüketici Fiyatları Endeksi (TÜFE) kapsamındaki ana harcama kalemleri bazında nominal fiyatların katılık derecelerini incelemiş ve nominal fiyatların aşağı doğru oldukça katı iken artış yönünde çok esnek olduğu sonucuna varmıştır. 1994-2009 yılları arasında TÜFE kapsamındaki mal ve hizmetlerin nominal fiyatları ortalama her 1.6 ayda bir değişmiştir. Özmen ve Sevinç (2011), Türkiye’de TÜFE’nin önemli kısmını oluşturan 6000 civarı malın 2006: 10-2011:01 arası dönemi kapsayan fiyat değişimlerini incelediler ve Türkiye’deki fiyatların değişim frekansını gelişmiş ekonomilere kıyasla

daha yüksek olduğunu buldular. Ortalama 7.4 haftada bir fiyatlar değişmektedir ve fiyat ayarlamalarının medyan değeri %3.5 olarak bulunmuştur. Ayrıca, fiyat değişim sektörel bazda heterojenlik göstermektedir. Türkiye ekonomisinde fiyat dinamiklerini inceleyen Küçükefe (2016) fiyatların katılık derecesi araştırmıştır. TÜFE fiyat serileri kullanılarak elde edilen sonuçlara göre Türkiye’de fiyatlar ortalama olarak her 1.3 ayda bir değişmektedir. Bu değer Türkiye için 2 ayın altında olması, fiyat katılık derecesinin gelişmiş ülkelere kıyasla belirgin biçimde düşük olduğunu göstermektedir. Küçükefe (2017) bir diğer çalışmada Türkiye’deki fiyat katılığının makroekonomik koşullardan mı yoksa sektöre özgü koşullardan mı kaynaklandığını rasyonel dikkatsizlik modelini kullanarak incelemiştir.

Ürün bazlı fiyatlardaki artış ve azalışlar birbirlerini etkisizleştirdiği için fiyat değişimlerinin toplulaştırılmış verilere yansımadağı görüşü fiyat katılığı araştırmalarına yeni bir yön vermiştir. Toplulaştırılmış verilere bakıldığında yapışkan görünen fiyatlar, ürün bazında incelendiğinde daha değişken olduğunu savunan Bils ve Klenow (2004), ABD tüketici harcamalarının yaklaşık %70’lik bir bölümünü oluşturan ve 350 ana başlıkta toplanan tüketim eşyası ve hizmet fiyatlarının değişim süresinin medyan değerini 4.3 ay olarak hesaplamıştır. Diğer taraftan, son dönemde toplulaştırılmamış fiyatlar kullanılarak yapılan araştırmalar, fiyatların yaygın biçimde varsayılanın çok üzerinde bir esneklik gösterdiğini ortaya koymuştur. Örneğin, Klenow ve Kryvtsov (2008) 1988-2004 yıllarını kapsayan ABD tüketici fiyat endeksi mikro verisine dayandırdıkları çalışmalarında, fiyat ayarlamalarının -indirim fiyatlarının ele alınışına bağlı olarak- 4 veya 7 ay gibi çok sık aralıklarda yapıldığını ve fiyat değişim oranlarının ise %10 gibi yüksek bir değer olduğunu bulmuşlardır.

Boivin, Giannoni ve Mihov’un 2009 yılında yaptıkları çalışmalarında makroekonomi politikalarının toplulaştırılmış ve toplulaştırılmamış verilerde farklı etkilerini ayırtmak için FAVAR yöntemini kullanmışlardır. ABD ekonomisi için yaptıkları çalışmada enflasyon dalgalanmalarının ancak %15’inin makroekonomik şoklarla açıklanabildiği, toplulaştırılmamış fiyatların sektöre özgü şoklara çok çabuk tepki verdiği sonucuna varmışlardır. 2003 yılında Avrupa Merkez Bankası, enflasyondaki değişimleri makro ve mikro veri setlerini kullanarak inceledikleri Enflasyon Dayanıklılık Ağı (*Inflation Persistence Network*)’ü kurmuş ve bu konuda çalışmalar yapmıştır. Chong vd. (2013), Hindistan ve Çin için yaptıkları çalışmada FAVAR yöntemini kullanmışlardır. Çalışmalarının sonucunda makroekonomik ve para politikası şokları sonrasında fiyatların Hindistan’da Çin’e nazaran daha hızlı ayarlandığı sonucuna varmışlardır. Gu (2014) Japon ekonomisi için, Mumtaz vd. (2009) İngiltere için FAVAR yöntemiyle fiyat katılıklarını inceleyen çalışmalardan bazılarıdır.

2. YÖNTEM VE BULGULAR

Toplaştırılmış verilerle yapılmış çalışmalarda Yeni Keynesyen ekonominin öngördüğü fiyat katılığının mevcut olduğunu gösterse de mikro verilerin topllaştırılmış verilere göre çok daha fazla deęişkenlik içerdęi görölmektedir. Bu çalışmanın amacı Türkiye’de makro ve mikro veriler arasındaki fiyat katılığı farklılıklarını FAVAR modeli kullanılarak incelemektir. FAVAR modeli (Bernanke *vd.*, 2005) sayesinde, ekonomik göstergelerin oluşturduğu çok büyük veri kümeleri sistematik biçimde kullanılarak, incelenmek istenen verileri etkileyen makro ekonomik etkenler tahmin edilebilir. Ayrıca FAVAR yönteminde çok büyük veri kümelerinin yanında gözlemlenemeyen faktörler de modele dahil edilebilmektedir. Bu avantajlar sayesinde FAVAR modelinin pek çok ekonomik uygulamada kullanımı gittikçe yaygınlaşmaktadır (Bai *vd.*, 2014).

Vektör otoregresyon (VAR) modelleri, makroekonomik analizlerde çok önemli bir rol oynamıştır. Bernanke ve Blinder (1992) ve Sims (1992) para politikasının makro-ekonomik deęişkenler üzerindeki etkilerini belirlemek için VAR yöntemlerinden faydalanmışlardır. Benzer çalışmalarla bu konuda çok zengin bir literatür oluşmuştur. Bu yaklaşımın temel avantajı, para politikasının etkilerini belirlemek için bu şokların (örneğin Merkez Bankası faiz oranlarında tahmin edilmeyen bir deęişim) sadece makul bir tanımını yapmanın yeterli olmasıdır. Makroekonomik modelin tamamen bilinmesine gerek yoktur. Başlıca makroekonomik deęişkenlerin para politikası inovasyonlarına verdikleri tepkiler hakkında, ampirik açıdan genellikle önemli yapısal bilgiler vermeleri nedeniyle, bu yöntemler merkez bankaları tarafından hem politika uygulamalarında hem de yapısal modellerin ampirik uygunluk deęerlendirmelerinde yaygın olarak kullanılmaktadır.

VAR yönteminin bu avantajları yanında birtakım dezavantajları da mevcuttur. Örneğin, politika şoklarının belirlenmesine yönelik ortak kabul görmüş bir tanım bulunmamaktadır (Bernanke, Mihov, 1998). Doğal olarak, para politikası inovasyonlarının farklı tanımlanması, ekonomik deęişkenlerin verdikleri tepkilerin zamanlaması ve şekli hakkında birbirinden farklı sonuçlara varılmasına neden olabilir. Ayrıca, klasik VAR analizlerinde parasal daralmayı takip eden fiyat düzeyinde az bir artış söz konusudur. Sims (1992) tarafından “Fiyat Bilmecesi” olarak adlandırılan bu durumun açıklaması, merkez bankalarının gelecekteki enflasyon hakkında sahip olduğu bilginin ideal şekilde kontrol edilmemesidir. Başka bir sorun ise klasik VAR yaklaşımının sadece para politikasındaki beklenmedik deęişimlerin etkilerini ölçmeye yönelik olmasıdır. Para politikası kuralının seçimi veya para politikasının sistematik payı gibi daha önemli olarak nitelendirilebilecek konular için VAR yöntemi yetersiz kalmaktadır (Sims, Zha, 1998; Bernanke *vd.*, 1997).

VAR yaklaşımının bir diğer dezavantajı da VAR analizleri için kullanılan bilginin görece olarak az miktarda olduğudur. Standart VAR modellerinde değişken sayısı sınırlıdır. Bu nedenle, gerçekte merkez bankalarının, mali piyasa katılımcılarının ve diğer gözlemcilerin kullandığı bilgi setlerinin tamamını kapsamı mümkün değildir. Bu bilgi setlerinde yüzlerle ifade edilebilecek sayıda değişken olabilmektedir. Para politikasının etkilerini ölçmeye yönelik kısıtlı bilginin kullanılabilirdiği VAR analizi ile elde edilen sonuçlarda iki potansiyel tehlike mevcuttur. Bu tehlikeler politika inovasyonlarının ölçümünün bozulması ve impuls tepkilerin sadece dahil edilen değişkenler için gözlenebilmesidir. VAR analizlerinde seyrek bilgi setleri kullanımı nedeniyle, sadece dahil edilen değişkenler için impuls tepkileri gözlemlenebilir ve yapısal şokların boyutları tam olarak ölçülemez. Araştırmacı ve politika yapımcıların önem verdiği az sayıdaki değişken setini içeren bu değişkenlere örnek olarak, toplam faktör verimliliği, reel ücretler, kârlar ve yatırımlar gösterilebilir. Fakat bazı değişkenlerin tek bir zaman serisi ile temsil edilebilmeleri mümkün değildir. Örnek vermek gerekirse, “ekonomik faaliyet” kavramı sadece endüstriyel üretim veya gerçek GSMH ile gösterilemez. Bir politika değişiminin “ekonomik faaliyet” üzerinde neden olduğu etkileri değerlendirmek için, işsizlik ve satışlar gibi çoklu göstergenin verdiği tepkileri gözlemlemek gerekir. Ancak, standart bir VAR analizinde ilave değişkenlerin dahil edilmesi, ancak serbestlik-derecesi problemi ile tanımlanan sınırlar çerçevesinde mümkündür.

Büyük veri setlerinin içerdiği bilginin görece az sayıda tahmin endeksi veya faktörü ile özetlenebilmesini sağlayan dinamik faktör modelleri, standart VAR analizine alternatif olarak ortaya çıkmışlardır. Örneğin Stock ve Watson (2002), tahmin yöntemi olarak büyük veri setlerinin içerdiği bilgiyi özetleyen bir dinamik faktör modeli geliştirmişlerdir. Bernanke ve Boivin (2003), tahmin faktörleri kullanımının ABD Merkez Bankası'nın politika reaksiyonu fonksiyonu tahminini geliştireceğini gösterdiler. FAVAR yöntemi ekonomiye ait büyük miktardaki bilgiyi özetleyebilecek tahmin faktörlerini elde ederek, VAR analizinde problem oluşturan serbestlik-derecesi sınırlamasına çözüm bulunmuştur. Faktör Artırmalı VAR (FAVAR) olarak isimlendirilen bu yöntem ile para politikasının etkileri ölçülebilir. Bundan sonraki bölümde FAVAR modelinin yapısı hakkında bilgi verilmektedir.

2.1. FAVAR Modeli

FAVAR modelinde gözlemlenebilir M sayıda ekonomik değişkenden oluşan Y_t vektörünün ekonomi üzerinde yaygın bir etkiye sahip olduğu varsayılmıştır. F_t , K sayıda gözlemlenemeyen faktörlerden oluşur. Örnek vermek gerekirse “Ekonomik faaliyet” veya “kredi koşulları” gözlemlenemeyen faktörlerdir. Bir veya iki seri ile kolayca temsil edemeyeceğimiz bu faktörler ekonominin genelini etkilerler.

Varsayalım ki (F_t, Y_t) 'nin ortak dinamikleri şu şekilde olsun:

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (1)$$

Eşitlikte $\Phi(L)$, d sınırlı dereceden bir gecikme polinomudur ve yapısal VAR literatüründe olduğu gibi öncü kısıtlamalar içerebilir. v_t ise ortalaması sıfır olan hata terimidir ve kovaryans matrisi Q 'dur.

Eşitlik (1), (F_t, Y_t) biçiminde bir VAR'dır. Y_t 'yi F_{t-1} 'e ilişkilendiren $\Phi(L)$ teriminin tamamının sıfır olması durumunda bu sistem standart bir VAR modeline dönüşür. Diğer biçimde (eğer tamamı sıfır değilse) bu eşitlik bir FAVAR'dır. Bu nedenle mevcut VAR sonuçlarına direk bir eşleşme vardır ve (1), F_t 'nin içerdiği ilave bilginin marjinal katkısını değerlendirmenin bir yoludur. Ayrıca, gerçek sistem bir FAVAR ise VAR katsayıları ve impuls cevabı katsayıları gibi değerler genellikle tahmin edilebilirler.

F_t değişkenleri gözlenebilir olmadıkları için eşitlik (1) direk olarak tahmin edilemez. Ancak, çok sayıda ekonomik değişkeni potansiyel olarak etkileyen temsili faktörler yorumlanarak, bir grup ekonomi zaman serisi gözlemi kullanarak gerçek faktörler hakkında bazı sonuçlara varılabilir. Örnek olarak, varsayalım ki elimizde bir grup arka plan (bilgi amaçlı) zaman serisi olsun ve bu seriyi toplu biçimde $N \times 1$ vektörü X_t ile gösterelim. N tane bilgi amaçlı zaman serisi "büyük" bir seridir ve toplam faktör sayısından çok daha büyük olduğunu ($K + M \ll N$) varsayalım. Bilgi amaçlı zaman serisi X_t ile gözlemlenemeyen F_t ve gözlenebilir Y_t faktörleri arasında şu şekilde ilişkili olsun:

$$X_t' = \Delta^f F_t' + \Delta^y Y_t' + e_t' \quad (2)$$

Eşitlikte, Δ^f bir $N \times K$ yüklenme faktörü matrisi, Δ^y bir $N \times M$ matrisi ve e_t ise ortalama değeri sıfır olan $N \times 1$ hata terimleri vektörüdür. Hata vektörü e_t , tahminin hangi yonteme (esas bileşenler veya olasılık yöntemi) göre yapıldığına bağlı olarak zayıf ilişkili veya bağımsız olabilir. Eşitlik (2)'nin dayandığı fikir, genellikle birbiriyle ilişkili olan F_t ve Y_t 'nin, X_t 'yi dinamik olarak tanımlayan kuvvetleri temsil ettiğidir. Bu fikirden hareketle, Y_t koşuluna bağlı olarak X_t , gözlemlenemeyen F_t faktörlerinin gürültü içeren ölçümleridir. Eşitlik (2)'den çıkarılabilecek X_t 'nin sadece şimdiki faktör ve zaman gecikmeli olmayan değerlerine bağlı olduğu değerlendirmesi uygulamada kısıtlayıcı değildir. Çünkü, F_t temel faktörlerin rasgele zaman gecikmeli değerleri olarak yorumlanabilir.

Bernanke, Boivin ve Elias (2005), (1) ve (2) eşitliklerinin tahmini için 2 yaklaşım önermiştir.

i-) İki-aşamalı esas bileşenler yaklaşımı

ii-) Tek aşamalı Bayesci olasılık yaklaşımı

İki aşamalı esas bileşenler yaklaşımı, eşitlik (2)'de ortak bileşenlerce kapsanan alanı $(C_t = (F_t', Y_t'))'$ ortaya çıkarmak için parametrik olmayan ve adından da anlaşılacağı gibi iki aşamadan oluşan bir yaklaşımdır. Tek aşamalı Bayesci olasılık yaklaşımı ise ampirik yoğunluklar kullanılarak marjinal olasılıkların yaklaşık olarak bulunmasını içerir.

Bu çalışmada hesaplama basitliği ve uygulama kolaylığı göz önüne alınarak iki-aşamalı esas bileşenler yaklaşımı kullanılmıştır. Aynı zamanda bu yaklaşım, çok az dağıtimsal varsayım içermektedir ve kendine özgü hata terimi e_t 'de bir miktar çapraz-korelasyona izin verir. Boivin ve Ng (2005) bu yaklaşımın başka alternatiflere kıyasla daha iyi tahmin performansına sahip olduğunu belirtmektedir.

İlk aşamada, ortak bileşenler, C_t, X_t 'nin birinci $K+M$ esas bileşenleri olarak tahmin edilir. İlk adımdaki yapılan tahminin, Y_t 'nin gözlenebilir olduğu durumu kullanmaması önemlidir. Ancak, N büyük ve esas bileşenlerin sayısı en az faktörlerin gerçek sayısı kadarsa, esas bileşenler hem F_t , hem de Y_t tarafından kapsanan alanı tutarlı biçimde ortaya çıkarırlar. Y_t tarafından kapsanmayan \tilde{C}_t alanı bulunarak \tilde{F}_t elde edilir. İkinci aşamada, standart yöntemler kullanılarak F_t, \tilde{F}_t ile yer değiştirilir ve FAVAR tahmini yapılır. İkinci aşamada ortaya çıkan “üretmiş regressörler” sorununu çözmek için, faktör tahminindeki belirsizliği dikkate alan ve Kilian (1998) tarafından geliştirilen bir “bootstrap” prosedürü uygulanmıştır.

Faktörlerin belirlenmesi standart bir işlemdir ve tamamiyle gözlem eşitliği (2) kullanılarak elde edilirler. Model kimliği açısından faktörlerin ve ilgili ağırlıkların belirlenmesi için gerekli kısıtlamalar seçilmelidir. Bu durumda, ağırlıklar $\Lambda' \Lambda' / N = I$ olarak kısıtlanabilir ya da faktörler $F' F / T = I$ şeklinde kısıtlanabilir. Her iki yaklaşım da aynı ortak bileşen $F \Lambda'$ ve aynı faktör uzayını verir.

2.2. Veri Seti

Çalışmada kullanılan TÜFE fiyatları, Türkiye İstatistik Kurumu'ndan (TÜİK) temin edilen ve 2005: 01-2014: 12 dönemini kapsamakta olup ve 331 kalem ürün ve servisin nominal fiyat serilerini içermektedir. Gerçekte 440 kalem içeren TÜFE madde sayısı, mevsimsel ürünlerin fiyatlarının bazı aylar için eksik olması, bazı madde

fiyatlarının zaman içinde eklenmiş veya çıkarılmış olmaları ve fiyatlandırma tekniğinin değişmesi nedeniyle, bazı maddeler ana harcama kalemlerinden dışlanmışlardır. TCMB elektronik veri bankasından temin edilen 59 adet makroekonomik gösterge de veri setine dahil edilmiştir. Modelde kullanımı için uygun şekilde (logaritma, logaritmik fark, ilk fark gibi) dönüştürülmüş aylık göstergeler, TCMB gecelik faiz oranı, TÜFE endeksi, işsizlik oranı, TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru, ihracat ve ithalat gibi önemli makroekonomik ve finansal değişkenlerden oluşmaktadır. Ekonominin durumu hakkında kullanışlı bilgi içermeleri dikkate alınarak göstergeler belirlenmiştir.

2.3. Makroekonomik Faktörler ve Kendine Özgü Şoklar

Firmalar fiyatlarını çok farklı nedenlerden ötürü değiştirebilirler. Örneğin, maliyetlerin değişmesi, verimlilik, mallara yönelik talep veya makroekonomik faktörler fiyat ayarlamada belirleyici rol oynarlar. (1) ve (2) ile elde edilen tahmini sistem yardımıyla, sektörel bazda fiyat değişimlerinin kaynakları analiz edilebilir. Denklem (2) kullanılarak, çalışmada yer alan bütün fiyat serileri için,

$$\pi_{it} = \lambda_i' C_t + e_{it} \quad (3)$$

yazılabilir. Eşitlikte, π_{it} , i malının t zamanı için aylık logaritmik fiyat değişimini; C_t , makroekonomik faktörleri temsil eden ortak bileşenleri; λ_i , sektörel ağırlık, e_{it} ise sektör-spesifik koşulları ifade etmektedir. Denklem (3) kullanılarak, sektör bazlı fiyat değişimlerinde makroekonomik faktörler ve sektör spesifik şartlar birbirinden ayrıştırılabileceği gibi fiyatlardaki kalıcılığın ne derece makroekonomik faktörlere ve ne derece sektör spesifik koşullara bağlı olduğu analiz edilebilir. Zamana bağlı ortak bileşenler (C_t) ve sektörel ağırlıklar (λ_i) sebebiyle, her sektör için farklı fiyatlandırma dinamikleri ortaya çıkabilir.

Denklemler (1) ve (2)'de tanımlanan FAVAR sistemi, 2005:1-2014:12 dönemi için Türkiye ekonomisine ait belirtilen veri seti kullanarak ve F_t vektöründe 5 örtük faktör varsayılarak tahmin edilmiştir. (1)'de verilen modelin tahmini için 13 gecikme kullanılmıştır.

2.4. Fiyatlarda dalgalanma ve kalıcılığın kaynakları

Tablo-1'de gösterildiği üzere, aylık bazda toplam enflasyonun standart sapması %0,79'dur. Ortak bileşenlerin standart sapması %0,54, sektöre özgü bileşenlerin standart sapması ise %0,58 olarak hesaplanmıştır. Buradan, ortak ve sektöre özgü bileşenlerdeki dalgalanmanın, toplam enflasyondaki değişkenliği yaklaşık olarak aynı oranda etkilediği sonucuna varılabilir. Nitekim, R^2 değerinin 0.46 olması da bu bulguyu destekler niteliktedir.

