

Granger Nedensellik Sınamasında Yeni Yaklaşımlar

Editörler:

Prof. Dr. Emrah İsmail Çevik - Dr. Buket Kırcı Altınkeski

Granger Nedensellik Sınavasında Yeni Yaklaşımlar

Editörler

Prof. Dr. Emrah İsmail Çevik

Dr. Buket Kırıcı Altınkeski



Published by

Özgür Yayın-Dağıtım Co. Ltd.

Certificate Number: 45503

📍 15 Temmuz Mah. 148136. Sk. No: 9 Şehitkamil/Gaziantep

☎ +90.850 260 09 97

📞 +90.532 289 82 15

🌐 www.ozgurayinlari.com

✉ info@ozgurayinlari.com

Granger Nedensellik Sınamasında Yeni Yaklaşımlar

New Approaches in Granger Causality Testing

Editörler: Prof. Dr. Emrah İsmail Çevik / Dr. Buket Kırıcı Altınkeski

Language: Turkish

Publication Date: 2023

Cover design by Mehmet Çakır

Cover design and image licensed under CC BY-NC 4.0

Print and digital versions typeset by Çizgi Medya Co. Ltd.

ISBN (PDF): 978-975-447-602-6

DOI: <https://doi.org/10.58830/ozgur.pub64>



This work is licensed under the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0). To view a copy of this license, visit <https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>
This license allows for copying any part of the work for personal use, not commercial use, providing author attribution is clearly stated.

Suggested citation:

Çevik, E. İ., Altınkeski Kırıcı, B., (2023). *Granger Nedensellik Sınamasında Yeni Yaklaşımlar*.

DOI: <https://doi.org/10.58830/ozgur.pub64>. License: CC-BY-NC 4.0

The full text of this book has been peer-reviewed to ensure high academic standards. For full review policies, see <https://www.ozgurayinlari.com/>



İçindekiler

Ön Söz

iii

Bölüm 1

**Impact of Credit Risk on Stock Market and Short-Term Financing:
Evidence From the u.s. Market**

1

Samet Günay

Bölüm 2

**Yapısal Kırılmalı Durağanlık Testi ve Granger Nedensellik Analizi:
Türkiye’de Kadın İntihar Oranının Ekonomik Değişkenler ile İlişkisi**

19

Hayriye Esra Akyüz

Bölüm 3

**Türkiye’de Elektrik Tüketimi ve Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi:
MS-Granger Yaklaşımı**

37

Funda Durgun

Bölüm 4

**Enflasyon ile Tüketici Kredisi Faiz Oranları Arasındaki ilişkinin Toda-
Yamamoto Nedensellik Yöntemi ile Analizi: Türkiye Örneği**

51

Emre Ürkmez

Bölüm 5

Kripto Paralar ile Dolar Endeksi Arasında Varyansta Nedensellik İlişkisi

65

Serhat Sezen

Bölüm 6

**Tüketici Güven Endeksi, Politika Faizi ve Bist100 Endeksi Arasında
Fourier Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği** 85

İbrahim Sezer Belliler

Ahmet Demiralp

Bölüm 7

**Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme Arasında Frekans Alanında
Nedensellik Analizi: Türkiye Örneği** 103

Buket Karcı Altınkeski

Fatih Çemrek

Impact of Credit Risk on Stock Market and Short-Term Financing: Evidence From the U.S. Market

Samet Günay¹

Abstract

In this study, we examine the impact of two leading credit risk indicators (ABX.HE and CDX.NA.IG indexes) on the U.S. equity market (the Dow Jones Industrial Average index, DJIA) and short-term financing stress (TED spread) through asymmetric causality and Markov Regime-Switching regression analysis. According to the findings, CDX.NA.IG dominates ABX.HE index both in negative and positive returns. Additionally, it appears to be more impactful over the U.S. equity market and short-term financing stress. Markov Regime-Switching regression analysis shows that CDX.NA.IG negatively affects the U.S. equity market returns and escalates the short-term financing stress in expansionary and contractionary regimes. These effects become considerably higher during financial turmoil. Based on our findings, we suggest market participants monitor the CDX.NA.IG index for potential trend reversals in the equity market and liquidity crunch in the debt market. This attention would help in working capital management.