Diğer taraftan, ortalama %3,31 standart sapma ile toplulaştırılmamış TÜFE serisi için farklı bir durum söz konusudur. Ortak ve sektöre özgü standart sapma değerlerinin ortalaması sırayla %1,79 ve % 2,55'tir. Mal ve hizmet bazındaki fiyat değişimlerinde sektöre özgü koşulların etkisi ortak bileşenlere kıyasla ortalama %42 daha fazladır. 0,31 olarak hesaplanmış R^2 değeri, toplulaştırılmamış fiyatlardaki aylık değişimlerin %69'luk bir kısmının sektöre özgü etkenlerden kaynaklandığı anlamına gelmektedir.

Tablo-1'den çıkarılabilecek bir başka sonuç da sektör bazında fiyat değişimlerinin dikkate değer derecede heterojen bir yapıda olduklarıdır. Bunun sebebi sektörel fiyatların makroekonomik salınımlara farklı cevap vermelerinden ziyade sektöre özgü koşulların aynı olmamasıdır. Sektöre özgü bileşenleri birbirlerini dengeledikleri için toplulaştırılmış fiyat endeksleri çok daha az değişken bir tablo sergilemektedirler.

Tablo 1. Aylık Fiyat Artışı Serilerinin Değişkenliği ve Kalıcılığı

	Standart sapma (%)			R^2	Kalıcılık		
	Fiyat Değişimi	Ortak Bileşenler	Sektöre Özgü		Fiyat Değişimi	Ortak Bileşenler	Sektöre Özgü
Toplulaştırılmış verilerle TÜFE	0,7907	0,5371	0,5804	0,4613	-0,7212	0,4931	-0,1230
Toplulaştırılmamış verilerle TÜFE							
Ortalama	3,3112	1,7934	2,5523	0,3101	-0,0186	0,2432	-0,0156
Medyan	2,2757	0,9808	1,7428	0,2195	0,0690	0,2961	0,0799
Minimum	0,4633	0,1295	0,3858	0,0096	-3,2669	-0,5281	-2,1025
Maksimum	13,2562	10,8120	12,6752	0,9274	1,2962	0,6985	0,9104
Standart Sapma	2,8058	2,0036	2,2573	0,2529	0,5525	0,2270	0,5013

F fiyat değişimlerine ait ortak ve sektör-spesifik bileşenlerin standart sapmaları arasında bir pozitif korelasyon vardır. Bunun anlamı, kendine özgü şokların büyük olduğu sektörlerde faaliyet yürüten firmalar, makroekonomik şoklara da sert tepki vermektedirler.

Toplulaştırılmış enflasyonun önemli bir karakteristiği de kalıcılıktır. Kalıcılığın derecesini ölçmek için, her fiyat değişimi serisi π_{it} , her ortak ($\lambda_i^1 C_t$) ve sektöre özgü (e_{it}) bileşeni için,

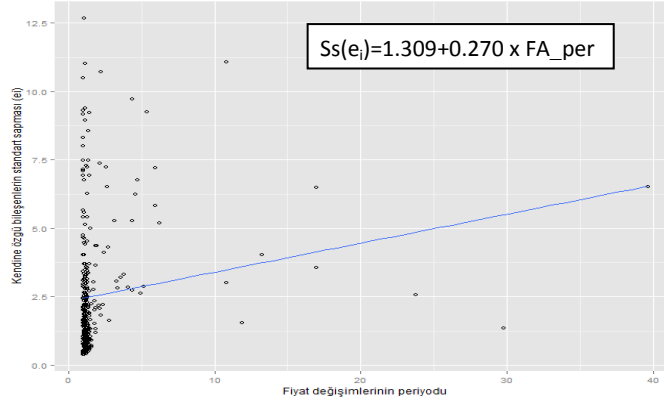
$w_t = \rho(L)w_{t-1} + \varepsilon_t$ denkleminde uygun olarak 13 gecikmeli bir oto-regresyon işlemi uyguladık. Kalıcılık derecesi değeri, bütün gecikmelere ait $\rho(l)$ katsayıları toplanarak hesaplandı. Tablo-1'de verilen sonuçlara göre, TÜFE enflasyonu için kalıcılık derecesi -0.72, ortak bileşenlerin 0,49 ve sektöre özgü bileşenlerin -0.12'dir. Burada TÜFE enflasyonunun kalıcılığının büyük ölçüde ortak bileşenlerinden

kaynaklandığı görülmektedir. Benzer biçimde, sektörel bazlı fiyatlar için de ortak bileşenlerin kalıcılık derecesi daha yüksektir.

Sektöre özgü salınımlar (e_{it}) değerlendirilirken bunların sadece yapısal şokları değil aynı zamanda ölçüm hatalarını içerebileceği dikkate alınmalıdır. Her ne kadar kullandığımız ampirik yöntem, fiyat serilerinde bir ölçüm hatası olması durumunda bile makroekonomik şokların toplulaştırılmamış fiyatlar üzerindeki etkilerini belirlemek için uygun olsa bile, bir örnekleme hatası olup olmadığını kontrol etmek gereklidir. Fiyat serileri üzerinde tek tek bir örnekleme hatası olup olmadığını test etmek çok zordur. Bu nedenle, kullanılan veri setinin kabul edilebilir oranda ölçüm hatası içerdiğini test etmek için sektörel fiyat ayarlama periyodu ile tahmin edilen sektöre özel bileşenlerin değişkenliği arasında net bir pozitif ilişkili olup olmadığına bakılabilir.

Şekil-1’de görüldüğü üzere, sektöre özgü bileşenlerin standart sapması ile sektörel bazda fiyat ayarlama periyotları arasında pozitif bir ilişki vardır (p-değeri 0,002). Buradan hareketle, kullandığımız veri setinde yer alan fiyatların bir örnekleme hatası içermediği söylenebilir.

Şekil 1. Sektörel Bazda Fiyat Ayarlama Periyotları ve Kendine Özgü Bileşenlerin Standart sapmaları



Calvo (1980) modeline göre, yüksek fiyat katılığı olan sektörel bazda fiyat değişim oranları düşük bir değişkenlik gösterirken, görece olarak yüksek kararlılık taşırlar. Ancak Bils ve Klenow (2004), ampirik verilerin Calvo modelini desteklemediğini ileri sürmüşler ve fiyat ayarlama frekansı ile sektörel enflasyon kalıcılığı arasında – bütün başka etkilerin aynı kalması şartıyla- güçlü bir negatif korelasyon olduğu tahmininde bulunmuşlardır.

Tablo 2’de gösterilen değişik istatistiklerin çapraz kesit korelasyonları, Bils ve Klenow (2004) ve Boivin *vd.* (2009) tarafından elde edilen bulguları destekler

niteliktedir. 2005:01-2014:12 dönemi için Türkiye ekonomisinde sektörel fiyat değişim oranları ile fiyat kalıcılığı arasındaki korelasyon değeri -0,46' dır. Negatif korelasyon hem ortak bileşenler (-0,24) hem de sektöre özgü bileşenler (-0,35) için geçerlidir.

Tablo-2'de yer alan Ss(.) standart sapmayı, π_i sektörel enflasyonu, $\lambda_i C$ ortak bileşenleri, e_i sektöre özgü koşulları, $\rho(.)$ kalıcılığı, AC1 ve AC12 bir parasal politika şokuna enflasyon π_{it} 'nin verdiği cevabın birinci ve onikinci dereceden oto-korelasyonu, IRF6 ve IRF12 ise bir parasal politika şokuna 6 ve 12 aylık dönemde şokun öncesindeki fiyat seviyesinden yüzde fark olarak verilen fiyat seviyesi cevabını göstermektedir.

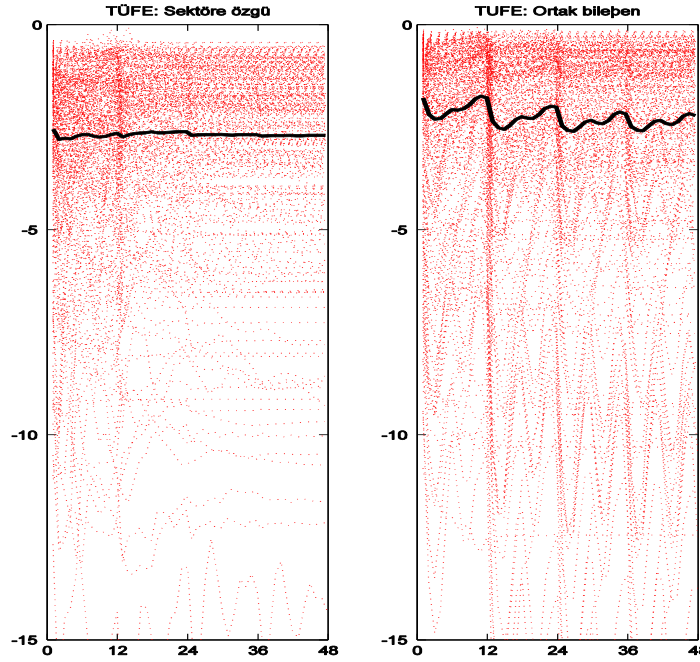
Tablo 2. Çeşitli İstatistiklerin Çapraz Kesit Korelasyonları

	Ss(π_i)	Ss($\lambda_i C$)	Ss(e_i)	R ²	$\rho(\pi_i)$	$\rho(\lambda_i C)$	$\rho(e_i)$	AC1	AC12	IRF6	IRF12
Ss(π_i)	1	0,82	0,90	0,22	-0,46	-0,19	-0,33	-0,19	-0,21	-0,24	-0,20
Ss($\lambda_i C$)		1	0,50	0,65	-0,39	-0,24	-0,21	-0,16	-0,32	-0,25	-0,15
Ss(e_i)			1	-0,16	-0,41	-0,13	-0,35	-0,17	-0,06	-0,16	-0,23
R ²				1	-0,14	-0,19	-0,04	-0,08	-0,29	-0,09	0,04
$\rho(\pi_i)$					1	0,19	0,77	0,15	0,08	0,14	0,26
$\rho(\lambda_i C)$						1	0,22	0,25	0,29	0,22	0,10
$\rho(e_i)$							1	0,05	0,03	0,13	0,14
AC1								1	0,59	0,23	0,10
AC12									1	0,24	0,06
IRF6										1	0,53
IRF12											1

2.5. Makroekonomik Şokların ve Sektör Spesifik Şokların Etkileri

Fiyatlardaki değişimlerin nedenleri çok farklı olabilmektedir. Bu nedenlerin arasında maliyetteki, talepteki veya verimlilikteki değişimler sayılabilir. Fiyat değişimlerinde makroekonomik ve sektör-spesifik şokların hangi oranda etkili olduklarının belirlenmesi, para politikasının sonuçlarının ölçülmesi açısından büyük önem taşımaktadır. Eğer fiyatlar parasal şoklara sert tepki veriyorlarsa, para politikası ekonomik faaliyetler üzerinde yalnızca reel olmayan kısa süreli ve küçük etkiler yaratabilir (Golosov, Lucas, 2007). Bu bölümde Türkiye ekonomisinde, fiyatların makroekonomik etkenlere ve sektöre özgü şoklara nasıl tepki verdiklerini belirlenmesi amaçlanmaktadır.

Şekil 2. Farklı Şoklar İçin Sektörel Fiyat Tepkileri (X Eksenini Ay Cinsinden Zaman, Y Eksenini % Fiyat Artışı)



Şekil 2’de, sektörel fiyatların farklı şoklara nasıl cevap verdikleri gösterilmiştir. Sektöre özgü, ortak bileşen şokları üretilmiş ve sektörel fiyatların cevabı elde edilmiştir.

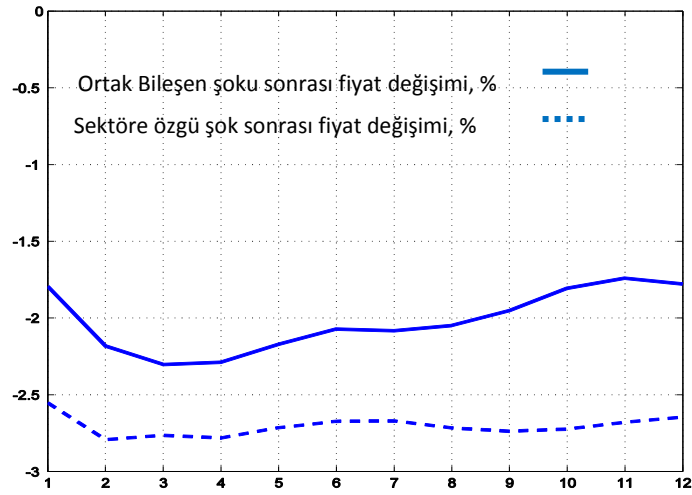
i. Sektöre özgü şok: Şekil-2’de yer alan sol panel grafiği, her sektör için sektöre özgü bileşende ortaya çıkan negatif bir şoka karşı verilen logaritmik fiyat değişimi cevabı göstermektedir. Sektörel şokun niteliği, her sektör için e_{it} ’nin bir standart sapma düşmesi şeklindedir. Kalın çizgiler ağırlıklı olmayan ortalama cevaplardır. Bu tip bir şokun sonucunda, başlangıçta fiyatlar büyük çoğunlukla keskin ve ani tepki vermişlerdir. Şoku takip eden kısa bir zaman içinde fiyatlar yeni denge noktalarına ulaşmışlar ve bu seviyede kalmışlardır.

ii. Ortak bileşen şoku: Şekil-2 sağ panelde gösterilen ortak bileşen şokuna karşı sektörel fiyatların cevabı, sektöre özel şoklara verilene benzer. Ortak bileşene eksi yönde bir standart sapma olarak uygulanan şok sonucunda fiyatlar ani tepki vermiştir, ancak fiyat düzeyi bir denge noktasına ulaşmamış ve dalgalanma devam etmiştir.

Sektöre özgü ve ortak bileşen şokları sonrasında fiyat ve miktarlar bir miktar düştükten sonra kalıcı hale geldiği görülmektedir. Ortak bileşen şoku sonrasında sektörel fiyatlardaki dalgalanma ve kalıcılık daha fazladır.

Şekil 3'te ise ortak bileşen ve sektöre özgü şok sonrası fiyat değişimlerinin ortalaması verilmektedir. Sektöre özgü şoklar daha fazla yüzde fiyat değişimlerine neden olmaktadır.

Şekil 3. Ortak bileşen ve Sektöre Özgü Şok Sonrası Fiyat Değişimlerinin Ortalaması



FAVAR yöntemi para politikası şoklarının etkilerini incelemek için çok elverişlidir. Tablo 3'te para politikası şokunun, örneğin Merkez Bankası faiz oranlarındaki beklenmedik (bir standart sapma) azalışın, TÜFE endeksindeki tepkileri verilmiştir. Para politikası şoku sonucunda toplulaştırılmış fiyatlar üzerindeki etkisi ilk 6 ayda 0,0078, 12 ayda 0,0029 artış şeklinde gerçekleşmiştir. Görüldüğü gibi para politikası şokunun toplulaştırılmış veriler üzerindeki etkisi çok sınırlıdır. Toplulaştırılmamış verilerde para politikası etkileri daha iyi gözlemlenebilmektedir. Türkiye örneğinde toplulaştırılmamış veriler üzerinde para politikası şokunun etkisi ilk 6 ayda %0,5326 artış şeklinde gerçekleşmiştir. 12. ayda ise para politikasının etkisi azalarak devam etmiş ve fiyatlardaki artış oranı %0,2815 düzeyine düşmüştür.

Tablo 3. Fiyat Serilerinin Bir Para Politikası Şokuna Tepkisi

	Şoka bağlı olarak π_{it} oto-korelasyonları				Fiyat Tepkisi (%)	
	1.derece	3.derece	6.derece	12. derece	6 ay	12 ay
Toplulaştırılmış verilerle TÜFE	0,9335	0,8803	0,7820	0,6878	0,0078	0,0029
Toplulaştırılmamış verilerle TÜFE						
Ortalama	0,7680	0,5930	0,4981	0,5498	0,5326	0,2815
Medyan	0,8393	0,7079	0,6012	0,6005	0,4709	0,3247
Minimum	0,0602	-0,3219	-0,6822	-0,2473	-8,4682	-10,6769
Maksimum	0,9682	0,9196	0,8479	0,7026	5,7919	7,3397
Standart Sapma	0,2099	0,3161	0,3181	0,1513	1,5593	1,4103

Parasal şoku takip eden bir yıl içinde fiyatlardaki artış eğilimi devam etmiştir. Bu hareketlilik nispeten kalıcı sektörel sonuçlara yol açmaktadır. Tablo 3'te görüldüğü üzere, parasal bir şoka bağlı olarak ortaya çıkan enflasyonun otokorelasyon katsayıları oldukça yüksektir. Merkez Bankası faiz oranlarının düşürülmesi şeklindeki bir para politikası şokunun etkisi fiyat artışı şeklinde özellikle toplulaştırılmamış verilerde 1 yıl süresince görülmektedir.

SONUÇ

Fiyatların esnek mi yoksa yapışkan mı oldukları sorusu, makro ekonominin önemli araştırma konularından birisidir. Konjonktür dalgalanmalarının kaynaklarını ve aynı zamanda para politikasının ekonomi üzerindeki etkilerini anlamak için fiyat değişimlerinin doğru olarak değerlendirilmesi gereklidir. Bir ekonomide fiyatların yapışkanlık derecesini belirlemek, şokların etkilerinin doğru biçimde tahmin edilmesine yardımcı olur. Bu çalışmada Türkiye ekonomisinde fiyat katlıkları dinamikleri incelenmiştir.

Yeni Keynesyen iktisat teorisinin temel varsayımı olan fiyat katlıkları her ne kadar makro veri düzeyinde desteklense de, mikro veri kullanılarak yapılan araştırmalar fiyatların çok hızlı değiştiğini ortaya koymuştur. Mikro ve makro veriler arasındaki uyumsuzluğu açıklamak için geliştirilen FAVAR modeli, fiyat değişimlerini ortak koşullar ve sektöre özgü koşullar şeklinde ayırtmaktadır. Bu çalışmada Türkiye ekonomisine ait makroekonomik verilerle birlikte TÜFE fiyat serilerinden oluşan toplam 390 değişkeni içeren bir FAVAR modeli kullanılarak, fiyat değişimlerinin ortak ve kendine özgü bileşenleri hesaplanmıştır.

FAVAR analizinden elde edilen sonuçlara göre, aylık fiyat artışı serilerinin değişkenliği (standart sapması), toplam TÜFE enflasyonu için ortak bileşenlerde

%0.5371, sektöre özgü bileşenlerde %0.5804'dir. Bu değerler, toplulaştırılmamış verilerle sırasıyla %1.7934 ve %2.5523'tür. Toplam TÜFE enflasyonunda fiyat artışı ortak bileşenler ve sektöre özgü bileşenler birbirlerine çok yakın değerlerdir. Toplulaştırılmamış verilerle mal ve hizmet bazındaki fiyat değişimlerinde ise sektöre özgü koşulların etkisi ortak bileşenlere kıyasla ortalama % 42 daha fazladır. 0,31 olarak hesaplanmış R^2 değeri, toplulaştırılmamış fiyatlardaki aylık değişimlerin %69'luk bir kısmının sektöre özgü etkenlerden kaynaklandığı anlamına gelmektedir. Fiyatların kalıcılığı konusundaki sonuçlara gelince, TÜFE enflasyonu için kalıcılık derecesi -0.72, ortak bileşenlerin 0,49 ve sektöre özgü bileşenlerin -0.12'dir. Burada TÜFE enflasyonunun kalıcılığının büyük ölçüde ortak bileşenlerinden kaynaklandığı görülmektedir. Benzer biçimde, sektörel bazlı fiyatlar için de makroekonomik şokların kalıcılık derecesi daha yüksek çıkmıştır. Bunlara ek olarak analizlerimizde toplulaştırılmamış verilerde bir para politikası şokunun etkisi 6. ayda %0,5326, 12. ayda %0,2815 artış şeklinde gerçekleşmiştir. Bu bilgiler sayesinde politika yapımcılar tarafından daha etkin makroekonomi politikaları uygulanabilir.

KAYNAKÇA

- Abdioğlu, Z. (2010), *Yeni Keynesyenlerde Fiyat ve Ücret Katlıkları: Türkiye Örneği*, Doktora Tezi, Karadeniz Teknik Üniversitesi.
- Akerlof, G.A., J.L. Yellen (1985), "A Near-Rational Model of the Business Cycle with Wage and Price Inertia", *Quarterly Journal of Economics*, 100, Supplement, 823-838.
- Alvarez, L.J., E.H. Dhyne,(2005), "Sticky Prices in the Euro Area: A Summary of New Micro Evidence", *ECB Working Paper*, No: 63.
- Bai, J., L. Kungeng, L. Lu (2014), "Estimation and Inference of FAVAR Models", *MPRA Paper No. 60960*, Erişim adresi: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/60960/>, E.T.: 12.01.2017.
- Bernanke, B., A. Blinder (1992), "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission", *American Economic Review*, 82, 901-921.
- Bernanke, B., M. Gertler, M. Watson (1997), "Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 91-142
- Bernanke, B., I. Mihov (1998), "The Liquidity Effect and Long-Run Neutrality", *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 49, 149-194.
- Bernanke, B., J. Boivin (2003), "Monetary Policy in a Data-Rich Environment", *Journal of Monetary Economics*, 50(3), 525-546.
- Bernanke, B., J. Boivin, P. Elias (2005), "Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach", *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387-422.
- Bils, M., P.J. Klenow, O. Kryvtsov (2003), "Sticky Prices and Monetary Policy Shocks," *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 27(1), 2-9.
- Bils, M., P.J. Klenow (2004), "Some Evidence on the Importance of Sticky Prices", *Journal of Political Economy*, 112(5), 947-985.

- Blanchard, O.J., N. Kiyotaki (1987), "Monopolistic Competition and the Effects of Aggregate Demand", *The American Economic Review*, 77(4), 647-666
- Blinder A.S. (1982), "Inventories and Sticky Prices: More on the Microfoundations of Macroeconomics", *The American Economic Review*, 72(3), 334-348.
- Blinder A.S. (1986), "Keynes After Lucas", *Eastern Economic Journal*, 12(3), 209-216.
- Boivin, J., M.P. Giannoni, I. Mihov (2009), "Sticky Prices and Monetary Policy: Evidence from Disaggregated US Data", *American Economic Review*, 99(1), 350-384.
- Boivin, J., S. Ng (2005), "Understanding and Comparing Factor-Based Forecasts", *International Journal of Central Banking*, 1(3), 117-151.
- Calvo, G.A. (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework", *Journal of Monetary Economics*, 12, 383-398.
- Carvalho, C. (2005), "Heterogeneity in Price Setting and the Real Effects of Monetary Shocks," Macroeconomics 0509017, EconWPA, revised 10 Oct 2005.
- Chong, T.T.L., T. Zhu, M.S. Rafiq (2013), "Are Prices Sticky in Large Developing Economies? An Empirical Comparison of China and India", *MPRA Paper*, No. 60985.
- Christiano, L., M. Eichenbaum, C. Evans (1999), "Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?", in M. Woodford and J. Taylor (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1 A, Elsevier Science, Amsterdam, 65-148.
- Christiano, L.J., M. Eichenbaum, C.L Evans (2005), "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy", *The Journal of Political Economy*, 113(19), 1-44.
- Fischer, S. (1977), "Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Mone Supply Rule", *Journal of Political Economy*, 85(1), 191-205.
- Golosov, M., R.E. Lucas (2007), "Menu Costs and Phillips Curves", *Journal of Political Economy*, 115, 171-199.
- Gu, T. (2014), "Testing the Stickiness of Macroeconomic Indicators and Disaggregated Prices in Japan: A FAVAR Approach", *International Journal of Economics and Finance*, 6(7), 85-93.
- Howitt, P. (1986), "The Keynesian Recovery", *Canadian Journal of Economics*, Vol. 19, No. 4, 626-641.
- Kackmeister, A. (2007), "Yesterday's Bad Times are Today's Good Old Times: Retail Price Changes Are More Frequent Today than in the 1890s.", *Journal of Money, Credit and Banking*, 39(8), 1987-2020.
- Kashyap, A.K. (1995), "Sticky Prices: New Evidence from Retail Catalogs", *Quarterly Journal of Economics*, 100(1), 245-274.
- Keynes, J.M. (1936), *The General Theory of Employment*, Palgrave Macmillian.
- Kilian, L. (1998), "Small-Sample Confidence Intervals For Impulse Response Functions," *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, 80(2), 218-230.
- Klenow, P.J., O. Kryvtsov (2008), "State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does It Matter for Recent U.S. Inflation?", *Quarterly Journal of Economics*, 123(3), 863-904.
- Küçükefe, B. (2016), "Türkiye Ekonomisinde Fiyat Katlıkları", *BJSS Balkan Journal of Social Sciences*, 5, 19-29.

- Küçükefe, B. (2017), “Rasyonel Dikkatsizlik Modeli ve Fiyat Katılıkları”, Ömer Halisdemir Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 10, 35-58.
- Levy, D., G. Müller, H.A. Chen, M.E. Bergen, S., Dutta (2008), “Holiday Price Rigidity and Cost of Price”, *Adjustment, Emory Law and Economics Research*, Paper No. 06-13; Bar Ilan Univ. Pub Law Working Paper No. 06-1.
- Lucas, R.E. Jr. (1980) ‘The death of Keynesian Economics: Issues and Ideas’, University of Chicago, Winter.
- Macdonald, J.M., D. Aaronson (2000), “How Do Retail Prices React to Minimum Wage Increases?”, *Federal Reserve Bank of Chicago Working Paper*, WP-00-20.
- Mankiw N.G. (1985), “Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly”, *Quarterly Journal of Economics*, 100(2), 529-537.
- Mumtaz, H., P. Zabczyk, C. Ellis (2009), “What Lies Beneath: What Can Disaggregated Data Tell Us about the Behaviour of Prices? (March 20, 2009)”, Bank of England Working Paper No. 364. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1365818> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1365818>
- Nakamura, E., J. Steinsson (2010), "Monetary Non-Neutrality in a Multisector Menu Cost Model," *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, 125(3), 961-1013.
- Özmen, M.U., O. Sevinç (2011), “Price Rigidity in Turkey: Evidence from Micro Data”, *TCMB Working Paper*, No: 11/25.
- Parkin, M. (1986), “The Output Inflation Trade off When Prices are Costly to Change”, *Journal of Political Economy*, 94(1), 200-224.
- Rotemberg, J.J. (1982), “Monopolistic Price Adjustment and Aggregate Output” *Review of Economic Studies*, 49, 517–531.
- Rotemberg, J.J., M. Woodford (1997), “An Optimization-Based Econometric Framework for the Evaluation of Monetary Policy”, *National Bureau of Economic Research Macroeconomics Annual 1997*, Vol. 12, 297-361.
- Sims, C.A (1992), “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy”, *European Economic Review*, 36, 975-1000
- Sims, C., T. Zha (1998), “Does Monetary Policy Generate Recessions?”, *Federal Reserve Bank of Atlanta*.
- Smets, F., R. Wouters (2004), "Comparing Shocks and Frictions in US and Euro Area Business Cycle: A Bayesian DSGE Approach", *Journal of Applied Econometrics*,
- Snowdon, B., H.R. Vane (2012), *Modern Makroekonomi Temelleri, Gelişimi ve Bugünü*, Çev., Nurtaç Yıldırım vd., İstanbul: Efil Yayınevi.
- Stock, J.H., M.W. Watson (2002), “Has the Business Cycle Changed and Why?”, *NBER Working Papers*, 9127, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Taylor, J.B. (1979), “Monetary Policy During a Transition to Rational Expectations”, *Journal of Political Economy*, 69, 108-113.
- Taylor, J.B. (1999), "Staggered price and wage setting in macroeconomics," *Handbook of Macroeconomics*, in: J.B. Taylor & M. Woodford (ed.), *Handbook of Macroeconomics*, edition 1, 1, chapter 15, 1009-1050 Elsevier.

DEMOGRAFİK GEÇİŞ İLE GELİR VE TÜKETİM EŞİTSİZLİĞİ İLİŞKİSİ: OECD ÜLKELERİ ÜZERİNE AMPİRİK BİR ANALİZ

Hacettepe Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi Dergisi,
Cilt 36, Sayı 4, 2018,
s. 95-115

Hüseyin Mahir FİSUNOĞLU
Prof.Dr., Çukurova Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
fisunogl@cu.edu.tr

İpek TEKİN
Arş.Gör., Çukurova Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
itekin@cu.edu.tr

Mina Mahjoub LALEH
Dr., Çukurova Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
mina_mahjoub@yahoo.com

*Bu çalışma Türkiye Ekonomi Kurumu
Uluslararası Ekonomi Konferansı (UEK-
TEK/2016)'nda sunulan tebliğin genişletilmiş
versiyonudur*

Öz: Demografik geçiş sürecinin etkisiyle dünya genelinde nüfus hızlı bir şekilde yaşlanmaktadır. Nüfusun yaşlanması son yıllarda hızla gelişen, iktisadi ve toplumsal etkileri açısından üzerinde durulması gereken bir konu olarak karşımıza çıkmaktadır. Konuya ilişkin araştırmaların bir kısmı yaşam boyu gelir modeli kapsamında nüfusun yaşlanması ile eşitsizlik arasındaki anlamlı ilişkiyi ortaya koymaktadır. Öyle ki eşitsizliğin birçok belirleyeni olabileceği gibi kuşaklar bağlamında yaş faktörü de eşitsizlik üzerinde etkili olabilmektedir. Bu çalışmada, hanehalkı yaşam boyu gelir boyutundan ziyade zaman serisi boyutu çerçevesinde nüfus yaşlanmasının OECD ülkelerinde ekonomik refah düzeyindeki eşitsizlik üzerinde ne ölçüde bir etkisinin olduğu 2003-2014 dönemi için hem gelir hem de tüketim eşitsizliği çerçevesinde analiz edilmektedir. Bu kapsamda dinamik panel veri analiz yöntemi ve fark GMM tahmincisi kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar nüfus yaşlanmasının hem gelir hem de tüketim eşitsizliğini artırdığını ortaya koymaktadır.

Anahtar Sözcükler: Demografik geçiş, gelir eşitsizliği, tüketim eşitsizliği, panel veri, OECD ülkeleri.

**DEMOGRAPHIC TRANSITION,
INCOME AND CONSUMPTION
INEQUALITY: AN EMPIRICAL
ANALYSIS FOR OECD COUNTRIES**

*Hacettepe University
Journal of Economics
and Administrative
Sciences
Vol. 36, Issue 4, 2018,
pp. 95-115*

Hüseyin Mahir FİSUNOĞLU

Prof.Dr., Çukurova Üniversitesi
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of Economics
fisunogl@cu.edu.tr

İpek TEKİN

Res.Assist., Çukurova University
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of Economics
itekin@cu.edu.tr

Mina Mahjoub LALEH

Ph.D., Çukurova University
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of Economics
mina_mahjoub@yahoo.com

Abstract: In consequence of demographic transition process populations in many countries all around the world are rapidly aging. Population-aging has been an emerging and a striking subject in recent years in terms of economical and sociological effects it creates. Besides, as this process can be discussed in terms of different aspects, some empirical studies state that there exists a significant relationship between population aging and inequality in the context of life cycle permanent income model. Present study analyzes whether population-aging affects inequality in 14 OECD countries not only within the frame of income inequality but also that of consumption inequality in the context of time dimension rather than life cycle dimension for the period of 2003-2014. Dynamic panel data analysis method and difference GMM estimator are used for this purpose. According to results both consumption and income inequality increase with population aging.

This article is extended version of a paper presented in Turkish Economic Association International Conference on Economics (UEK-TEK/2016).

Keywords: *Demographic transition, income inequality, consumption inequality, panel data, OECD countries.*

GİRİŞ

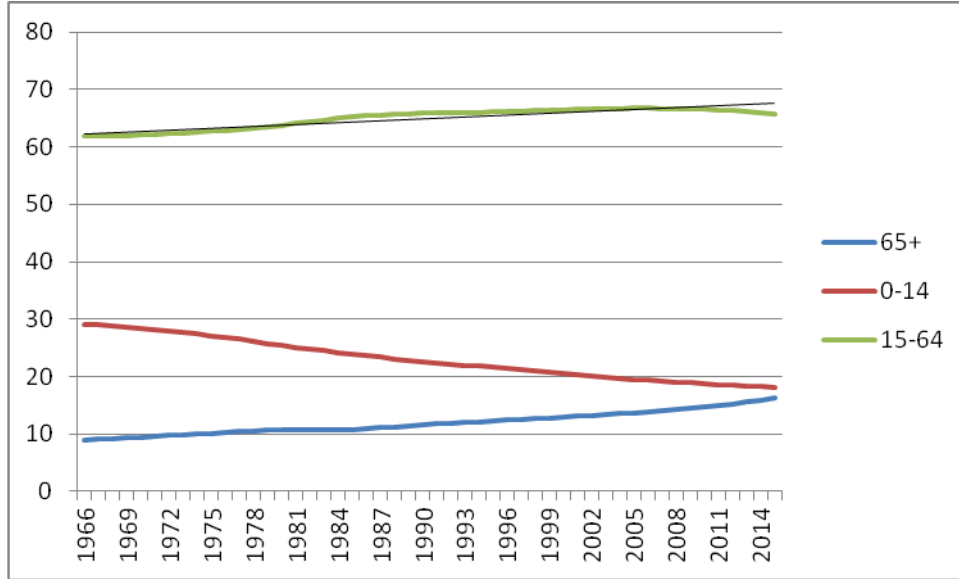
İktisadi kalkınma süreci, yüksek doğum oranlarından düşük doğum oranlarına, yüksek ölüm oranlarından, artan ve gelişen sağlık hizmetleri neticesinde ulaşılan düşük ölüm oranlarına ve dolayısıyla nüfusun gençlerden yaşlılara yeniden dağılımı biçiminde bir demografik geçişi beraberinde getirmiştir. Bu geçişin bir sonucu olan yeniden dağıtım mekanizması en azından tekrar yeni bir istikrarlı nüfus dağılımı yerleşene kadar, yani eşitsizlikteki artışın dindiği bir noktaya kadar, var olan eşitsizliği genişletmeye devam etmektedir. Eşitsizlikteki artış ülkelerin uzun dönemli kalkınmalarında ters etkiler yaratmakta, sosyal istikrarı da olumsuz etkilemektedir. Dolayısıyla sosyal bilimlerin en elzem inceleme konularından biri olan ve küresel düzeyde var olan iktisadi eşitsizliğin nedenlerinin araştırılıp tespit edilmesi kaçınılmaz olmaktadır.

Bilhassa hızlı geçiş yaşayan ülkelerde makro koşulların değişmesi nesiller arası farklılıklara ve eşitsizliklere yol açabilmektedir. "Dikey eşitsizlik" olarak ifade edilen kuşaklar arası eşitsizlikler, "yatay eşitsizlik" olarak ifade edilen kentsel ve kırsal bölgeler arasındaki eşitsizliklere kıyasla üzerinde daha çok durulması gereken bir konu olmaktadır (Zhang, Xiang, 2014). Bu çalışmanın motivasyonu mikro düzeyde geçerli olan yaş düzeyi ve eşitsizlik ilişkisinin, makro düzeyde geçerli olmayacağını, olabilmesi için sonsuz zaman ufku, miras aktarımı gibi bazı koşulların var olması gerektiğine ilişkin literatürde yer alan çıkarsamalar olmuştur. Çalışmanın amacı da bu kapsamda, yaşam boyu sürekli gelir hipotezi bağlamında kuşak-ıçi eşitsizliğin yaş ile birlikte artış gösterdiği ve fakat hanehalkı düzeyinden çıkıp zaman boyutunda bakıldığında, nüfus yaşlanmasının verilerine erişilebilen 14 OECD ülkesinde¹ gelir ve tüketim eşitsizliği üzerindeki etkisini ayrı ayrı dikkate alarak 2003-2014 dönemi için test etmektir. Çalışmanın literatüre bu anlamda katkı sunması amaçlanmaktadır. OECD ülkelerinde dünya geneliyle paralel şekilde analiz dönemi için nüfusun yaşlanıyor olması bu ülkelerin tercih edilmesinde belirleyici faktör olmuştur. Bununla birlikte gelir eşitsizliğinin yanında iktisadi refahın temel ve fakat mekanik belirleyicilerinden biri olan tüketimdeki eşitsizlik de ekonomik eşitsizliğin bir bileşeni konumundadır. Nispi olarak ölçümünün daha elverişli olması gelir eşitsizliğinin ölçümüne dayalı çalışmalara büyük yoğunluk kazandırmış olsa da tüketim eşitsizliğinin ölçümü ve belirleyicilerine yönelik de geniş bir literatür mevcuttur. Dolayısıyla çalışmaların bir kısmı iki ölçümü de dikkate almayı uygun bulmuştur (Johnson *vd.*, 2005; Yamada, 2009; Blundell, Etheridge, 2010; Zhu, 2013).

Şekil 1 OECD ülkelerindeki demografik geçiş sürecini genç nüfus ve yaşlı nüfusun toplam nüfus içerisindeki ortalama paylarının seyri ile açık bir biçimde ortaya koymaktadır. Şekle göre 0-14 yaş arası genç nüfusun ortalama payı 1960'larda yüzde 30'a yaklaşmışken, günümüzde yaklaşık yüzde 18'e kadar düşmüştür. 65 yaş ve üzeri

nüfusun payı ise tam tersi biçimde artış eğilimindedir. 15-64 yaş arası nüfusun payı da ılımlı bir artış eğiliminde olsa da 2000 sonrası düşüşe geçtiği söylenebilmektedir.

Şekil 1. OECD Ülkelerinde 0-14, 15-64 ve 65 Yaş Üzeri Nüfusun Toplam Nüfus İçerisindeki Ortalama Payı



Kaynak: Dünya Bankası Dünya Kalkınma Göstergeleri (WB-WDI).

Diğer yandan OECD (2013)'e göre bu ülkelerde 2008 küresel finansal krizine kadar eşitsizlik sürekli olarak artış göstermiş ve en yüksek seviyelerine ulaşmıştır. 2008 sonrası veriler de küresel ekonomik krizin çoğu ülkede sermaye ve işgücü gelirlerini azalttığını göstermektedir. Rapora göre vergiler ve transferler hariç tutulduğunda eşitsizlik, çalışmamızın kriz sonrası döneminde de artış göstermiştir. Söz konusu artışların ne kadarının OECD ülkelerinde bu dönemde yaşanan demografik değişimden kaynaklandığı da çalışmamızın konusunu oluşturmaktadır.

Mevcut çalışma şu şekilde planlanmıştır: İkinci bölümde yaşam boyu sürekli gelir hipotezi çerçevesinde nüfusun yaşlanmasının tüketim ve gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi incelenmektedir. Bir sonraki bölümde nüfustaki yaşlanmanın yani demografik geçişin eşitsizlik üzerindeki etkilerine ilişkin ampirik literatür incelenmektedir. Dördüncü bölümde OECD ülkelerine yönelik makro düzeyde ekonometrik bir analiz yapılmaktadır. En son bölümde ise analiz sonuçları mevcut teorik ve ampirik literatürle ilişkilendirilerek çalışma sonuçlandırılmaktadır. Dinamik panel veri analiz sonuçlarına göre, 15 yaş sonrası nüfusun ve 65 yaş üzeri nüfusun payındaki artış hem gelir de tüketim eşitsizliğini artırmaktadır. Bunun yanında büyüme ve beşeri sermayeyi temsilen

dikkate alınan okullaşma oranının eşitsizlik üzerindeki etkisi de anlamlı bir biçimde pozitif bulunmuştur. Küreselleşmeyi ve makroekonomik belirsizlikleri dikkate almak üzere sırasıyla ticari açıklık ve enflasyonun eşitsizlik üzerindeki etkileri de negatif ve pozitif olarak elde edilmiştir.

2. YAŞAM BOYU-SÜREKLİ GELİR BAĞLAMINDA EŞİTSİZLİK KURAMI

Yaşam Boyu Gelir Hipotezi (YBG) bireylerin tüketim kararlarını verirken zamanlar arası dağıtım problemi bağlamında düşündüklerini varsaymaktadır. Tüketicilerin sahip oldukları kaynaklara ilişkin tasarrufun –beklenen- getiri oranı haricinde eğitim, yaş gibi faktörlerden kaynaklanan değişimleri de göz önünde bulunduklarını ifade etmektedir. Bu anlamda nüfusun yaş dağılımı, -mecburi-emeklilik yaşı, yaşam beklentisi gibi faktörler tüketim davranışını açıklamada önemli olmaktadır (Fernandez-Corugedo, 2004:5). YBG modeli kısaca, tüketimin, bireyin yaşam boyunca elde etmeyi beklediği toplam kaynakların bir fonksiyonu olduğunu iddia etmektedir. Modigliani ve Brumberg (1954) *Fayda Analizi ve Tüketim Fonksiyonu* çalışmalarında rasyonel ve fayda maksimizasyonu yapan tüketicilerin yaşamları süresince kaynaklarını tüketime optimal olarak dağıttığını göstermeyi amaçlamıştır. YBG'ye göre, fayda maksimizasyonu yapan temsili bir tüketicinin herhangi bir t zamanında var olan kaynaklarını tüketime nasıl dağıttığı cari dönemde elde ettiği gelire değil, yalnızca yaşam boyu kaynaklarına bağlı olacaktır. Bu sonuç dönemler arası tüketici tercihi bağlamında mikro temellere sahip yaşam boyu ve sürekli gelir hipotezleri (SGH) için ortak olup, SGH rasyonel tüketim ve tasarruf kararlarını *basitleştirici* varsayımı yaşamı sonsuz uzunlukta kabul etmesi yönünden YBG'den farklıdır, zira YBG'de sonlu bir zaman ufku söz konusudur ki bu, ikisi arasındaki temel farktır (Attanasio, 1999: 761). Benzer şekilde YBG'de, sürekli gelir kavramı yaşam boyu kaynaklar ifadesinin anlamı kastedilerek kullanılmaktadır.