1. Introduction

Credit default swaps (CDS), as a sophisticated credit derivative instrument, became considerably prominent during the Global Financial Crisis (GFC). Besides being a hedging instrument for credit risk, CDS is also utilized in measuring the extent of credit risk for an entity and country. Besides the single-name CDS, some indices utilize CDS spreads as credit risk indicators of an asset portfolio, for instance, CDX and ABX. CDS spreads can be considered as an insurance premium ratio. Therefore, assigned spreads indicate to what extent the investors might be exposed to a default or predetermined credit event.

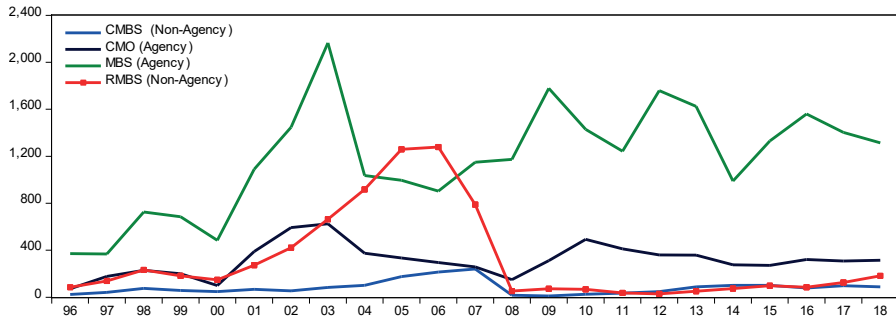
¹ American University of the Middle East, dr.sgunay@gmail.com

The CDX family, which consists of six different tradable indexes formed by Markit, encompasses North America and emerging markets and operates as a credit risk indicator for the corresponding reference asset portfolio. In this family, each index differs from the other in certain aspects. For example, while North American Investment Grade (CDX.NA.IG) index consists of CDS contracts of 125 corporations from North America, the North American High Yield (CDX.NA.HY) index incorporates 100 constituents that have standard pre-specified features. In case of default in one of the listed entities, the firm is dropped from the list, and the index is updated. These indices roll over every March and September concerning constituents listed in the corresponding series. The previous indexes resume trading even after rolling, although liquidity is intensified in the on-the-run series. Besides updating the index, a fixed coupon rate is determined for existing constituents, and after that, the index is actively traded (Markit, 2018). It is worth mentioning that while most of these indexes trade on the spread, there are also indexes, such as CDX.NA. HY, operates on the price.

As discussed by Bomfim (2015), another credit risk indicator is the ABX family, which Markit introduced in January 2006. The ABX family consists of various indexes, while the most prominent is the ABX.HE. The ABX.HE also has different sub-indexes that are relevant to different credit ratings. The ABX.HE exhibits the credit risk of the 20 largest residential mortgage-backed securities (RMBS), backed by the underlying subprime mortgage pool. The credit risk modeling is executed through the single-name CDS written for these RMBS. The RMBS is a securitized financial instrument and a type of asset-backed security. In this mechanism, the returns and risks of an underlying mortgage portfolio are transferred to the investors of these securitized instruments. In addition to the borrowers' monthly mortgage payments, the default risk of these packages is also transferred to the holders of RMBS, mainly pension funds, hedge funds, and mutual funds (Rhee, 2014). The turmoil in the housing market and subprime mortgage defaults hit this emerging market very hard in 2007 and 2008. Thus, the ABX.HE has rolled only four times so far, although its rolling procedure is akin to its counterpart, the CDX.NA.IG.

Although both display the extent of credit risk, the underlying asset compositions differ in ABX.HE and CDX.NA.IG. While ABX.HE index allows trading credit risk over the RMBS, the CDX.NA.IG index enables investors to trade the index for hedging and speculation purposes for a package of bond portfolios issued by investment-grade corporations. In addition to CDX.NA.IG index, the ABX.HE index was also rigorously monitored both by investors and policymakers during the GFC. However,

due to insufficient new RMBS issues, it does not enjoy its past reputation among market professionals and investors today.