Dönemler arası tüketim tercihi bağlamında SGH ve YBG'de nüfusun yaşlanması ve eşitsizlik arasındaki ilişkiye yönelik birtakım çıkarımlar söz konusudur. YBG hipotezine göre nüfustaki artış hızının azalması kuşak-içi (within-cohorts) yaşa bağlı eşitsizliği artırmaktadır. Toplam eşitsizliğin kuşak-içi ve kuşaklar arası (between-cohorts) eşitsizliklerden oluştuğundan hareketle hipotez, kuşaklar arası eşitsizliğin artacağı veya değişmeyeceğine bağlı olarak toplam eşitsizliğin yaş ile birlikte artış göstereceğini öngörmektedir (Deaton, Paxson, 1995).

Her bireyin tüketimi yaşam boyu kazançlarına bağlıdır ve bireysel kazançlar durağan olsa dahi, her yaştaki tüketim bu yaşa kadarki beklenmeyen tüm gelir şoklarına bağlı olmaktadır. Farklı bireylerin karşılaştığı bu şoklar birbirinden bağımsızsa, kuşak içindeki dağılım zaman içinde artma eğiliminde olacaktır. Böyle bir durumda kazançlardaki dağılım değişmese bile, varlıklardaki dağılım yaşam döngüsünün

çalışma evresinde artacak; kazançlar ve varlık gelirlerinin toplamından oluşan toplam gelirin dağılımındaki eşitsizlik genişleyecektir. Bu çıkarıma göre eşitsizlik yaşlı kuşaklarda daha yüksek, genç kuşaklarda ise daha düşük olacaktır (Deaton ve Paxson, 1993). Diğer yandan, yaşam boyu sürekli gelir hipotezine (YBSG) göre, bir dönemde ölçülen gelir eşitsizliği yaşam süresince var olan ekonomik eşitsizliği tam olarak yansıtmamaktadır. Gelir eşitsizliği gelirdeki geçici değişimleri içerdiğinden, gelir eşitsizliği artsa dahi hanehalkları böyle bir geçici gelir şokuna hazırlıklı iseler tüketim eşitsizliği artmayabilecektir. Dolayısıyla iktisadi manada eşitsizliğin incelenmesi eş anlamlı olarak gelir eşitsizliği ve tüketim eşitsizliklerinin karakteristiklerinin dikkate alınmasını gerektirmektedir (Yamada, 2009).

Nüfustaki artışın farklı oranlarda olduğu iki ülke düşünüldüğünde, bu ülkeler demografik dengede iken -yani nüfusun yaş yapısı zaman içinde istikrarlı iken- YBG'ye göre nüfustaki artışın daha düşük oranda olduğu ülkede (yani yaşlı nüfus oranının yüksek olduğu ülkede) eşitsizlik daha yüksek olma eğilimindedir. Yani YBG modelinin basit versiyonuna göre, demografik dengede nüfustaki artışın yavaş olduğu ekonomiler daha yüksek tüketim ve gelir eşitsizliğine sahip olmaktadır (Deaton ve Paxson, 1995).

YBSG'ye göre tüketimi rassal yürüyüş izleyen i bireyi için t zamanındaki tüketim 1 numaralı eşitlikteki gibi ifade edilmektedir:

$$c_{it+1} = c_{it} + \varepsilon_{it+1} \quad (1)$$

ε_{it+1} , t zamanında sıfır olması beklenen bir şok/yenilik² olarak tanımlanmaktadır. Buna göre $t+1$ dönemindeki tüketim eşitsizliği en az t dönemindeki eşitsizlik kadar olmalıdır. Bu da varyansların alınmasıyla 1 nolu eşitliğin 2 nolu eşitliğe dönüştürülmesiyle ifade edilebilir:

$$\text{var}(c)_{t+1} = \text{var}(c)_t + \delta^2_{t+1} \quad (2)$$

Yukarıda ifade edildiği gibi şokların birbirinden bağımsız olması halinde, yatay kesitsel tüketimin varyansı zaman içinde artacaktır. Bir başka deyişle $t+1$ dönemindeki tüketimin Lorenz eğrisi, t dönemindekini dışında kalacaktır.

Devam eden kısımlarda tüketim ve gelir eşitsizlikleri YBSG hipotezi içerisinde ayrıntılı olarak ele alınmaktadır.

2.1. Tüketim Eşitsizliği

Fayda fonksiyonu kuadratik, reel faiz oranı sabit ve zaman tercihi oranına eşitken, SGH'nin sonlu yaşam biçimi (veya "sadeleştirilmiş" YBG'nin stokastik biçimi) 3 nolu eşitlikle gösterilebilmektedir (Deaton, Paxson, 1993).³

$$\beta_t c_t = \frac{r}{1+r} A_t + \frac{r}{1+r} \sum_{k=0}^{R=t} (1+r)^{-k} E_t y_{t+k} \quad (3)$$

3 nolu eşitlikten tüketimin bir dönem gecikmeli değeri çıkarılarak η_t 'nin tüketim şokunu gösterdiği 4 nolu eşitlik elde edilmektedir:

$$\beta_t \Delta c_t = \eta_t \quad (4)$$

4 nolu eşitlik geçmiş dönemlere ait şok/yenilik(ler) cinsinden de yazılırsa;

$$c_t = c_0 + \sum_{\tau=0}^t \beta_{\tau}^{-1} \eta_{\tau} \quad (5)$$

Şoklar arasında korelasyon olmadığı (yani şokların birbirinden bağımsız olduğu) varsayıldığından varyansların alınmasıyla 6 nolu eşitliğe ulaşılmaktadır:

$$\text{var}(c_t) = \text{var}(c_0) + \sum_{\tau=0}^t \beta_{\tau}^{-2} \delta_{\eta\tau}^2 \quad (6)$$

$\delta_{\eta\tau}^2$, t yaşında karşılaşılan tüketim şokunun varyansdır.

Emeklilik sonrası herhangi bir kazanç söz konusu değilse, tüketimde bir şok yaşanmayacak, tüketimin dağılımında da bir bozulma olmayacaktır. 6 nolu eşitliğe göre tüketimin varyansı emekliliğe kadar artmakta, sonrasında ise sabit kalmaktadır. Şüphesiz ki veri bir kuşakta yer alanların tamamı aynı zamanda emekli olmayacaktır ve hatta kazançlarda herhangi bir belirsizlik yok iken dahi, getiri oranları SGH'de hesaba katılmayan şekilde, kişiye özgü şoklara neden olabilecek, bu da kişiye özgü tüketim şokları yaratabilecektir. 4 nolu eşitlik, tüketim şoku η_t veri iken, tüketim tepkisinin yaş ile birlikte artacağını ve β_t , t'ye göre konveks olduğundan bu artışın artan bir oranda olduğunu göstermektedir. Eğer kazançlar rassal ise, tüketimdeki şok yaştan bağımsız olarak gelirdeki şokun yıllık değerine eşit olacak ve 6 nolu eşitliğe göre, tüketimin varyansı yaşın konveks bir fonksiyonu olacaktır. Rassal kazançlar söz konusuysa, şokların gelecekte bir etkisi olmayacak, fakat daha genç tüketiciler için daha uzun yıllara yayılacaktır. Şoklar kalıcıysa, veri bir kazanç şoku daha genç tüketiciler için daha büyük tüketim şokuna neden olabilecektir; çünkü cari bir şokun emeklilik sonrası olası etkileri kaybolacaktır. Dolayısıyla tüketimin varyansının genç yaşlarda daha hızlı artması ve yaşa göre konkav olması beklenmektedir. Öyle ki yaşlı hanhalkları emekliliğe daha yakın olduklarından ve bir kazanç şokunun faydasını çok kısa bir dönem görebileceklerinden, daha azını harcayacak, daha fazlasını tasarruf edeceklerdir (Deaton, Paxson, 1993).

2.2. Gelir Eşitsizliği

Sürekli gelirin sonsuz yaşam ufku şeklinde, tüketim ve harcanabilir gelir, kazançların birinci farklarının durağan olması varsayımı altında eşbütünleşiktir. Kazançlar kişiye özgü şoklara bağlı olarak durağan değilse kazançlarda zaman içinde artan bir dağılıma görülecektir. Ancak böyle olsa da olmasa da harcanabilir gelirdeki eşitsizlik zaman içinde artmak durumundadır. Sonlu zaman ufku durumunda ise, tasarruflar gelecekte kazançlarda beklenen düşüşün bugüne indirgenmiş değeri olarak tanımlanmaktadır. Bu düşüşten emeklilik sonrası ani düşüş de kastedilmektedir ki kazançlar sabit bile olsa tasarruf söz konusu olacaktır. Dolayısıyla harcanabilir gelir 7 nolu eşitlik ile ifade edilebilecektir (Deaton ve Paxson, 1993):

$$y_t = \beta_t [c_0 + \sum_{\tau=1}^t \beta_t^{-1} \eta_\tau] - \sum_{k=1}^{R+1-t} (1+r)^{-k} E_t \Delta y_{t+k} \quad (7)$$

Buna göre emeklilik için edilen tasarruf söz konusu kuşakta yer alan herkes için aynı iken, kuşak içinde harcanabilir gelirin varyansı, tüketimin varyansı ve sabit terimin toplamına eşit olacaktır. Kazanç süreci durağan iken kazançlardaki eşitsizlik değişmeye bile, gelir eşitsizliği tüketim eşitsizliği ile birlikte artacaktır. Kazançlar entegre bir süreçte (rassal yürüyüş süreci gibi), R dönemindeki kazançların t döneminde beklenen değeri, emeklilik sonrası kazançlardaki düşüş ve dolayısıyla tasarruflar da entegre olacaktır. Harcanabilir gelir ise kazanç şoklarındaki ağırlığı pozitif olan iki entegre sürecin toplamı olacak, dolayısıyla harcanabilir gelirin varyansı emekliliğe kadar yine artacak, fakat bu kez bu artış tüketimin varyansındaki artıştan daha hızlı olacaktır. Emeklilik sonrası tasarruf sıfır olduğundan, harcanabilir gelir tüketim ile β_t 'nin çarpımına eşit olmakta ve dolayısıyla gelirin logaritmasının varyansı sabit olsa da gelirin varyansı azalmaktadır:

$$vary_t = \beta_t^2 varc_t = \beta_t^2 varc_R \quad (8)$$

Deaton ve Paxson (1993) tüketimdeki eşitsizliğin emekliliğe kadar artacağını, daha sonra sabit kalacağını tahmin etmektedir. Gelir eşitsizliği ise çalışma döneminde tüketim eşitsizliği ile birlikte artacak, daha sonra ise azalacaktır. Bu basitleştirilmiş modelin aksine gerçekte kuşaktaki herkes aynı anda emekli olmayacak, insanların kazanç elde eden konumundan kazanç elde etmeyen konumuna geçiş sürecinde varyansta artış olacaktır. Fakat sonuç olarak kuşak içindeki herkes emekli olduğunda ve varlıklar emeklilik boyunca tüketildiğinde gelir eşitsizliği azalmalıdır. Ohtake ve Saito (1998) ise gelir ve tüketim eşitsizliği karşılaştırmasının likidite kısıtının varlığını ortaya çıkarabileceğine işaret etmişlerdir. Kuşak-içi gelir ve tüketim eşitsizliğinde önemli fark olması halinde, likidite kısıtı ihtimalinin olmadığı sonucuna varılabilmektedir. Yani likidite kısıtı söz konusuysa tüketim harcamaları gelir düzeyinden bağımsız gerçekleşmeyecek, gelir ve tüketim eşitsizliği birlikte hareket edecektir.

Deaton ve Paxson (1997) veri bir kuşakta yaşlanma ile birlikte eşitsizliğin artması halinde, nüfusun yaş dağılımındaki değişmelerin de eşitsizliği değiştireceğini, zira nüfusun yaş yapısındaki değişimin -tasarruflar yaş ile birlikte değiştiğinde- toplam tasarrufları etkileyeceğini ifade etmektedir. Fakat toplam eşitsizlik yalnızca kuşak-ıçi değil kuşaklar arası eşitsizliğe de bağlıdır ve nüfusun yaş yapısındaki değişmeler kuşaklar arası eşitsizliği de etkilemektedir.

Bu teorik açıklamalar çerçevesinde mevcut çalışmanın temel araştırma sorusu da nüfusun yaş dağılımında değişmeye yol açan; toplam nüfus içerisinde genç nüfustaki (15 yaş altı) nispi azalma ile birlikte çalışma yaşındaki nüfusun payının yani işgücündeki azalışın ve yaşlı nüfus oranındaki artışın toplam eşitsizlik (gelir ve tüketimin varyansı) üzerindeki etkisinin ne olduğudur. Üçüncü kısımda, özellikle yaşam boyu gelir boyutunda kuşak ve yaş etkilerine bağlı ortaya çıkan eşitsizlik üzerine yapılmış ampirik çalışmalara yer verilmektedir.

3. NÜFUSUN YAŞ YAPISI VE EŞİTSİZLİK: AMPİRİK LİTERATÜR İNCELEMESİ

Nüfusun yaş profili ve eşitsizlik arasındaki ilintiye yönelik ampirik literatür tüketim teorilerinin mikro temellere dayalı olması nedeniyle birey veya hanehalkı düzeyindeki analizlere dayanmaktadır. Bu konudaki öncül çalışmalardan birini yapan Deaton ve Paxson (1993) 1976'dan 1990'a 14 anket verisini kullanarak ABD, İngiltere ve Tayvan'da YBG eşitsizlik hipotezini test etmiştir. Bu kapsamda tüketim ve gelirin logaritmasının varyanslarının yaşam boyu profillerine bakmışlardır. Teoriye uygun şekilde ülkelerin üçünde de tüketimdeki eşitsizliğin yaş ile birlikte arttığı, artışın çalışma döneminde en yüksek olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca ABD ve Tayvan'da gelir tüketime göre daha eşitsiz dağılmaktadır. Öyle ki tüketim eşitsizliğinin tüm yaşlarda en yüksek olduğu ABD'de yaş-eşitsizlik etkisi Gini'yi 25 yaşta 0.339'dan, 55 yaşta 0.411'e yükseltmiştir. Deaton ve Paxson (1995) ise nüfusu hızla yaşlanan Doğu Asya ülkelerinden Tayvan'da yaşlanmanın eşitsizlik üzerinde, iktisadi büyüme oranı yüksek iken, pozitif bir etkisinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Yüksek ekonomik büyüme oranlarında, toplam eşitsizliği oluşturan kuşak-ıçi ve kuşaklar arası eşitsizlik aynı yönde çalışmaktadır. Bunun yanında nüfustaki büyüme oranının düşmesi de eşitsizliği artırmaktadır.

Deaton ve Paxson (1997) iktisadi büyümenin ve nüfustaki büyümenin eşitsizlik ve tasarruf etkilerini analiz ettiği çalışmasında, Deaton ve Paxson (1993)'e ek olarak Tayland'ı da dahil etmiştir. Benzer şekilde, kuşak-ıçi eşitsizliğin ABD, İngiltere, Tayvan ve Tayland'ta yaş ile birlikte artış gösterdiği bulgusuna ulaşmışlardır.

1980'lerde Japonya'da tüketim eşitsizliğindeki hızlı artışın nedenlerini araştıran Ohtake ve Saito (1998) 1979, 1984, 1989 yılları için Japonya'nın hanehalkı mikro

verilerini kullanarak analiz yapmışlardır. SGH'nin Hall (1978) versiyonundan farklı olarak sabit getiri, kuadratik fayda fonksiyonu, faiz oranı ile zaman tercih oranı eşitliği varsayımlarına gerek duymaksızın bir model tanımlamışlardır. Yaş ve kuşak etkilerini içeren tahmin modeli 9 nolu eşitlikteki gibi tanımlanmıştır:

$$\text{var ln } c(j+k) = \sum_{m=J_0}^J a_m \text{ kuşak}_m + \sum_{n=K_0}^K \beta_n \text{ yaş}_n \quad (9)^4$$

Kuşak-içi tüketim eşitsizliğinin 40 yaşından itibaren arttığı, gençlerin yaşam döngüsünün başından itibaren daha yüksek eşitsizlikle karşı karşıya olduğu sonucuna ulaşmışlar; bu sonucun kuşak-içi eşitsizliğin kuşaklar arası transferler aracılığıyla yaşlılardan gençlere aktarımı nedeniyle olabileceğini belirtmişlerdir. Öte yandan tüketim eşitsizliğinde kuşak etkileri anlamlı bulunurken, gelir eşitsizliğinde anlamlı bulunamamıştır.

ABD'nin 1980-2000 dönemi hanehalkı gelir ve tüketim anketlerini kullanarak geçici ve sürekli şokların eşitsizlik üzerindeki etkilerini araştıran Primiceri ve Van Rens (2009) gelir eşitsizliğindeki artışın neredeyse tamamının öngörülebilir yaşam boyu şoklardan kaynaklandığını ve gelirdeki değişmelere tüketimin pek fazla cevap vermediğini tahmin etmişlerdir.

Zhong (2011) artan şekilde gelir açığı ve yaşlanan bir nüfusla karşı karşıya olan Çin'de, iki farklı eşitsizlik ayrıştırma metodu kullanarak 1997, 2000, 2006 anket verileriyle demografik değişimin gelir (hanehalkı kişi başına geliri) eşitsizliği üzerindeki etkilerini, gelir eşitsizliğinin çalışma çağındaki hanehalkı üye sayısı, çalışanlar arasında erkeklerin payı, eğitim gibi değişkenleri içeren nedenlerini de dikkate alarak analiz etmiştir. Kullanılan eşitsizlik ölçümünden bağımsız olarak 1997'den 2006'ya toplam gelir eşitsizliği artmıştır. Eşitsizlikteki toplam artışın yaklaşık %20'si "çalışma çağındaki hanehalkı üyesi" değişkeninden kaynaklanmaktadır. Yaklaşık %9'luk bir etki ile tarım dışında çalışan nüfusun payı da eşitsizliği büyük oranda etkilemektedir. Gelir eşitsizliğinde 2000'lerin başında yaşanan artışın büyük bir kısmının demografik değişime dayandırılabilceği sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca ülkenin kırsalında yaşlılar için sosyal güvenlik sisteminin kurulmasının gelir eşitsizliğini azaltmada etkili olabileceği, zira kentsel alanlarda işgücü piyasasından çıkışın hane halkı geliri üzerinde emeklilik sisteminden kaynaklı olarak daha ılımlı etkisinin olduğu ve eşitsizlik üzerindeki etkinin de daha küçük olduğu belirtilmiştir. Bunun yanında düşük gelirli hanelere eğitim yardımı yapılmasının da olumlu etki yaratacağı ifade edilmiştir.

Yine Çin'de yaşlanmanın tüketimdeki eşitsizlik üzerinde ne ölçüde bir payının olduğunu araştıran Zhang ve Xiang (2014) bu amaçla kentsel hanehalkı anket verilerini kullanarak YBG, SGH ve kuşaklar arası açıklar doğrultusunda toplam gelir eşitsizliğini

kuşak etkisi, yaş etkileri (between-age effects) ve demografik etkiler olmak üzere üç kategoriye ayırarak analiz yapmışlardır. Bu ayrıştırmada Ohtake ve Saito (1998) formülünden yararlanmışlardır. Elde edilen sonuçlar Çin'de uygulanan reformun kuşaklar arası farklılıkları genişlettiğini ortaya koymaktadır. Gelir eşitsizliğindeki artış genç kuşakta daha anlamlı olup, tüketim eşitsizliği genç insanlar işgücüne katıldıkça artış göstermektedir. Öte yandan nüfusun yapısındaki deđişim de eşitsizlikteki artışı tetiklemektedir. Beşeri sermaye yatırımı gelir ve tüketim eşitsizliklerini azaltmada önemli bir politika aracı olarak kullanılsa da, gelir açıklarını kapatmada beşeri sermayenin rolünün henüz net olmadığı ifade edilmektedir.

Yamada (2012) ise 1980-2000 döneminde Japonya'da kazanç ve tüketim eşitsizliğini dinamik genel denge yaklaşımıyla demografik faktörlerin yanında makroekonomik faktörleri de dikkate alarak analiz etmiştir. Zamanla deđişen makroekonomik faktörler ve toplam faktör verimliliğinin büyüme oranındaki beklenmeyen düşüşün, kazanç ve tüketim eşitsizliğinin artışında önemli katkısı olduğu sonucuna ulaşmıştır. Dolayısıyla yalnızca yaşanan bir nüfusun deđil, makroekonomik faktörlerdeki deđişimlerin de eşitsizliği artırıcı etkilerinin olabileceği göz önünde bulundurulması gerektiği vurgulanmaktadır.

ABD'de PSID (Panel Çalışmalara Dayalı Gelir Dinamikleri) 1968-1997 dönemi gelir ve CEX (Tüketim Harcamaları Anketi) 1981-2003 dönemi tüketim verilerini kullanan Zhu (2013) de literatürdeki standart şekliyle gelir ve tüketimin logaritmalarının varyansları ile eşitsizliği ölçmüştür. 1970'lerin ortalarından itibaren gelir ve tüketim eşitsizliğindeki artışların yaşa dayalı olduğunu gösteren sonuçlar elde edilmiştir.

Aziz *vd.* (2015) de Yeni Zelanda'da nüfustaki yaşlanmanın ve işgücüne katılımında beklenen deđişimlerin gelir dağılımı üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Gelir eşitsizliği ve yoksulluğun yanında, gelir vergisi, mal ve hizmet vergisi, sağlık ve eğitime yönelik kamu harcamaları bileşenleri ölçümleri bu amaçla elde edilmiş; sonuç olarak, diđer birçok çalışmadan farklı olarak anlamlı bir etki bulunamamıştır. Lin *vd.* (2015) ise 1998-2006 dönemi için Tayvan'ın bölgesel düzeydeki verilerini kullanarak panel veri analizi ile nüfusun yaşlanmasının bölgesel gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini analiz etmiş ve gelir dağılımındaki mekansal sapmaları etkileyen faktörleri tespit etmeye çalışmıştır. Mekansal etki (kırsal-kentsel mekan) dikkate alınmadığında yaşlılık, eşitsizliği azaltırken, dikkate alındığında ise artırmaktadır. Bunun yanında işsizlikteki artışın da eşitsizliği artırıcı etkisi bulunmuştur. Hwang (2016), Lerman ve Yitzhaki (1985)'den hareketle, Gini katsayısı ayrıştırma metodunu uygulayarak Güney Kore'de 1998-2010 döneminde emeklilik fonlarının yaşlı gruplardaki gelir eşitsizliğini dengeleyici bir etkisinin olup olmadığını araştırmıştır. Çeşitli gelir kaynaklarının etkisi ayrı ayrı analiz edilmiş, kimisi eşitsizliği dengelerken kimisi de bozucu etki yaratmıştır. Kamu emeklilik fonlarının etkisinin ise beklenenin aksine olumsuz olduğu sonucuna

ulaşmışlardır. Bu sonucu, fonların yüksek sosyoekonomik statüde olan yaşlı gruplara yarar sağlamasına bağlamıştır.

Çalışmamızda tek bir ülkeye özgü ve hanehalkı düzeyindeki verilerden ziyade, ülke genelinde yaş yapısındaki değişim ve toplam eşitsizlik ilişkisi ele alınmaktadır. Başka bir deyişle, mikro verilere erişim kısıtından ötürü yaşam döngüsü içerisindeki yaş değişiminden ziyade yıllar içerisindeki değişim esas alınmaktadır. Bu kapsamda seçili OECD ülkelerindeki Şekil 1’de de görülen genel nüfus yaşlanmasının toplam gelir ve tüketim eşitsizliği etkileri makroekonomik faktörlerin de etkisiyle birlikte analiz edilmektedir.

4. VERİ VE YÖNTEM

Çalışmada kullanılan değişkenlerden geliri ve tüketim harcamalarını temsil eden değişkenlere ait veriler OECD, beşeri sermaye endeksi Penn World Table veritabanından, diğer verilerin tamamı ise Dünya Bankası (Dünya Kalkınma Göstergeleri) veri tabanlarından, seçili OECD ülkeleri ve 2003-2014 zaman periyodu için elde edilmiştir.

Eşitsizlik göstergelerinin zaman içerisinde yavaş hareket etmesi, büyük değişimler göstermemesi gerekçesi ile bağımlı değişkenin bir dönem önceki değerinden de etkilendiği ön kabulüyle dinamik panel veri analizi uygun olmaktadır. Bu çerçevede $y_{i,t-1}$ bağımlı değişkenin bir gecikmeli değerini, x'_{it} bağımsız değişkenler setini, u_{it} ise hata terimini göstermek suretiyle tahmini yapılacak dinamik panel veri modelleri 10 numaralı eşitlikle ifade edilebilir:

$$y_{it} = \sigma y_{i,t-1} + \beta x'_{it} + u_{it} \quad (10)$$

Diğer yandan, 10 numaralı modelin tahmininde bir kaç ekonometrik problem ortaya çıkabilmektedir (Mileva, 2007):

i. Nedensellik her iki yönlü de söz konusu olabileceğinden (bağımlı değişkenden bağımsız değişkenlere doğru), açıklayıcı değişkenler hata terimi ile ilişkili hale gelebilir.

ii. Coğrafya ve demografik özellikler gibi pek değişmeyen ülke özellikleri (sabit etkiler) açıklayıcı değişkenlerle ilişkili olabilir. Sabit etkiler yani gözlenemeyen ülkeye özgü etkiler (v_i) hata teriminin içerisindeyse, $u_{it} = v_i + e_{it}$ olmaktadır. Bu durumda v_i 'nin X_{it} ile ilişkili olması içsellik problemine yol açacaktır.

iii. Bađımlı deđişkenin gecikmesinin modelde yer alması otokorelasyon sorununa yol açabilir.

iv. Panel veri kümesinin zaman boyutunun ($T = 12$) ülke boyutundan ($N = 14$) daha kısa olmasının yöntem seçiminde dikkate alınmaması da yapılan tahminlerin etkin olmamasına yol açabilir.

İlk sorunu çözmek için genellikle araç deđişkenler tahmincisi olarak iki aşamalı en küçük kareler (2SLS) yöntemi kullanılmaktadır.

Arellano ve Bond (1991) ise, içsellik probleminin varlığında araç deđişken olarak tüm geçerli deđişkenlerin gecikmesinin kullanılmasını önermektedir. Kullandığımız dışsal (ekzojen) araç deđişkenler bađımsız deđişkenlerin (nüfus haricinde) 1 ve 2 gecikmesi şeklindedir.

ii numaralı sabit etkiler problemini çözebilmek için ise fark GMM yöntemi, 10 numaralı eşitliđi dönüştürmek suretiyle kullanılarak 11 numaralı eşitlik elde edilmektedir:

$$\Delta y_{it} = \sigma \Delta y_{it-1} + \beta \Delta x'_{it} + \Delta u_{it} \quad (11)$$

Bu kapsamda modelin birinci farkı alınmakta, bađımsız deđişkenler dönüştürülerek ülkelere özgü zamanla deđişmeyen sabit etkiler kaldırılmaktadır. Sonuçta 12 numaralı eşitlik sabit etkilerden arındırılmış hata terimleri farkını göstermektedir:

$$\Delta u_{it} = \Delta v_i + \Delta e_{it} \quad (12)$$

$$u_{it} - u_{i,t-1} = (v_i - v_i) + (e_{it} - e_{i,t-1}) = e_{it} - e_{i,t-1}$$

Bađımlı deđişkenin gecikmesinin birinci derece farkının alınması gibi, bu deđişkenin geçmiş dönem gözlemlerinin araç olarak kullanılması ise iii numaralı problemi ortadan kaldıracaktır.

Arellano - Bond tahmincisi, T'nin küçük ve N'in büyük olduđu paneller için tasarlanmıştır. T'nin büyük olduđu panellerde, ülkenin sabit etkisinde söz konusu bir şok zamanla azalacaktır. Benzer şekilde, gecikmeli bađımlı deđişkenin hata terimi ile korelasyonunun bu durumda bir anlamı olmayacaktır (Roodman, 2006). Dolayısıyla bu durumlarda mutlaka Arellano - Bond tahmincisini kullanmak gerekli deđildir. Fakat bu

çalışmada ele alınan örneklem göz önünde bulundurulduğunda, Arellano-Bond fark-GMM tahmincisinin kullanımı uygun hale gelmektedir.

Ampirik analiz çerçevesinde tüketim ve gelir eşitsizliğine ilişkin modeller ayrı ayrı tahmin edilmektedir. Birinci modeli tanımlamak üzere tüketim eşitsizliği fonksiyonu 12 numaralı eşitlik ile, ikinci modeli tanımlamak üzere ise gelir eşitsizliği fonksiyonu 13 numaralı eşitlik ile gösterilmektedir.

$$C_INEQ_{it} = F(C_INEQ_{it-1}, GROWTH_{it}, POP1564_{it}, POP65_{+it}, INF_{it}, TO, HC_{it}) \quad (12)$$

$$I_INEQ_{it} = F(I_INEQ_{it-1}, GROWTH_{it}, POP1564_{it}, POP65_{+it}, INF_{it}, TO_{it}, HC_{it}) \quad (13)$$

Burada, *i* alt simgesi ülkeleri, *t* alt simgesi zaman dönemini ifade etmektedir. Tüketim eşitsizliğini temsilen kullanılan *C_INEQ* değişkeni hanehalkı reel nihai tüketim harcamaları üzerinden hesaplanmıştır. *I_INEQ* olarak temsil edilen gelir eşitsizliği değişkeni ise reel gayri safi milli hasıla üzerinden hesaplanmıştır. Eşitsizlik üzerindeki etkisi araştırılan nüfusun yaş yapısı gibi demografik faktörlerin yanında makroekonomik faktörlerin etkisi de göz ardı edilemez. Dolayısıyla ekonomik büyüme, enflasyon, ticari açıklık, beşeri sermaye-eğitim düzeyi gibi faktörler de literatürde eşitsizliği etkileyen faktörler olarak bu çalışmada dikkate alınmaktadır. Nitekim özellikle ekonomik büyümenin eşitsizlik etkilerinin incelenmesi önemlidir. Kuznets (1955) ekonomilerin gelişmesiyle eşitsizliğin önce artacağı, belirli bir noktadan sonra ise azalacağı tahminini yapmıştır. Bu çalışmada Kuznets eğrisini test edebilecek kadar uzun bir periyot var olmamakla birlikte, büyüme ve eşitsizlik ilişkisini lineer olarak ele alan çalışmalar da mevcuttur. Bu çalışmalar büyümenin eşitsizlik ve yoksulluğu azalttığına dair güçlü kanıtlar elde etmemiştir (Deininger, Squire, 1997; Dollar, Kraay, 2002 gibi). Bunun yanında bir diğer iktisadi değişken olarak enflasyon da meydana getirdiği makroekonomik istikrarsızlıklar bağlamında eşitsizliği artırabildiğinden eşitsizlik üzerindeki etkisi modellerde dikkate alınmaktadır.

Çoğu gelişmiş ülkede 1980'lerin sonlarından itibaren niteliksiz işgücünün nispi getirisindeki azalma küreselleşmenin bileşenlerinde yaşanan gelişmeler neticesinde gerçekleşmiştir. Standart ticaret teorisine göre ticaret, gelişmiş ülkelerde nitelikli işgücüne nispi talebi artırarak kazanç dağılımını bozarken, gelişmekte olan ülkelerde iyileştirmektedir (Dreher, Gaston, 2008). OECD ülkelerinde mevcut literatürle uyumlu şekilde küreselleşmeyi temsilen ele alınan ticari açıklığın eşitsizliği artırması beklenebilir. Eğitim düzeyinin eşitsizlik üzerindeki etkisi de beşeri sermaye endeksi ile ölçülmektedir. Teoriye göre eşitsizlikteki artışın kaynakları eğitilmiş ve az eğitilmiş çalışanlar arasında farklılık göstermektedir (Gould *vd.*, 2001). Gottshalk ve Moffitt (1994) de eşitsizliğin farklı eğitim düzeyindeki gruplarda farklılaştığını göstermişlerdir. Eşitsizliğin geçici bileşeni kalıcı bileşenine göre eğitimsiz çalışanlarda daha yüksektir.

Eğitimli çalışanlar için eşitsizlik nitelik gibi eğitimin sürekli bileşenlerine bağlı olarak artabilmektedir. Bu anlamda net bir ilişki söz konusu olmamakla birlikte, çalışmaların bazıları (Bumann, Lensink, 2012; Asteriou *vd.*, 2014 gibi) eğitim düzeyi ve eşitsizlik arasında negatif ilişkiye ulaşırken, bir kısmı da (Ang, 2009; Bergh, Nilsson, 2010 gibi) pozitif ilişki olduğu bulgusunu elde etmektedir. Dolayısıyla göstergeler arasındaki ilişkinin yönünün net olmadığı söylenebilir.

C_INEQ tüketim eşitsizliğini, I_INEQ gelir eşitsizliğini, POP1564 15 – 64 yaş arası nüfusun toplam nüfus içerisindeki payını, POP65+ 65 yaş ve üzeri nüfusun payını, GROWTH GSYİH büyüme oranını, INF enflasyon oranını, TO ithalat ve ihracat hacminin GSYİH içindeki payını, HC beşeri sermaye endeksi üzerinden eğitim düzeyini temsil etmektedir. Tablo 1’de modellerde kullanılan bu değişkenlere ait tanımlayıcı istatistiklere yer verilmektedir. Her bir değişken için 14 ülke ve 12 dönemden oluşan toplam 168 gözlem bulunmaktadır. Gelir ve tüketim eşitsizliği endekslerinin medyan değerleri ile standart sapmalarının birbirine oldukça yakın olduğu görülmektedir. Bu durum gelir ve tüketim eşitsizliğinin birbirinden belirgin bir şekilde ayrılmadığı olarak yorumlanabilir.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	C_INEQ	I_INEQ	GROWTH	POP1564	POP65+	INF	TO	HC
Ortalama	0.039095	0.042555	5.278549	67.03890	14.11572	2.336435	0.753829	1.260690
Medyan	0.018363	0.018674	5.856120	66.83850	14.10780	2.332150	0.696911	1.367870
Maksimum	0.230813	0.263794	33.19820	73.01620	25.00930	7.935010	1.684060	1.628520
Minimum	1.70E-07	2.10E-06	-22.5611	61.49840	5.192020	-1.35284	0.222990	0.635240
Std.Sapma	0.048299	0.053881	10.04572	2.843746	3.818988	1.660395	0.352197	0.263793
Gözlem sayısı	168	168	168	168	168	168	168	168

Tüketim ve gelir eşitsizliklerinin hesaplanmasında Qin *vd.* (2005: 23)'de yer alan eşitsizlik ölçümleri baz alınmış olup, sırasıyla tüketim ve gelir eşitsizliği göstergeleri için 14 ve 15 numaralı eşitliklerdeki hesaplamalar her ülke için ayrı ayrı yapılmıştır. 12 ve 13 numaralı fonksiyonlar ile tanımlanan modellerden hareketle büyüme oranı, 15-64 yaş arası nüfusun payı, 65 yaş ve üzeri nüfusun payı, enflasyon oranı, ticari açıklık ve beşeri sermaye değişkenlerinin tüketim ve gelir eşitsizliği üzerindeki etkisi tahmin edilmektedir.

$$C_INEQ_{it} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [\log\left(\frac{c_{it}}{\bar{c}}\right)]^2 \quad (14)$$

c: tüketim, \bar{c} : ortalama tüketim, n: nüfus

$$I_INEQ_{it} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [\log\left(\frac{y_{it}}{\bar{y}}\right)]^2 \quad (15)$$

y: gelir, \bar{y} : ortalama gelir, n: nüfus

5. BULGULAR

Analiz kapsamında 2003-2014 yıllık periyodu dikkate alınmaktadır. OECD ülkeleri için panel fark-GMM tahmincisi kullanılarak yapılan dinamik panel veri yöntemine ilişkin tüketim ve gelir eşitsizliği modellerinin spesifikasyon test ve katsayı tahmin sonuçları sırasıyla Tablo 2 ve 3'te sunulmaktadır. Tablo 2'de Wald, Sargan, birinci derece ve ikinci derece otokorelasyon testlerine yer verilmekte, analiz sonuçları bu bağlamda yorumlanmaktadır.

Tablo 2. Spesifikasyon Test Sonuçları

	İstatistik değeri	İstatistik değeri
Wald Testi	1512.20 [0.0000]***	1639.84 [0.0000]***
Sargan Testi	10.28907 [0.9749]	10.761 [0.9780]
AR(1)	-2.754 [0.0059]***	-2.1226 [0.0338]**
AR(2)	-1.3115 [0.1897]	-1.0099 [0.3125]

, * simgeleri sırasıyla %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini yansıtmaktadır. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerleridir. AR(1) ve AR(2) sırasıyla birinci ve ikinci dereceden otokorelasyonu ifade etmektedir.

Wald testi aracılığı ile, tahmin edilen katsayıların bağımlı değişkeni açıklamadaki anlamlılıklarının kontrolü amaçlanmaktadır. Bu şekilde, tahmin edilen katsayıların ve aynı zamanda modelin de geçerliliği doğrulanmaktadır. Testin boş hipotezi H_0 ile tüm bağımsız değişkenlerin katsayılarının sıfıra eşit olduğu ifade edilmektedir. Yapılan tahmin sonuçlarına göre H_0 reddedilmekte, parametre katsayılarının sıfırdan farklı olduğu sonucuna ulaşılmaktadır. Söz konusu yöntem ve elde edilen sonuçlar doğrultusunda, "Modelde yer alan açıklayıcı değişkenler, bağımlı değişken üzerinde etkilidir" denilebilmektedir.

Sargan ve Hansen test istatistikleri aracılığı ile aşırı-tanımlama (*over-identifying*) kısıtları test edilmektedir (Arellano, Bond, 1991). Bu çalışmada Sargan testi kullanılmaktadır. Sargan testinde yer alan sıfır hipotezi H_0 araç değişkenler ve hata terimleri arasında bir ilişki olmadığını ifade etmektedir. Sargan testi sonuçlarına göre, sıfır hipotezi reddedilememektedir. Bu demektir ki, araç değişkenler ile hata terimi arasındaki ilişkiden kaynaklı bir içsellik problemi söz konusu değildir. Bu sonuçlara göre, tüketim ve gelir eşitsizliğinin bir gecikmeli değeri olan araç değişkenin modellerdeki geçerliliği bir nevi doğrulanmış olmaktadır.

AR(1) ve AR(2) otokorelasyon test sonuçları da beklentimiz dâhilindedir. AR(1) her iki modelde de negatif ve anlamlı, AR(2) her iki modelde de istatistiki olarak

anlamsızdır. Bu sonucun, birinci dereceden otokorelasyonun varlığına ve ikinci dereceden otokorelasyonun olmadığına işaret ettiği söylenebilir. Tablo 2’de ise, spesifikasyon testlerine ilişkin varsayımların sağlanmış olması nedeniyle katsayı tahmin sonuçları sunulmaktadır.

Tablo 2. Tüketim ve Gelir Eşitsizliği Modelleri Tahmin Sonuçları

Bağımsız Değişkenler	Bağımlı değişken	
	C_INEQ	I_INEQ
	Katsayı	Katsayı
I_INEQ _{it} (-1)	-	0.4562774*** (0.1097116)
C_INEQ _{it} (-1)	0.3876771** (0.0792189)	-
POP1564 _{it}	0.020412*** (0.0092742)	0.0198541** (0.0086597)
POP65+ _{it}	0.0364783*** (0.0057732)	0.0371389*** (0.0057991)
GROWTH _{it}	0.0020239*** (0.0003625)	0.0023746*** (0.0003755)
TO _{it}	-0.0853034** (0.0428305)	-0.0810078** (0.0363484)
INF _{it}	0.0077715*** (0.0013765)	0.0084525*** (0.0015991)
HC _{it}	0.2495026*** (0.0421284)	0.2449146*** (0.0410167)

** *** simgeleri sırasıyla %5 ve %1 anlamlılık düzeylerini yansıtmaktadır. Parantez içerisindeki değerler, standart hata değerlerini göstermektedir.

Tablo 3’te yer aldığı üzere, tüketim eşitsizliğini en iyi açıklayan değişken bir dönem gecikmeli değeridir. Nitekim bu sonuç tercih edilen dinamik panel veri analiz yönteminin uygunluğunu tasdik eder niteliktedir. Ayrıca bu sonuç YBG ve rassal yürüyüş modelinin eşitsizlik kuramının öngördüğü biçimde, t dönemindeki tüketim eşitsizliğinin t-1 dönemindeki eşitsizliğe bağlı olması koşulunu büyük oranda sağlamaktadır.

Diğer yandan, büyüme oranı, 15-64 yaşları arası nüfus, 65 yaş ve üzeri nüfus, enflasyon oranı ve beşeri sermaye ile tüketim eşitsizliği arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki söz konusu iken, ticaret açıklığı ile tüketim eşitsizliği arasında negatif ve anlamlı bir ilişki söz konusudur. Elde edilen bulgulara göre, büyüme oranındaki yüzde 1 artış tüketim eşitsizliği üzerinde ortalama yüzde 0.002’lik bir artış meydana getirmektedir. 15-64 yaş arası nüfus, 65 yaş ve üzeri nüfus, enflasyon oranı ve beşeri sermayedeki

yüzde 1'lik bir artış tüketim eşitsizliği üzerinde sırasıyla yüzde 0.02, 0.0365, 0.008 ve 0.249 artış, ticari açıklık ise yüzde 0.085 azalmaya yol açmaktadır.