CMBS: Commercial Mortgage-Backed Securities, CMO: Collateralized Mortgage Obligation, MBS: Mortgage-backed securities, RMBS: Residential Mortgage-Backed Securities

Figure 1. U.S. Mortgage-Related Securities Issuance

Figure 1 illustrates the U.S. Mortgage-Related Securities Issuance. According to the SIFMA (n.d.) (Securities Industry and Financial Markets Association), while the RMBS issuance reached a record high in 2005, it declined to a historical low along with the emergence of the GFC in 2007 and 2008. The graph shows that the sharpest decay occurs in RMBS among all issuances. Due to these developments in the mortgage-backed securities market, ABX.HE index also dropped off the radar of the media. As discussed earlier, the ABX.HE did not roll since 2008, however, according to the reported statistics by the International Swaps and Derivatives Association (ISDA), CDX.NA.IG index still has the largest market share among all other CDS indexes, with a traded notional rate of 36.7%. This statistic increased by 106.8% by the end of 2018 compared to the previous year. High liquidity in CDX indexes provides more efficient representativeness regarding the respective market events.

Considering these market developments, in the empirical section of the study, we investigate the efficiency of these two alternative credit risk indicators, ABX.HE and CDX.NA.IG. Following the determination of the index that leads the other, we employ this variable in exploring the credit risk effect on the U.S. equity market and short-term financing stress. Empirical analyses are carried out through asymmetric spillover analysis of Hatemi-J (2012) and Markov Regime-Switching regression (MRSR) analysis. In the following sections of the study, we present the respective literature and our empirical analysis findings for the relationship above.

2. Literature Review

The GFC, which emerged in the U.S. housing market, rapidly became a liquidity crisis for financial and non-financial firms in 2008 and 2009. In its second phase, European economies were also contaminated through trade channels and financial linkages. Eventually, the turmoil induced a global crisis. To date, numerous academic studies have examined the causes of the crisis. In this regard, in this study, we have focused on credit default swap indices and liquidity crunch in financial markets. Aligning with this goal, this section of the study presents the relevant literature studies that examined the housing market and liquidity challenges. In one of the early studies, Althman (2008) states that the reason behind the GFC are excess liquidity and considerably low interest rates not the collapse of the housing market. Chudik and Fratzscher (2012) examine the propagation of the liquidity crisis in global financial markets. Results indicate that the main parameters in distinguishing the extent of exposure are the countries' sovereign rating and institutions' financial vulnerability. Hodson and Quaglia (2009) state that the GFC crisis raises questions and concerns about decentralized decision-making in the European Union. Reinhart and Rogoff (2009) analyze the aftermath of the GFC and find that although the real estate market fell around 35% in six years, the collapse in equity prices was worse as the fall was 55% in three and a half years. Avgouleas (2009) suggests higher supervision in international financial markets, emphasizing the need for rigorous regulations regarding shadow banking operations and investment funds. Likewise, Agarwal et al. (2013) share their concerns about the mortgage market. They examine the impact of manipulative lending operations on mortgage default rates. Results show the significant influence of manipulative transactions over subprime default rates. Duchin et al. (2010) investigate the effect of the GFC on corporate investment decisions. They find that capital expenditures of U.S. companies declined until April 2009 following the crash in the U.S. stock market.

While the ABX index family was considered one of the early warning signs of the GFC, other Researchers also report that ABX index price developments are not always closely associated with the deteriorations in the U.S. housing market. For example, Balla et al. (2009) utilize an event study to analyze the response of the ABX index to the "teaser freezer" plan announcement of Treasury Secretary Paulson. Results indicate that the plan's effect was positive in investors' perception for the short term. To present evidence from the commercial real estate market, Driessen and Hemert (2012) explored the reaction of the CMBX index to market news announcements and found temporary overreactions in the index during the

crisis. On the other hand, Wachter (2017) discusses the failure of the ABX index during the GFC. According to the author, the index could not reflect the actual value of the reference RMBS. Dungey et al. (2008) examine the reasons behind the declining volume in mortgage-backed securities during the GFC and find that liquidity is the primary factor that affects the performance of ABX.HE index. Stanton and Wallace (2011) state that ABX.HE index underperformed during the GFC and could not display a signal for the mortgage defaults on underlying loans. Fender and Scheicher (2009) analyze the pricing mechanism of subprime mortgages through ABX.HE index and find the parameters behind the collapse of ABX.HE index were the changes in risk appetite and market liquidity crunch. They attribute this to the inappropriate pricing mechanism of the index. Fang and Lee (2011) find stronger interactions between low-rated ABX and CDS indexes than their high-rated counterparts. They also conclude that CDS indexes significantly affect the stock market. Stulz (2010) discusses the weak performance of the ABX index during the GFC. According to the author, while the index is able to incorporate the market events in its price developments, its overreactions against the market news reduce its performance. These findings may also be attributed to the efficiency of these indices, as Gunay and Shi (2016) and Procasky (2023) reported. Cohen-Cole and Sabry (2014) also refer to the same criticism by accounting for its low performance with insufficient deals. The authors state that this constraint induced limited reaction to the developments that affected the overall market. To capture market discrepancies, Imerman et al. (2018) designed information models through the ABX index, Single-name CDS and Cash RMBS. The results show that while the informed traders lead the cash RMBS market, the traders in the ABX market are irrational, and their strategies are not well-founded. Mizrach (2008) seeks the drivers behind the spikes of ABX.HE index and CME housing futures. According to the author, the spikes in the housing futures are more pronounced than the ABX.HE index and they appear to be present even before 2007. The empirical analysis of Longstaff (2010) reveals the role of liquidity and risk premium in the propagation of financial shocks to other markets. Additionally, the author reports that the ABX index governed the bond market returns during the GFC. Gorton (2009) states that the liquidity crunch that emerged in the market distorted the relationship between underlying bonds and credit derivatives and induced a crash in the ABX market.

When it comes to the examination of market liquidity, TED (Treasury-EuroDollar) spread comes to the fore with its performance. As stated by González-Hermosillo and Hesse (2011), the TED spread displayed very

high pressure in the interbank market since the spring of 2009 due to the liquidity drain. Boyson et al. (2010) find evidence regarding the impact of liquidity on contagion effects. According to the authors, credit and TED spreads shocks are associated with the likelihood of contagion in the hedge fund market. Cheung et al. (2010) investigate the impact of the subprime mortgage crisis on global stock markets. Results indicate that the influence of liquidity, proxied by the TED spread, is almost 2.5 times greater than the impact of the U.S. stock market developments. More recently, Gunay (2020) also finds that liquidity is a significant element over credit risk, and TED and OIS spreads lead the CDS indexes.

3. Empirical Analysis

In the empirical section of the study, we examine the impact of credit risk on the U.S. equity market and short-term financing stress. We employ CDX.NA.IG and ABX.HE indices to proxy the extent of credit risk in the market for the most liquid investment-grade North American entities and housing market, respectively. DJIA and TED spread² are utilized to represent the U.S. stock market developments and short-term financing stress. The analysis period is from July 2007 to February 2013. Using this period, we aim to encompass the most stressful time interval of the GFC. The data has a daily frequency and is obtained through Thomson Reuters Eikon. Econometric tests have been conducted through Matlab, Gauss, and E-views for the following tests: Kapetanios m-Breaks unit root test, asymmetric causality analysis of Hatemi-J (2012), and Markov Regime-Switching regression (MRSR) analysis.

Table 1: Descriptive Statistics

	ABX.HE	CDX.NA.IG	DJIA	TED
Mean	-0.00021	0.000167	2.80E-06	-0.00021
Std. Dev.	0.0074	0.015346	0.006376	0.040764
Skewness	-0.05849	0.173357	-0.12846	0.484952
Kurtosis	13.44343	8.664572	10.07499	20.2242
Jarque-Bera	6385.664*	1885.486*	2934.199*	17422.81*