Gelir eşitsizliği modeline ait katsayı sonuçlara göre de gelir eşitsizliğinin dinamik yapısı dikkati çekmekte ve en iyi açıklayıcısının bir dönem gecikmeli değeri olduğu görülmektedir. GROWTH, POP1564, POP65+, INF ve HC değişkenleri ile gelir eşitsizliği arasında pozitif ve yüzde 1 anlamlılık düzeyinde istatistiki olarak anlamlı bir ilişkinin söz konusu olduğu görülmektedir. Elde edilen sonuçlara göre, GROWTH, POP1564, POP65+, INF ve HC'deki yüzde 1'lik bir artış gelir eşitsizliğini yaklaşık olarak sırasıyla yüzde 0.002, 0.02, 0.037, 0.008 ve 0.245 artırırken, TO'da yüzde 1'lik artış gelir eşitsizliği üzerinde ortalama yüzde 0.081'lik bir azalma meydana getirmektedir. Elde edilen bulgular genel olarak beklentiler dâhilindedir.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Eşitsizlik kuramı ve nüfusun yaş yapısı arasındaki olası bağlantı bir yandan uygulanan politikalar bir yandan da kalkınma sürecinin doğal ve kaçınılmaz bir sonu ve belki de *sorunu* olan nüfusun yaşlanması dolayısıyla daha sıklıkla ele alınması gereken bir konudur. Yalnızca iktisadi eşitsizlik perspektifinden değil, dengesiz bir nüfus yapısı sosyal ve ekonomik kalkınmayı başka yönlerden de etkileyebilmektedir.

Bu çalışma yaşlanan nüfusa bağlı mevcut eşitsizlik sorununu diğer çalışmalardan farklı olarak hanehalkı düzeyinden ziyade, nüfusun yaş yapısındaki genel değişimi dikkate alarak araştırmaya yönelmekte ve OECD ülkelerinde nüfustaki yaşlanmanın gelir ve tüketim eşitsizlikleri üzerindeki etkilerini ayrı ayrı analiz etmektedir.

Bulgular ülkelerin demografik yapısının tüketim ve gelir eşitsizlikleri üzerindeki anlamlı etkisini ortaya koymaktadır. 15-64 yaş arası nüfus ve 65 yaş üzeri nüfustaki artış, çalışmanın dönemi ve ele alınan ülkeler kısıtı itibarıyla, gelir ve tüketim eşitsizliğini artırıcı etki yaratmaktadır. Tüketim ve gelir eşitsizlikleri çalışma çağındaki nüfus olarak tanımlanan 15-64 yaş arası nüfustaki artışa göre 65 yaş üzeri nüfusun payındaki artıştan daha fazla etkilenmektedir. Stiglitz (2012)'in de vurguladığı gibi eşitsizlik büyük oranda piyasa ve toplumsal güçleri şekillendiren devlet politikalarının bir sonucudur. Sosyal güvenlik ve emeklilik sistemine yönelik kuşaklar arası eşitsizliği azaltıcı, özellikle küresel kriz sonrası sıkılaştırma politikaları çerçevesinde azaltılan tedbirlerin yoğunlaşması gerektiği görülmektedir. Daha etkin bir vergi ve sosyal transfer sistemi aracılığıyla geliştirilebilecek bir yeniden dağıtım mekanizmasının eşitsizlikteki artışları önleyebileceği düşünülmektedir. 65 yaş üzeri nüfustaki eşitsizliğin kaynağı olarak düşünülen servet uçurumlarına yönelik artan oranlı vergi sistemi etkili olabilir. Basit düzeyde ise her iki yaş grubundaki eşitsizliğin de azaltılmasına yönelik, gelir desteği sağlanabilir veya daha yüksek asgari ücret politikaları uygulanabilir. Bununla birlikte, beşeri sermayedeki gelişmenin eşitsizlik üzerindeki etkisinin azımsanmayacak

büyükükte pozitif ve anlamlı olması, elde edilen kazançlara yönelik farklılıkların eğitim düzeyindeki artışla birlikte artıyor olmasından kaynaklandıđı söylenebilir. Zhu (2015:6)'in de belirttiđi üzere eşitsizlikteki artışın bir bölümü, eğitim düzeyiyle bağlantılı olarak kazançlarda artan heterojenlikten kaynaklanmaktadır. Burada beşeri sermayedeki deđişimin gelir ve tüketim eşitsizliđi üzerindeki etkisi hemen hemen aynıdır. Bir bütün olarak bakıldıđında çalışmaya konu OECD ülkelerinde eğitimin belirli kesimlerin gelir ve tüketimleri üzerindeki, kazanç düzeyleri farklılıklarına bađlı eşitsizlik yaratıcı etkisini göstermektedir. Bir yandan da toplumun tüm kesimlerinin eğitim olanaklarından aynı derecede faydalanmasına yönelik, özel veya kamu mülkiyetinde eğitim kurumları ayırımı yaratmadan eğitimde kaliteyi öne çıkaran politikalara ihtiyacı ortaya koymaktadır.

NOTLAR

¹ Amerika Birleşik Devletleri (ABD), Avustralya, Çek Cumhuriyeti, Güney Kore, İngiltere, İsrail, İsveç, İsviçre, Japonya, Macaristan, Meksika, Norveç, Polonya, Yeni Zelanda.

² Deaton ve Paxson (1993,1995) bu kavramı inovasyon olarak ifade etmektedirler.

³ Burada, A_t varlıkların cari deđerini, y_{t+k} t+k dönemindeki kazançları/geliri, R emeklilik zamanını gösterirken, $\beta_t = 1 - \frac{1}{1+r} \frac{T-t+1}{T-t+1}$ (T ölüm zamanı) olarak ifade edilmektedir. T sonsuza giderken β_t l'e yakınsamaktadır.

⁴ j, i karar biriminin doğum yılını, k ise bugünkü yaşını göstermektedir. Burada, $kuşak_m$ kuşaklar için kukla deđerksen olup, $m = j$ iken 1, aksi halde 0 deđerini almaktadır. $yaş_n$ ise yaşa bađlı kukla deđerksen olup, $n = k$ iken 1, diđer durumlarda 0 deđerini almaktadır.

KAYNAKÇA

- Ang, J. (2009), "Financial Liberalization and Income Inequality" *MPRA Paper No.14496*.
- Arellano, M., S. Bond (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277-297.
- Asteriou, D., S. Dimelis, A. Moudatsou (2014), "Globalization and Income Inequality: A Panel Data Econometric Approach for the EU27 Countries", *Economic Modelling*, 36, 592-599.
- Asteriou, D., S.G. Hall (2007), *Applied Econometrics: A Modern Approach Using Eviews and Microfit*, New York: Palgrave Macmillan.
- Attanasio, O.P. (1999), "Consumption" J.B. Taylor and M. Woodford (eds.) *Handbook of Macroeconomics*, Elsevier Science B.V.
- Aziz, O.A., C. Ball, J. Creedy, J. Eedrah (2013), "The Distributional Impact of Population Ageing in New Zealand", *New Zealand Economic Papers*, 49(3), 207-226.
- Baltagi, B.H. (2005), *Econometric Analysis of Panel Data*, 3rd Edition, West Sussex, John Wiley & Sons, Ltd.

- Bergh, A., T. Nilsson (2010), "Do Liberalization and Globalization Increase Income Inequality?" *European Journal of Political Economy*, 26(4), 488-505.
- Blundell, R., B. Etheridge (2010), "Consumption, Income and Earnings Inequality in Britain" *Review of Economic Dynamics*, 13, 76-102.
- Bumann, S., R. Lensink (2012), "Financial Liberalization Does not Benefit Them all", Working Paper, University of Groningen.
- Deaton, A.S., C.H. Paxson (1993), "Intertemporal Choice and Inequality", NBER Working Paper Series, 4328.
- Deaton, A.S., C.H. Paxson (1995), "Saving, Inequality and Aging: An East Asian Perspective", *Asia-Pacific Economic Review*, 1(1), 7-19.
- Deaton, A.S., C.H. Paxson (1997), "The Effects of Economic and Population Growth on National Saving and Inequality", *Demography*, 34(1), 97-114.
- Deininger, K., L. Squire (1997), "Economic Growth and Income Inequality: Reexamining the Links", *Finance and Development*, 34, 38-41.
- Dollar, D., A. Kraay (2002), "Growth is Good for the Poor", *Journal of Economic Growth*, 7(3), 195-225.
- Dreher, A., N. Gaston (2008), "Has Globalization Increased Inequality?," *Review of International Economics*, 16(3), 516-536.
- Fernandez-Corugedo, E. (2004), "Consumption Theory" Centre for Central Banking Studies, Bank of England.
- Gottschalk, P., R. Moffitt, L.F. Katz, W.T. Dickens (1994), "The Growth of Earnings Instability in the US Labor Market", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1994(2), 217-272.
- Gould, E.D., O. Moav, B.A. Weinberg (2001), "Precautionary Demand for Education, Inequality, and Technological Progress", *Journal of Economic Growth*, 6(4), 285-315.
- Hall, R.E. (1978), "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, 86(6), 971-987.
- Hwang, S. (2016), "Public Pensions as a Great Equalizer? Decomposition of Old-Age Income Inequality in South Korea, 1998-2010", *Journal of Aging & Social Policy*, 28(2), 81-97.
- Johnson, D. S., T.M. Smeeding, B.B. Torrey (2005), "Economic Inequality Through the Prisms of Income and Consumption", *Monthly Labor Review*, 11-23.
- Kuznets, S. (1955), "Economic Growth and Income Inequality", *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Lerman, R.I., S. Yitzhaki (1985), "Income Inequality Effects by Income Source: a New Approach and Applications to the United States", *The Review of Economics and Statistics*, 151-156.
- Lin, C.A., S. Lahiri, C. Hsu (2015), "Population Aging and Regional Income Inequality in Taiwan: A Spatial Dimension", *Social Indicators Research*, 122(3), 757-777.
- Mileva, E. (2007), Using Arellano-Bond Dynamic Panel GMM Estimators in Stata, *Economics Department, Fordham University*, 1-10.

- Modigliani, F., R. Brumberg (1954), "Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data", in *The Collected Papers of Franco Modigliani*, (pp.3-45), Cambridge: The MIT Press.
- OECD (2013), *Crisis Squeezes Income and Puts Pressure on Inequality and Poverty: Results from the OECD Income Distribution Database* (May 2013).
- Ohtake, F., M. Saito (1998), "Population Aging and Consumption Inequality in Japan", *Review of Income and Wealth*, 44(3), 361-381.
- Primiceri, G.E., T.V. Rens (2009), "Heterogeneous Life-Cycle Profiles, Income Risk and Consumption Inequality", *Journal of Monetary Economics*, 56(1), 20-39.
- Roodman, D. (2006), *How to do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata*, Center for Global Development Working Paper No.103, 1-54.
- Qin, D., M.A. Cagas, G. Ducanes, X. He, R. Liu (2005), "Income Disparity and Economic Growth: Evidence from China", *Economics Discussion Paper Series*, 549.
- Stiglitz, J.E. (2012), *Eřiitsizlięin Bedeli, Ozan İřler* (çev), İstanbul: İletiřim Yayınları.
- Yamada, T. (2009), "Income Risk, Consumption Inequality, and Macroeconomy in Japan", *Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series*, 41.
- Yamada, T. (2012), "Income Risk, Macroeconomic and Demographic Change, and Income Inequality in Japan", *Journal of Economic Dynamics & Control*, 36, 63-84.
- Zhang, J., J. Xiang (2014), "How Aging and Intergeneration Disparity Influence Consumption Inequality in China", *China & World Economy*, 22(3), 79-100.
- Zhong, H. (2011), "The Impact of Population Aging on Income Inequality in Developing Countries: Evidence from Rural China", *China Economic Review*, 22, 98-107.
- Zhu, G. (2013), "Age-Specific Rise of Income and Consumption Inequality", *Discussion Paper*, 2013-21.

**GENEL SAĞLIK SİGORTASI
KAPSAMINDA TRANSFER
HARCAMALARININ AZALMA
İHTİMALİ: BINARY MODELLEME
(GAZİEMİR/İZMİR ÖRNEĞİ)**

*Hacettepe Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler
Fakültesi Dergisi,
Cilt 36, Sayı 4, 2018,
s. 59-73*

Yılmaz KÖPRÜCÜ

Arş.Gör., Eskişehir Osmangazi
Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
ykoprucu@ogu.edu.tr

Recep KÖK

Prof.Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi
İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi
İktisat Bölümü
recep.kok@deu.edu.tr

*Bu çalışma, Dokuz Eylül Üniversitesi, Sosyal
Bilimler Enstitüsü, İktisat Anabilim Dalı'nda
Prof. Dr. Recep KÖK danışmanlığında Yılmaz
KÖPRÜCÜ tarafından "Hanehalkının Genel
Sağlık Sigortasından Yararlanabilirliği
(Gaziemir Örneği Temelli İhtimaliyet
Yaklaşımı)" (2013) başlıklı yüksek lisans
tezinden türetilmiştir.*

Öz: Hizmet endüstrisi kapsamında olan genel sağlık sigortası (GSS) iktisat alan yazınında ilgiyle izlenen konulardan birisidir. Türkiye Cumhuriyeti Hükümetlerinin GSS kapsamını genişletmesi nedeniyle hanehalkının gelir tespitinin yapılması ve uygulama sonuçlarının izlenmesi, sağlık alanındaki politika başarısını test etmeyi gerekli kılacak araştırmaların önemini daha da artırmıştır. Bu çalışmanın amacı, kamusal fonlar aracılığıyla transfer harcamalarından yararlanan yoksul hanehalkının (sosyal güvencesi olmayan) istihdam edilebilirliğine bağlı olarak, GSS kapsamından (G_0 olma durumundan) çıkarılma olasılığını araştırmaktır. Bu çalışma binary modelleme niteliğinde olup, ilgili model üzerinden gelecek yıllara yönelik öngörü yapabilme ve politika üreticilerine yardımcı olabilecek bir çalışma sunabilmek için düşünülmüştür. Bu araştırma sonuçları "hanehalkı gelirlerindeki artışın yanı sıra, diğer niteliksel faktörlerdeki iyileşmeler, devletin genel sağlık sigortasından doğan ilave transfer harcamalarını azaltır" hipotezini kısmen doğrulamaktadır.

Anahtar Sözcükler: Hanehalkı davranışı, transfer harcamaları, Logit Model.

**POSSIBILITY OF THE DECREASE
OF TRANSFER EXPENDITURES
WITHIN THE SCOPE OF GENERAL
HEALTH INSURANCE: BINARY
MODEL (GAZİEMİR/İZMİR CASE)**

*Hacettepe University
Journal of Economics
and Administrative
Sciences
Vol. 36, Issue 4, 2018,
pp. 59-73*

Yılmaz KÖPRÜCÜ

Res.Assist., Eskişehir Osmangazi
University
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of Economics
ykoprucu@ogu.edu.tr

Recep KÖK

Prof.Dr., Dokuz Eylül University
Faculty of Economics and Administrative
Sciences
Department of Economics
recep.kok@deu.edu.tr

This study is derived from the master thesis titled "Household's Being Able to Make Use of General Health Insurance (The Likelihood Approach Based on Gaziemir Case)" by Yılmaz KOPRUCU in Dokuz Eylul University, Graduate School of Social Sciences, Department of Economics, under the supervision of Prof.Dr. Recep KOK.

Abstract: General health insurance taking place in the service industry is one of the topics followed a great deal of attention in literature. Determining the household's income due to Turkish Governments' expanding the scope of General Health Insurance and monitoring the results of implementation raised the importance of the studies to make it necessary to test the political success in the field of health. The objective of the study is to examine the probability of leaving out the poor households (not having any social insurance) benefiting from transfer expenditures through public funds from the scope of general health insurance (the situation of being G_0). The study is of binary modelling character and has been designed as a study that can be helpful to the policy-makers in terms of its being able to provide insights for the prospective years. The results of this research confirm the hypothesis of "Improvements in the other qualitative factors as well as the increase in the household's income reduce the additional transfer spendings arising from the state's general health insurance".

Keywords: Behavior of household, transfer expenditures, Logit Model

GİRİŞ

Beşeri sermayenin belirleyicileri arasında eğitim gibi sağlığın da yadsınmaz bir etkisi mevcuttur. Gerek beşeri sermayenin niteliğini yükseltmek gerekse de milli gelir seviyesinin yukarı çekmek isteyen her ülke gibi Türkiye de sağlık alanında ihtiyaç duyulan reformları hayata geçirmektedir. Söz konusu bu reformlarla sosyal güvencesi olmayan yoksul hane halkı kamusal fonlar aracılığıyla sağlık hizmetlerinden ücretsiz olarak yararlanma şansı bulabilmektedir.

Transfer harcamaları, kamu harcamaları niteliğinde olup konsolide bütçe harcamaları içerisinde yer almaktadır. Söz konusu transfer harcamalarının bazı alt kalemleri şu şekildedir: Dolaylı ve dolaysız transferler, gelir ve sermaye transferleri, verimli ve verimsiz transferler, karşılıksız transfer harcamaları, sosyal amaçlı transfer harcamaları, sübvansiyonlar, devlet borçlarının faiz ödemeleri, dış ülkelere yapılan karşılıksız yardımlar ve sermaye teşkili için yapılan transfer harcamalarıdır.

Hanehalkına yapılan harcamalar diğer harcama kalemlerinden farklı bir öneme sahiptir. Bu harcamalarda, devlet koruyucu olma özelliğini ön plana çıkarmakta ve vatandaşlarının ihtiyaçlarına çözüm bularak, onların refah içinde yaşamalarını sağlamaktadır.

Sosyal devlet olmanın gereği olarak yapılan transfer harcamaları, vatandaşların gelir düzeyleri arasında dengeyi sağlama amacına hizmet ettiği bilinmektedir. Bu doğrultuda, sağlık hizmetlerinden yararlanamayan yoksul hanehalkına yapılan sağlık harcamaları reel geliri artırmakta ve böylece hanehalkının sağlık hizmetlerinden ücretsiz yararlanma hakkını vermektedir.

Bu sayede vatandaşların, sağlıklı ve insanca yaşama gibi temel ihtiyaçları giderilirken, toplum içinde kutuplaşmanın da önüne geçilmektedir. Başka bir ifadeyle, sosyo-psikolojik kapasitesinin zarar görme olasılığı engellenmiş olmaktadır.

1 Ocak 2012’de yürürlüğe giren genel sağlık sigortası sistemi, idari birim (Valilik ve Kaymakamlık) tarafından gelir beyanı esasına göre yürütülmektedir. Hanenin gelir beyanından sonra Sosyal Yardımlaşma ve Dayanışma Vakfı inceleme görevlileri, haneleri tek tek ziyaret ederek incelemekte ve bu incelemeler sonucunda elde edilen veriler Sosyal Yardımlaşma ve Dayanışma Vakfı Mütevelli heyetinin değerlendirmesi için sunulmaktadır. Mütevelli Heyeti bu verilerden hareketle gelir seviyesini belirlemektedir. Belirlenen gelir seviyesi, Sosyal Güvenlik Kurumuna kullanılan sistem tarafından otomatik olarak bildirilmektedir. Daha sonra, Sosyal Güvenlik Kurumu ödenecek primleri hanehalkına tebliğ etmektedir. Hanehalkının ödeyeceği prime, kendisine tebliğ edilen tarihten itibaren 15 gün içerisinde itiraz

edebilme hakkı bulunmaktadır. Yapılan bu itiraz dikkate alınmakta ve titiz bir inceleme başlatılmaktadır. Sosyal Yardımlaşma ve Dayanışma Vakfı tarafından yapılan ikinci bir gelir tespiti ile tekrar Vakıf Mütevelli Heyetine sunulmaktadır. Hanehalkının ödeyeceği GSS primlerinde bir hata olması durumunda, önceki primler yapılandırılmakta ve ödeyeceği yeni primler ise, ikinci gelir tespitine göre hanehalkına bildirilmektedir. Hanenin mevcut ekonomik şartları değişirse, belirlenen gelir tespitine yine itiraz hakkı doğmakta aksi halde 6 ay söz konusu prime itiraz hakkı bulunmamaktadır. Diğer taraftan, 15 gün içinde itiraz etmeyen hane bireylerinin geçmiş GSS primleri yapılandırılmamaktadır.

Bu çalışma bilindiği kadarıyla Türkiye özelinde ilk çalışma olup öngörü boyutu kanaatimizce önemsenecek niteliktedir ve şu şekilde planlanmaktadır: ikinci bölümünde ilgili literatür taraması; üçüncü bölümde sosyal güvenlik harcamalarına yönelik kurumsal yapıya yer verilmekte; dördüncü bölümde çalışmanın tarafımızdan kurgulanan “hanehalkı gelirlerindeki artışın yanı sıra diğer faktör gelirlerindeki iyileşmeler, devletin genel sağlık sigortasından doğan ilave transfer harcamalarını azaltır” temel hipotezini test etme amacıyla, binary modelleme çerçevesinde veri ve model tanımlaması ele alınmakta; beşinci bölüm analitik bulgular ve politika önermelerinden oluşmaktadır.

1. LİTERATÜR TARAMASI

Literatürde sağlık sektöründe yaşanan gelişmelerin hanehalkı ve ülke ekonomilerine olan etkilerini araştıran çalışmalara yer verilmiştir. Gruber ve Levitt (2000) sağlık sigortası için vergi sübvansiyonlarını fayda ve maliyet açısından ele almıştır. Mikro simülasyon yöntemi kullanılarak yapılan çalışmanın bulgularına göre, vergi sübvansiyonlarının sağlık sigortası kapsamını dikkate değer ölçüde artırabileceğini, ancak sigortasız kesimin küçük bir bölümünü kapsayacağı sonucuna ulaşılmıştır. Di Matteo (2005) ise ABD ve Kanada da kişi başına düşen sağlık harcamalarının belirleyicileri olarak gelir ve yaş dağılımının etkilerini ele almıştır. Devletin sağlık harcamalarının belirlenmesinde vergi sistemleri, kültür ve coğrafya faktörlerinin yanı sıra bölgesel tercihlerin de etkisinin varlığı gözlenmiştir. Araştırma bulgularına göre, yaşlanan nüfusun sağlık harcamalarının artışı ile ilgisi tespit edilmiştir.

Aisa ve Pueyo (2006), gelişmekte olan ülkelerde yüksek sağlık harcamaları ekonomik büyümeyi artırır sonucuna ulaşmıştır. Ay vd. (2013)'de Türkiye’de sağlık göstergesi olarak yataklı ve yataksız sağlık kurumu sayısını alınmış olup, ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişki tespit edilmiştir.

Tatar (2011) tarafından yapılan çalışmada Türkiye’de sağlık hizmetlerinin finansmanı araştırılmıştır. Türkiye’de istihdamın azımsanmayacak bölümünün kayıt dışında olması ve prim toplamının zorluğu sebebiyle sistemin sürdürülebilirliği

sorgulanmıştır. Ke ve Saksena (2011) çalışmasında sağlık harcamalarının belirleyicileri araştırılmıştır. Panel veri oluşturularak, sabit etkiler tahmini ve dinamik modellemeye yer verilmiştir. Sağlık harcamasında vergi esaslı ve sigorta temelli sağlık finansmanı mekanizmaları arasında bir fark bulunamamıştır.

Lago-Peñas *vd.* (2013)'de OECD ülkeleri için gelir ve sağlık harcamaları arasındaki ilişki incelenmiştir. Araştırma sonuçlarına göre, sağlık harcamalarının kişi başına düşen gelire duyarlı olduğu gözlenmiştir. Türkiye'de de 2003 yılından günümüze kadar artan milli gelire beraber kişi başı sağlık harcaması da artış göstermiştir. Ayrıca 2003 yılında sağlık hizmetlerinden memnuniyet oranı %39,5 iken 2013 yılında bu oran %74,7'ye yükselmiştir (Atasever, 2015: 230). Daştan ve Çetinkaya (2015) da Türkiye'nin sağlık harcamalarının milli gelire oranı 1980 yılında OECD ülkelerinin üçte biri iken 2012 yılında ise %70'i kadar olduğunu belirtmektedir.

Braendle ve Colombier (2016) ise devletin sağlık harcamalarına yön veren etmenlerini araştırmıştır. Yöntem olarak dinamik panel tahmini kullanılmıştır. Ekonometrik bulgulara göre, kişi başına düşen gelir ve işsizliğin devletin sağlık harcamalarını olumlu etkilediği tespit edilmiştir. Atılğan *vd.* (2017) de Türkiye'de kişi başı sağlık harcamalarının %1 artırılması kişi başı GSYİH'yı %0.43 artıracığı sonucuna ulaşmıştır.

2. SOSYAL GÜVENLİK HARCAMALARINA YÖNELİK KURUMSAL YAPI

Bu bölümde, kamu harcama kalemlerinden birisi olan transfer harcamaları ve genel sağlık sigortasına ilişkin mevzuat ele alınacaktır.

2.1. Sosyal Güvenlik Harcamalarının Transfer Harcamaları İçindeki Yeri

Bir devletin vatandaşlarının en temel ihtiyaçlarına cevap verebilmesi için bazı harcamalara katlanması ve söz konusu bu ihtiyaçları karşılaması gerekmektedir. Bu harcamalara genel olarak kamu harcamaları denilmektedir. Kamu harcamaları ekonomik olarak sınıflandırıldığında, cari harcamalar, yatırım harcamaları ve transfer harcamaları şeklinde gruplanabilir (Türk, 2002: 33-34).

Kamu harcamaları içinde yer alan transfer harcamaları, herhangi bir mal ve hizmet karşılığı olmaksızın yapılan harcamalardır. Transfer harcamaları, milli gelirden bir artış ya da değişiklik yaratmaksızın, kişiler ya da sosyal gruplar arasında, iktisadi, sosyal ya da milli nedenlerle satın alma gücünün el değiştirmesini gerçekleştiren harcamalardır (Edizdoğan, 2007: 94). Transfer harcamaları içinde; merkezi idarenin diğer kamu kuruluşlarına yaptığı mali yardımlar, devlet iç ve dış borç faizleri, sosyal

amaçlı transferler, iktisadi ve mali politika uygulamaları gereği yapılan ödemeler şeklindeki alt harcama kalemlerine ayrılmaktadır (Eker, 2009: 105).

Transfer harcamalarının toplum refahını artırıcı etkisinin yanı sıra, yapılan harcamalar doğru ve etkin alanlara yönlendirilmedikçe, sosyolojik sorunları beraberinde getirebilir. Şöyle ki, devlet üretime katılmadan tüketim hakkı elde etmek isteyenleri tespit etmek ve engellemek için de kaynak harcamak zorunda kalmaktadır. Diğer taraftan, aylaklığın dışsal etkisi olarak mevcut çalışanların da çalışma azmi kırılıp, verimlilikleri azalacaktır. Bu da bir tür etkisizliktir (Demir, 2003: 215). Bu durum sağlık sektörü için de geçerli olabilmektedir. Sosyal Yardımlaşma ve Dayanışma Vakfı, ekonomik durumu iyi olmasına karşın, sağlık hizmetlerini ücretsiz almak isteyenleri ayırt edebilmek için inceleme görevlilerine her bir ailenin evine giderek gelir tespitini doğru olarak tamamlamaları talimatını vermektedir. Sonuç itibarıyla, bu da bir ekonomik yük teşkil ettiğinden kamusal fon israfı anlamına gelmektedir. Bu durum, Veblen'in zamanın üretken olmayan tüketimi tanımını veren "aylaklık" kavramını anımsatmaktadır (Veblen, 1899: 45). Ayrıca bu durum, toplumun ahlak düzeyinin sorgulanması gerektiğini akla getirmektedir.

Tam da bu noktada Pigou, "büyük gelir transferlerinin, bu aktarmadan yararlananları daha az çalışmaya sürükleyebileceği" konusunda kaygı taşırken; ulusal gelirin düşmesine, bu nedenle de, genel refahın azalmasına yok açacak uygulamaların neticelerine dikkat çekmektedir. Bu çerçevede bu transferlerden yarar sağlayacak kişiler için bazı denetim mekanizmalarının kurulması fikrini benimsemektedir. Pigou'nun temel gayesi, Genel Refah Teorisi ortaya koymak ve söz konusu bu teoriyi iktisat politikasına uygulamaktır (Kök, 1999: 217-218).

Yukarıda verilen Pigou'nun bu kaygısı sosyal güvenlik alanında da geçerliliğini koruyabilmektedir. Sosyal güvenlik, toplum halinde yaşamaktan kaynaklanan tehlikeler de dahil olmak üzere insanın karşı karşıya bulunduğu tehlikelerin ekonomik sonuçlarına karşı emniyet sağlanmasını ifade eder (Arıcı, Alper, 2009: 4). Sosyal güvenlik ile kişiler yarınından emin olmak; aç kalmak, muhtaç duruma düşmek korkusundan kurtulma imkânını elde eder. Bu halde, sosyal güvenliğin sağladığı güvenlik kişileri, toplum içinde iktisadi anlamda muhtaçlıktan koruma, muhtaçlığa karşı duyulan korkudan kurtulma anlamında bir emniyet sağlar (Yazgan, 1992: 18-19).

Sosyal güvenlik harcamalarını daha iyi açıklayabilmek için transfer harcamaları (TR) içindeki payı Tablo 1'de gösterilmiştir. Bu tablodan da anlaşılacağı gibi, sosyal güvenlik harcamaları (SGH) ve transfer harcamaları yıllar itibarıyla artış göstermiştir.

Tablo 1. Sosyal Güvenlik Harcamalarının Transfer Harcamaları İçindeki Yeri

Yıllar	Sosyal Güvenlik Harcamaları	Transfer Harcamaları	SGH / TR(Yüzde)
2002	11,205,000	78,219,615	0.14
2003	15,922,000	94,761,309	0.16
2004	18,893,001	98,225,322	0.19
2005	23,259,415	98,472,494	0.23
2006	24,824,663	105,087,896	0.23
2007	33,350,039	122,288,092	0.27
2008	35,133,383	131,314,558	0.26
2009	52,684,727	158,432,019	0.33
2010	55,039,223	163,221,496	0.33
2011	52,833,451	163,455,196	0.32
2012	63,683,535	189,560,086	0.33
2013	71,793,057	207,052,314	0.34
2014	77,293,729	222,093,042	0.34

Kaynak: Kalkınma Bakanlığı, Gösterge ve İstatistikler, <http://www.kalkinma.gov.tr>

Sosyal güvenlik harcamalarının transfer harcamaları içindeki payı 2002- 2012 yılları arasında istikrarlı bir şekilde artış göstermiştir. 2002 yılında bu oran yüzde 14 iken 2014 yılında ise 34'ye yükselmiştir. Sosyal güvenlik harcamaları ve transfer harcamalarında en dikkat çekici artış ise 2009 ve 2012 yıllarında gerçekleşmiştir. Söz konusu bu artış ile Schultz (1961)'de de belirtildiği gibi beşeri sermayenin niteliğini belirleyen etmenlerden biri olan sağlığın, toplumun refah düzeyini etkileyebileceği düşünülmektedir.

2.2. Genel Sağlık Sigortası Uygulamasına Yönelik Kurumsal Yapı Ve Mevzuat

Türkiye'de gerçekleştirilen sosyal güvenlik reformu, Sosyal Güvenlik Kurumu Kanunu ve Sosyal Sigortalar ile Genel Sağlık Sigortası Kanununun yürürlüğe girmesi ile hayata geçirilmiştir. Söz konusu bu reform temeli farklı şekilde sigortalılık hizmeti sunan Bağ-Kur, Emekli Sandığı ve SSK gibi kurumların yerine tek başına bu hizmeti verebilen bir yapı oluşturmaktır.

Genel sağlık sigortası gelir tespiti sonucunda, gelir düzeyi asgari ücretin 1/3'ünden az olması durumunda hane halkı G_0 gelir grubuna aktarılmaktadır. Bu durumda bireylerin GSS primlerini devlet ödemekte olup, hanehalkı sağlık hizmetlerinden ücretsiz olarak yararlanabilmektedir. Ayrıca yeşil kart sahibi bireyler de otomatik olarak G_0 gelir grubunda yer almaktadır. Hane halkı ortalama geliri net asgari ücretin 1/3'ünden fazla olanlar ise G_1 gelir seviyesinden, brüt asgari ücretin %3'ü oranında aylık 53, 32 TL (2017 yılı için) prim ödeyeceklerdir (5510 Sosyal Sigortalar ve Genel Sağlık Sigortası Kanunu, [6824 Sayılı Kanun], 2017).

Genel sağlık sigortası kapsamına giren uygulamalar (5510 Sosyal Sigortalar Ve Genel Sağlık Sigortası Kanunu, [5754 Sayılı Kanun], 2008);

- 1) Hizmet akdi ile bir veya birden fazla işveren tarafından çalıştırılanlar,
- 2) Kamu idarelerinde çalışanlar,
- 3) Köy ve mahalle muhtarları ile hizmet akdine bağlı olmaksızın kendi adına ve hesabına bağımsız çalışanlar,
- 4) İsteğe bağlı sigortalı olan kişiler,
- 5) Hizmet akdine tabi olanların veya kamu idarelerinde çalışanların veya köy ve mahalle muhtarları ile kendi adına ve hesabına bağımsız çalışanların dışında kalan ve sigortalı sayılmayanlardan;
 - a) Yeşil kart sahibi olanlar,
 - b) Vatansızlar ve sığınmacılar,
 - c) 65 yaş aylığı alanlar,
 - d) İşsizlik Sigortası Kanununa göre işsizlik ödeneği alanlardır.

Çalışmanın temelini de oluşturan genel sağlık sigortasından ücretsiz yararlanacak kişiler ise geliri asgari ücretin üçte birinin altında olanlardır. Bu durumda, G_0 gelir grubunda yer alan yoksul hanehalkının sağlık hizmetleri devlet tarafından karşılanmaktadır.

3. YÖNTEM

Bu çalışmada, İzmir Gaziemir ilçesinin Genel Sağlık Sigortasından yararlandırma prosedüründe izlenen yol referans alınarak, birincil veri tabanı kullanılmış, binary modellemeler kapsamında logit modelden yararlanılmıştır. İzmir-Gaziemir ilçesi hanehalkının gelir beyanları (Ocak- Haziran 2012) esas alınarak hazırlanan bu çalışma, beyan edilen bilgilerin doğru olduğu temeline dayanmaktadır. Çalışmanın örnekleme esas oluşturan veri tabanı, İzmir/Gaziemir Kaymakamlığı ve Sosyal Yardımlaşma ve Dayanışma Vakfı uygulama prosedürünü kapsayan birincil verilerden (Anket) sağlanmıştır. Bu çerçevede yaklaşık olarak 2000 hanehalkı incelenmiş olup, anket taramaları sonucunda 1608 karar birimi analize dahil edilmiştir.

3.1. Değişkenlerin Tanımı, Kısıtları ve Veri Analizi

Araştırmanın bir bütün şeklinde analiz edilebilmesi için değişkenlerin ayrı ayrı tasnif edilmesine ihtiyaç duyulmuştur. Bu anlamda, bağımlı değişken olan gelir gruplarına (G_0 , G_1) göre yaş, cinsiyet ve eğitim düzeyi şeklinde bir tasnife gidilmiştir.

Buradaki amaç, hanehalkının beyan ettikleri gelirlerin, gelir sınırlarına bağlı olarak, doğruluğunu tespit edebilmek, hangi yaş aralığının ve cinsiyetin transfer harcamalarından yararlandığını görebilmek ve ücretsiz olarak sağlık hizmetlerinden yararlanan bireylerin eğitim düzeylerini kestirebilmektir.

Tablo 2. Veri Tabanı Tasnif İstatistikleri

GSS	Hanenin ortalama geliri (TL)	Yaş (Kişi Sayısı)			Cinsiyet (Kişi Sayısı)		Eğitim Düzeyi (Kişi Sayısı)	
		0-25	25-65	65+	Kadın	Erkek	Ortaokul ↓	Ortaokul ve ↑
G ₀	513	73	247	6	910	236	63	263
G ₁	2.300	510	768	4	291	991	358	104

Kaynak: Yazar tarafınan anket taramaları sonucu derlenmiştir.

Yukarıdaki tablodan da anlaşılacağı üzere, Gazıemir sakinleri G₁ gelir grubunda yoğunluk göstermektedir. Ve bu gelir grubundaki kümelenme 25-65 yaş grubundadır.

Ayrıca yoksul hanehalkını simgeleyen G₀ grubundaki ağırlık yine 25-65 yaş grubundadır. G₀ içinde yer alan diğer yaş gruplarının 3 katı olan bu grup, işsizliğin yoğun olduğu yaş grubunu göstermektedir. Türkiye ölçeğinde, işsizlik oranının en yüksek olduğu kesim genç yaş grubu olmakla birlikte, yukarıdaki çıkarımımızı desteklemektedir.

Veri tabanından sağlanan ve tarafımızdan tanımlanmış değişkenler şu şekildedir:

G₀, G₁: Açıklanan değişkeni oluşturan gelir grupları (Dummy); R: Hanenin geliri (yapısal nicel değişken); HB: Hanenin büyüklüğü (karar birimi ölçeği, yapısal nicel değişken); W: Hanenin serveti (yapısal nitel değişken: Refah malına sahip olma durumuna göre dummy); E: Bireylerin eğitim düzeyi (kontrol nitel değişkeni); Yaş: kontrol nitel değişken; Cinsiyet: kontrol değişken; GSS: Genel Sağlık Sigortası kapsamına giren en yoksul hanehalkının transfer harcamalarından yararlanma ihtimalidir (yoksul kesimi ifade eden G₀ (yeşil kartlılar) için 0; G₁ için ise 1 verilerek bağımlı değişken yaratılmıştır).

Hanenin geliri (R) ve hane büyüklüğü (HB) değişkenleri, modeldeki niceliksel değişkenlerdir. Zira araştırmanın çıkış noktası, gelirdeki artışa bağlı olarak hanehalkının genel sağlık sigortası hizmetlerinden ücretsiz olarak yararlanamama olasılığıdır. Diğer değişkenler de aşağıdaki gibi gölge değişken atanarak oluşturulmuştur:

W: $D_1= 0$, asgari refah malı olan barınma ve ulaşım aracı olarak ev ve araba sahibi değilse; $D_2= 1$, refah mallarından en az birine sahip ise

E: $D_1= 0$, hanehalkının eğitim düzeyleri ortaokul düzeyinin altındaysa; $D_2= 1$, ortaokul düzeyinin üzerindeyse

Yaş: $D_1= 0$, hanehalkı üyesi 0-25 arası ve 65 yaşının üzerinde ise; $D_2= 1$, 25 ile 65 arasında ise

Cinsiyet: $D_1= 0$, hanehalkı üyesinin cinsiyeti kadınsa; $D_2= 1$, erkek ise

Yaş değişkeni için bu şekilde bir gölge değişkeninin atanmasının gerekçesi; kişilerin 25 yaşına kadar askerlik, üniversite, iş arama süresi vb. nedenlerden dolayı çalışma hayatından uzak kalabilmektedirler.

R katsayısı, her bir hanehalkının gelirindeki bin liralık bir artışın, genel sağlık sigortası bağlamında devletin üzerindeki yükün azalma olasılığını,

HB katsayısı, her bir hanehalkının ölçeğindeki bir birimlik (kişi / adet) artışın, transfer harcamalarından sağlanan destek niteliğindeki genel sağlık sigortasına (G_0) dahil olma olasılığını,

W: $D_1= 1$ katsayısı, her bir hanehalkı ev ve/veya araba sahibi ise sağlık hizmetlerinden ücretsiz yararlanmaktan çıkarılma olasılığı; $D_2= 0$ katsayısı, genel sağlık sigortasına (G_0) dahil olma olasılığı,

E: $D_1= 1$, her bir hanehalkı üyesi ortaokul üzeri bir eğitim almışsa, genel sağlık hizmetlerinden ücretsiz yararlanmaktan (G_0 'dan) çıkarılma olasılığı; $D_2= 0$, sağlık hizmetlerinden ücretsiz yararlanma (G_0) kapsamında olabilme olasılığı,

Yaş: $D_1= 1$ katsayısı, hanehalkı üyesi 25 ile 65 yaş arasında ise genel sağlık sigortasından (G_0 'dan) çıkarılma olasılığı; $D_2=0$, hanehalkı üyesi 25 yaş altı veya 65 yaş üstü ise sağlık hizmetlerini ücretsiz kullanma (G_0 olma hali) olasılığı,

Cinsiyet: $D_1= 1$, hanehalkı üyesi erkek ise genel sağlık sigortası bağlamından sağlık hizmetlerinden ücretsiz yararlanmaktan çıkarılma olasılığı; $D_2= 0$ katsayısı, kadın ise sağlık hizmetlerini ücretsiz alabilme olasılığını vermektedir.

3.2. Ekonometrik Yöntem: Logit Model

Binary modellerinden olan Logit model formu şu şekilde verilmektedir:

$$\Pr(Y = 1|X_1, X_2, \dots, X_k) = F(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k) \quad (1)$$

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_k X_k)}}$$

$$P_i = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}}$$

Yukarıda yer alan denklem (1)'deki eşitliğe lojistik dağılım fonksiyonu denilmektedir. Z_i rankı $-\infty$ 'dan $+\infty$ 'a kadar olan aralıkta, P_i rankı ise 0 ile 1 arasında değerler aldığı ve Z_i (yani X_i) ile ilişkinin doğrusal olmadığı söylenebilir (Gujarati, 2009: 554).

Logit modelin katsayıları en çok olabilirlik ile tahmin edilir. En çok olabilirlik tahmincisi tutarlıdır ve büyük örneklerde normal dağılır (Stock ve Watson, 2011: 398).

Yukarıdaki model bu çalışma için denklem (2)'deki gibi uyarlanmıştır.

$$GSS_i = \alpha_0 + \alpha_1 R_i + \alpha_2 HB_i + \alpha_3 W_i \quad (2)$$

Bu ekonometrik modelde;

GSS_i = Genel sağlık sigortası kapsamına giren en yoksul hanehalkının transfer harcamalarından yararlanma ihtimali,

R_i =Hanenin geliri

W_i =1, refah mallarına(ev ya da araba) sahipse

0, sahip değilse

Araştırmamıza ait modelimiz, yoksul bir hane bireyinin sağlık sigortasından ücretsiz olarak yararlanma olasılığını, hanenin geliri ve servet gibi sırasıyla nicel ve nitel değişkenlerle açıklama uğraşındadır. Daha açık ifade etmek gerekirse, kurduğumuz model ile en yoksul bir hanenin gelir artışına bağlı olarak sağlık hizmetlerinden prim ödeme şartı ile yararlanabilme olasılığını hesaplayabilmektir.

Bu amaçla Logit model kurulmuş ve bu modelin ekonometri teorisine uygun bir şekilde antilogaritması alınıp, bu değerden bir sayısı çıkarılarak yorumlanır hale getirilmiştir (Gujarati, 2009: 559).

Servet açısından da yukarıdaki model, bir hanenin gelirinin artışına bağlı olarak, elde edilen refah mallarını tespit eden mülki idareler (Kaymakamlıklar) ve Sosyal

Yardımlaşma ve Dayanışma Vakfı görevlilerince, söz konusu hanehalkının genel sağlık sigortası sisteminden (G_0 kapsamından) çıkarılma olasılığını kestirebilme amacıdır. Yani, İzmir-Gaziemir halkının beyanlarının doğruluğu varsayımı altında, hanehalkı bireylerinin istihdam edilme olasılığına bağlı olarak, gelir artışının ve/veya gelir artışı sonucunda, refah mallarına sahip olunması halinde, söz konusu hanehalkının sağlık hizmetlerini ancak prim ödeme koşuluyla elde edebilme olasılığını bulabilmektedir.

4. UYGULAMA BULGULARI

Yukarıda yer Logit model çerçevesinde kurulan model ve elde edilen uygulama sonuçları Tablo 3'de gösterilmiş olup, Tablo 4'de de olasılık bulgularına yönelik göstergeler yorumlanmıştır.

$$GSS = \beta_0 + \beta_1 R + \beta_2 HB + \beta_3 W + \beta_4 E + \beta_5 Yaş + \beta_6 Cinsiyet \quad (3)$$

$$GSS = 0.9678 + 0.0038 R - 0.6235 HB + 1.6566 W - 0.1395 E - 0.8871 Yaş - 0.0763 Cinsiyet$$

Tablo 3. Logit Model : Yoksul Hanehalkının GSS'den Yararlanabilme İhtimaliyeti

$G_0=0;G_1=1$				
Değişkenler	Katsayı Tahmini	Z-İstatistiği	Olasılık Değeri	
R	0.0038	13.5584	0.0000	
HB	-0.6235	-10.7472	0.0000	
W	1.6566	7.6244	0.0000	
E	-0.1395	-0.8131	0.4161	
Yaş	-0.8871	-4.2136	0.0000	
Cinsiyet	-0.0763	-0.4117	0.6805	
C	0.9678	3.4307	0.0006	

McFadden R-squared= 0.4034

Prob(LR statistic)= 0.0000

Avg. log likelihood= 0.3042

Bu araştırma bulguları denklem (3) ile gösterilen model ve Tablo 3'den anlaşılacağı gibi, model bir bütün olarak anlamlı olup eğitim (E) ve cinsiyet dışındaki diğer göstergeler istatistiki olarak 0.005 ve 0.01 düzeyinde güvenilir tahminicilerdir. Bununla birlikte, Avg. log likelihood göstergesinin 0.3042 olması, genişletilmiş göstergelerde %30 düzeyinde güvenilir olduğuna işaret etmektedir. Bu bulgular, hanehalkının genel sağlık sigortasından yararlanma olasılığını açıklayan göstergeler olarak yorumlanabilir. Kendi hesabına çalışma ve/veya bir başkasının hesabına ücretli çalışma olasılığına yönelik bir varsayımdan da hareketle, istihdam edilme olasılığı

yükseldikçe ve hanehalkının sayısındaki azalışa da bağlı olarak, hanehalkının geliri arttıkça, transfer harcamalarındaki yararlanma olasılığındaki azalış beklentilerle paraleldir. Ayrıca, ankette yer alan bilgilere bağlı olarak, refah malları üzerinden yapılmış servet tespitleri dikkate alındığında servete sahip olan hanehalkının devlete yük teşkil etmeme olasılığı azalmaktadır. Diğer yandan hanehalkının yaş ortalaması (0-25 ve 65 arasında) her bir yıl yükseldikçe, kendi hesabına ya da bir başkası hesabına çalışma ortamı bulamaması veya ücret geliri elde edememesi ihtimali yükseldiği içindir ki, transfer harcamalarından yararlanma ihtimali artmaktadır.

Tablo 4. Logit Modeli Katsayılarının Yorumu

Değişkenler	Katsayılar
R	0.0040
HB	-0.4640
W	4.2419
E	-0.1303
Yaş	-0.5882
Cinsiyet	-0.0735
C	1.6323

Tablo 4’den de görülmektedir ki, yapısal ve niceliksel değişken olarak ele alınan hanehalkının gelir seviyesindeki her bin liralık bir artışın, genel sağlık sigortası kapsamındaki ailelere verilen destekten dolayı transfer harcamalarını azaltma olasılığındaki ortalama değişme; diğer bir deyişle genel sağlık sigortasından çıkarılma ihtimali (prim ödeme durumuna geçme) yaklaşık olarak binde 4’tür. Bu durum istihdam edilebilirlik ya da kendi hesabına çalışabilirlik düzeyinde önemli bir gelir artışı olmadığı sürece genel sağlık sigortası desteğine bağlı olarak ortaya çıkan transfer harcamalarının devam edeceğini ya da daha da artacağını gösterir. Nitekim, hanehalkı sayısındaki her birimlik bir artış, yukarıda belirtildiği gibi gelir artmış olsa bile genel sağlık sigortası desteğinin azalma olasılığındaki değişiminin 0.47 düzeyinde olacağını ifade eder.

Yaş değişkeni için de benzer bir çıkarımda bulunulabilir. Yani 25-65 yaş grubunda yer alanların sayısındaki bir artış, yukarıda belirtildiği gibi gelir artmış olsa bile genel sağlık sigortası desteğinin azalma olasılığındaki değişmeyi 0.59 düzeyinde etkilemektedir.

SONUÇ

Araştırma bulguları ışığında, uygulama sonuçları bir bütün olarak değerlendirildiğinde, tarafımızdan tanımlanan yapısal ve kontrol değişkenleri çerçevesinde kurulan model tahminlerinin güvenilir bulgularından anlaşılacağı gibi çalışmanın hipotezi kısmen doğrulanmıştır. Dolayısıyla, hükümetin 1 Ocak 2012’de yürürlüğe sokmuş olduğu genel sağlık sigortası sistemi İzmir/Gaziemir ölçeğinde güvenilir bir biçimde uygulanmakla birlikte, transfer harcamalarının azalma olasılığı, ancak kararlı ve nitelikli bir eğitim ve istihdam yaratma politikası ile başarılı olacak bir

yapıyı sergilemektedir. Çünkü bu politika yoksul kesimin hiçbir ücret ödemediği sigortalı olarak sağlık güvencesine sahip olmasını sağlamıştır.

Uygulamayı yürüten Mülki İdare ve Sosyal Yardımlaşma ve Dayanışma Vakfı tarafından hanehalkına ait olan refah malları tespit edilmiş olma ve eksik ya da hileli beyanları ortaya çıkarma gücü GSS'den yararlanma olasılığında artıştaki değişmeyi 4,24 kat etkilemektedir. Diğer bir ifade ile bu tahminci GSS'den faydalanmaması gerekenleri ortaya koyan bir gösterge niteliğindedir. Ayrıca eğitim ve cinsiyet değişkeni katsayıları istatistiki olarak anlamlı bulunmamıştır.

Bu araştırmanın amacı doğrultusunda kurulan modelin katsayı ve anlamlılık düzeyleri düşünüldüğünde, çalışmanın temel hipotezi olan "Hanehalkı gelirindeki artışın yanı sıra niteliksel faktörlerdeki iyileşmeler, devletin genel sağlık sigortasından doğan ilave transfer harcamalarını azaltır" şeklinde kurulan hipotezi, kısmen doğrulamaktadır.

Hizmet endüstrisi için yapılan bu uygulamalar, sosyal devlet olma özelliğinin bir göstergesi niteliğindedir. 2012 ve sonrası için GSS'den ücretsiz yararlanan hanehalkının devlete olan mali yükünün azalma ihtimali, devletin istihdam yaratma politikasına bağlı olacaktır. Aksi takdirde iradi işsizliğin yükselmesi, ücret ödemediği sosyal güvenceye sahip olan ve diğer ihtiyaçlarını devletin aile yardımı fonlarından karşılama alışkanlığının devam etmesi sonucu hanehalkının çalışma hayatından vazgeçmesine neden olabilir. Bu durum uzun vadede refahın azalmasına sebep olan daha ağır sonuçları da beraberinde getirebilir.

Sonuç olarak, Türkiye Ekonomisini yöneten politika yapıcılarına kişi başına düşen geliri artırabilmeleri için kendi hesabına ya da başkasının hesabına istihdam artışını sağlayacak reel politika üretme ve etkin stratejiler geliştirmeleri önerilmektedir. Aksi takdirde, uzun vadede Türk toplumunun sosyo-psikolojik kapasitesi zarar görebilir ve giderek sosyal barış da bozulabilir.

KAYNAKÇA

- Aisa, R., F. Pueyo (2006), "Government Health Spending and Growth in a Model of Endogenous Longevity", *Economics Letters*, 90, 249–253.
- Arıcı, K., Y. Alper (2009), *Sosyal Güvenlik*, Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Yayını.
- Atasever, M. (2015), *Türkiye Sağlık Hizmetlerinin Finansmanı ve Sağlık Harcamalarının Analizi: 2002-2013 Dönemi*, Ankara: Bakanlık Yayın No: 983.
- Atılğan, E., E.D. Kılıç, M. Hasan (2017), "The Dynamic Relationship Between Health Expenditure and Economic Growth: Is the Health-Led Growth Hypothesis Valid for Turkey?", *The European Journal of Health Economics*, 18(5), 567–574.

- Ay, A., O. Kızılkaya, E. Koçak (2013), “Sağlık Göstergeleri İle Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği”, *Niğde Üniversitesi İİBF Dergisi*, 6(1), 163-172.
- Braendle, T., C. Colombier (2016), “What Drives Public Health Care Expenditure Growth? Evidence from Swiss Cantons, 1970–2012”, *Health Policy*, 120(2016), 1051–1060.
- Daştan, İ., V. Çetinkaya (2015), “OECD Ülkeleri ve Türkiye’nin Sağlık Sistemleri, Sağlık Harcamaları ve Sağlık Göstergeleri Karşılaştırması”, *Sosyal Güvenlik Dergisi*, 5(1), 104-134.
- Demir, Ö. (2003), *İktisat ve Ahlâk*, Ankara: Liberte Yayınları.
- Di Matteo, L. (2005), “The Macro Determinants of Health Expenditure in the United States and Canada: Assessing the Impact of Income, Age Distribution and Time”, *Health Policy*, 71, 23–42.
- Edizdoğan, N. (2007), *Kamu Maliyesi*, Bursa: Ekin Yayınevi.
- Eker, A. (2009), *Kamu Maliyesi*, İzmir: Birleşik Matbaa Ltd. Şti.
- Gruber, J., L. Levitt (2000), “Tax Subsidies for Health Insurance: Costs and Benefits”, *Health Affairs*, 19(1), 72-85.
- Gujarati, D.N. (2009), *Temel Ekonometri*, Çev. Ümit Şenesen, Gülay Günlük Şenesen, İstanbul: Literatür Yayınları.
- Ke, X., P. Saksena (2011), “The Determinants of Health Expenditure: A Country-Level Panel Data Analysis”, World Health Organization Working Paper.
- Kök, R. (1999), *İktisadi Düşünce “Kavramların Analitik Evrimi”*, İzmir: Anadolu Matbaacılık.
- Lago-Peñas, S., D. Cantarero-Prieto, C. Blázquez-Fernández (2013), “On the Relationship Between GDP and Health Care Expenditure: A New Look”, *Economic Modelling*, 32(2013), 124–129.
- Schultz T.W. (1961), “Investment in Human Capital”, *American Economic Review*, 51, 1-17.
- Sosyal Sigortalar ve Genel Sağlık Sigortası 5510 Sayılı Kanunu (6824 S.K.). 2017. Resmi Gazete. 9878-36.
- Sosyal Sigortalar ve Genel Sağlık Sigortası 5510 Sayılı Kanunu (5754 S.K.). 2008. Resmi Gazete. 9786.
- Stock, J.H., W.M. Watson (2011), *Ekonometriye Giriş*, Çev. Bedriye Saraçoğlu, Ankara: Efil Yayınları.
- Tatar, M. (2011), “Sağlık Hizmetlerinin Finansman Modelleri: Sosyal Sağlık Sigortasının Türkiye’de Gelişimi”, *Sosyal Güvenlik Dergisi*, 1(1), 103-133.
- T.C. Kalkınma Bakanlığı (2017), Gösterge ve İstatistikler, 14 Mart 2017, <http://www.kalkinma.gov.tr>.
- Türk, İ. (2002), *Kamu Maliyesi*, Ankara: Turhan Kitabevi Yayınları.
- Veblen, T.B. (1899), *Aylak Sınıfın Teorisi, Kurumların İktisadi İncelemesi*, çev. Eren Kırmızıaltın ve Hüsnü Bilir, Ankara: Heretik Yayınları.
- Yazgan, T. (1992), *İktisatçılar İçin Ders Notları*, Türk Dünyası Araştırma Vakfı, İstanbul: Kutay Yayınları.

YAZAR REHBERİ

1. Online yüklenen makale daha önceden yayınlanmamış ve herhangi bir dergiye değerlendirilmek üzere sunulmamış olmalıdır.
2. Makale, Türkçe veya İngilizce olabilir. Her makalede, ana başlığın hemen altında, makalenin amacı ve önemini, takip edilen metodolojiyi, temel bulgular ve muhtemel politika tavsiyelerini içeren biri Türkçe biri İngilizce olmak üzere 150-200 kelimeyi aşmayan öz/abstract yer almalıdır. “Öz”lerin altında, altı kelimeyi aşmayan anahtar sözcükler/keywords bulunmalıdır. Kısacası makaleler, Ana Başlık, Öz, Anahtar Sözcükler, Abstract, Keywords, Makale Metni, Notlar ve Kaynakça sırası ile kaleme alınmış olmalıdırlar.
3. Makale 8.000 kelimeyi geçmemeli, A4 ebadındaki word dosyasına 1.5 aralıklı, soldan 4.5 cm, sağdan 4 cm, üstten 5.5 cm ve alttan 5 cm olacak şekilde düzenlenmelidir.
4. Tablo ve şekillere başlık ve numara verilmeli, başlıklar tablo, şekil ve grafiklerin üzerinde yer almalı; kaynaklar ise tablo, şekil ve grafiklerin altına yazılmalıdır. Rakamlarda ondalık kesirler nokta ile ayrılmalıdır. Denklemlere verilecek sıra numarası parantez içinde sayfanın sağında yer almalıdır. Denklemlerin türetilişi, yazıda açıkça gösterilmemişse, hakemlerin değerlendirmesi için, türetme işlemi bütün basamaklarıyla ayrı bir sayfada verilmelidir.
5. Makalenin alt başlıkları, ilk harfi büyük olmak üzere küçük harflerle, koyu ve sol marjdan başlamak üzere yazılmalıdır.
6. Makalede verilecek dipnotları, yazının sonuna kaynakçadan önce eklenmelidir.
7. Makale, Dergimiz’in <http://dergipark.gov.tr/huniibf> adresinden Dergipark’a üye olunarak, isimsiz bir kopya olarak yüklenmelidir. Makale Editör tarafından kör hakemlik sistemine göre iki hakeme gönderilecektir.
8. Yayımlanan makaleler için yazar(lar)a telif ücreti karşılığında her makale için iki adet basılmış dergi ile 10 (on) adet ayrı basım gönderilir ve ilgili makalenin telif hakkı Hacettepe Üniversitesi’ne devredilmiş olur.
9. Yayımlanması kabul edilmeyen makaleler hakkında Yazar(lar)a bilgi verilir.
10. Kaynaklara göndermeler, metin içinde açılacak ayraçlarla yapılmalıdır. Ayraç içindeki sıra şöyle olmalıdır: Yazar(lar)ın soyadı, kaynağın yılı, sayfa numaraları. Karşılaşılabilecek farklı durumlar şöyle örneklenebilir:
.....ifade edilmiştir (Wilson, 2011).
.....belirtilmiştir (Wilson, 2011: 210-215).
.....Dollery (2008a: 15-20) ileri sürmektedir.
.....(Wollmann *vd.*, 2012: 126-153).
.....(Watson, Hassett, 2003: 399-432; Wollmann, Marcou, 2013: 15-23).

11. Metinde gönderme yapılan bütün kaynaklar, kaynakçada belirtilmeli; gönderme yapılmayan kaynaklar, kaynakçaya konmamalıdır. Kaynaklar, ayrı bir sayfada alfabetik sırayla yazılmalıdır. Dergi ve derlemelerdeki makalelerin sayfa numaraları kesinlikle belirtilmelidir. Kaynakçada, aşağıdaki örneklenen biçim kurallarına uyulmalıdır:

Kitaplar: Panara, C., M. Varney (2013), *Local Government in Europe: The 'Fourth Level' in the EU Multilayered System of Governance*, Abingdon, Oxon: Routledge.

Dergiler: Goldsmith, M. (1993), “The Europeanisation of Local Government”, *Urban Studies*, 30(4-5), 683-699.

Derlemeler: Krugman, P. (1995), “The Move Toward Free Trade Zones”, P. King (ed.), *International Economics and International Economic Policy: A Reader*, New York: McGraw-Hill, Inc., 163-182.

Pollitt, C., G. Bouckaert (2003), “Evaluating Public Management Reforms: An International Perspective” in H. Wollmann (ed.) *Evaluation Public-Sector Reform: Concepts and Practice in International Perspective*, Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing, Inc., 12-35.

Diğer Kaynaklar: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (2014), *Kredi Kartı İşlemlerinde Uygulanacak Azami Faiz Oranları*, Basın Duyurusu, 5 Eylül, 2014-61, Ankara. <http://www.tcmb.gov.tr/>, E.T.: 15.09.2014.

GUIDE FOR AUTHORS

1. Online submission of a manuscript implies that it has not been published previously, or has not been under consideration for publication elsewhere.
2. Manuscripts may be in either Turkish or English. Immediately after the manuscript title, a concise (150-250 words) abstract, including the aim and significance of the manuscript, the methodology followed, the main findings and likely policy implication, both in Turkish and English is required. Maximum of six keywords should be stated following the abstracts. Shortly, the manuscript should be submitted in the following order: manuscript title, abstract, keywords, body text, notes and references.
3. Manuscript should not exceed 8,000 words, typed on A4 page with 1.5 line spacing, leaving margins 4.5 cm at the left, 4 cm at the right, 5.5 cm at the top and 5 cm at the bottom of the page.
4. Tables and figures should be numbered sequentially. Titles should be placed at the top of tables and figures. Reference for tables and figures should be placed under tables and figures. Numbers should be full stop separated. Equations should be numbered in parentheses on the right side of the page. Derivation of equations which are not fully mentioned in the body text should be provided on a separate page with a full derivation.
5. The sub-headings of manuscripts should be written in lower case (except the first letters of words), bolded and left aligned.
6. Footnotes should be indicated with a superscript and placed at the end of the body text and before the reference section.
7. Authors are requested to submit their papers (without author/authors name) electronically by signing up Dergipark online at the following website (<http://dergipark.gov.tr/huniibf>). The electronically submitted manuscripts will go through double-blind-peer review process by the Editor.
8. Upon acceptance and publication of a manuscript copyright fees will not be paid. Instead, as return royalty, two hardcopies of the journal and 10 reprints of manuscripts will be sent to the corresponding author. Thereby author(s) will have transferred their copyrights to Hacettepe University.
9. The author(s) will be notified about their manuscript's status.
10. Every reference cited in the text should be in parentheses. Reference in parentheses should be at the following order: Surname(s) of author (s), publication year and page number(s). Examples are as follows:

.....is stated (Wilson, 2011).

.....is indicated (Wilson, 2011: 210-215).

According to Dollery (2008a: 15-20).....

.....(Wollmann *et.al.*, 2012: 126-153).

.....(Watson, Hassett, 2003: 399-432; Wollmann, Marcou, 2013: 15-23).

11. Only reference cited in the text should be included in the reference section. The references should be listed in an alphabetical order in a separate page. Page numbers of articles in periodicals or edited books should be indicated. The examples given below should be followed strictly:

Books: Panara, C., M. Varney (2013), *Local Government in Europe: The 'Fourth Level' in the EU Multilayered System of Governance*, Abingdon, Oxon: Routledge.

Periodicals: Goldsmith, M. (1993), "The Europeanisation of Local Government", *Urban Studies*, 30(4-5), 683-699.

Edited Books: Krugman, P. (1995), "The Move Toward Free Trade Zones" in P. King (ed.), *International Economics and International Economic Policy: A Reader*, New York: McGraw-Hill, Inc., 163-182.

Pollitt, C., G. Bouckaert (2003), "Evaluating Public Management Reforms: An International Perspective" in H. Wollmann (ed.), *Evaluation Public-Sector Reform: Concepts and Practice in International Perspective*, Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing, Inc., 12-35.

Other Sources: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (2014), *Kredi Kartı İşlemlerinde Uygulanacak Azami Faiz Oranları*, Basın Duyurusu, 5 Eylül, 2014-61, Ankara. <http://www.tcmb.gov.tr/>, E.T.: 15.09.2014.