** indicates significance at the 1% level.*

2 TED spread is difference between the 3-month LIBOR and the 3-month Treasury bill rate.

Table 1 populates the results of descriptive statistics of the return series. As seen, the average returns are around zero and have negative values in ABX, HE and TED spread variables. According to the standard deviation statistics, TED spread and CDX.NA.IG index possesses the highest variability among the variables. Negative values of skewness statistics indicate the frequencies of above-mean returns in ABX, HE and DJIA variables are greater than that of below-mean returns. CDX.NA.IG and TED variables, on the other hand, indicate the opposite regarding the shape of their return distributions. Kurtosis statistics, which are greater than the reference number of three, illustrate the presence of fat tails in return distributions. These findings show that all variables have departures from the normal distribution. The statistically significant Jarque-Bera test statistics also verify this conclusion. Figure 1 presents the price series of the variables.

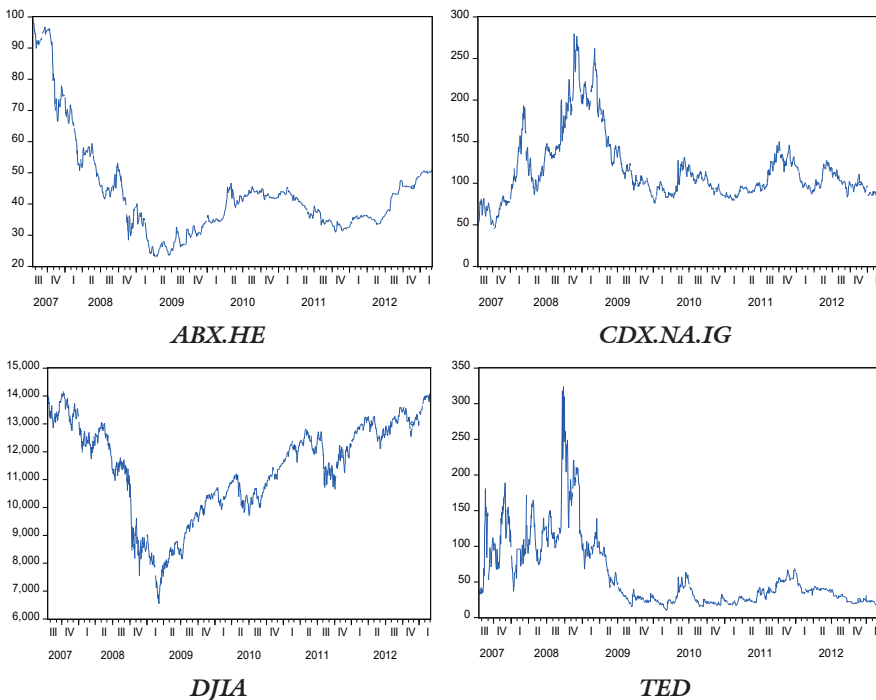


Figure 1. Price Series

The unit root test is a fundamental analysis of financial time series. As Zivot (2006) discussed, economic time series are prone to be nonstationary, meaning their mean and variance might be time-varying. The risk of spurious regression induced by the employment of nonstationary variables can be managed by de-trending procedures, namely, taking the first difference of variables. By following the methodology of Kapetanios (2005) methodology,

we employ the author's m-break unit root test, which is robust against the structural breaks in the analysis period. In the test configuration, we allow breaks of up to five at the 5% significance level. Results are presented in Table 2.

Table 2: Kapetanios m-Break Unit Root Test

Variables	ABX.HE	CDX.NA.IG	DJIA	TED
<i>t</i> statistic	-29.7162*	-34.0294*	-30.3897*	-28.8983*
Break Dates	17.03.2008	10.03.2008	07.01.2008	14.01.2008
	25.09.2008	20.11.2008	07.10.2008	13.01.2009
	01.04.2009	09.06.2010	09.03.2009	10.09.2009
	20.10.2009	03.10.2011	2.07.2010	10.03.2010
	03.05.2010	04.06.2012	19.08.2011	24.08.2010

** indicates significance at the 5% level.*

Before proceeding to MRSR analysis, first, we examine the interactions between the ABX.HE and CDX.NA.IG through the Hatemi-J (2012) asymmetric causality test to ascertain the index that leads the other. Referring to our prior discussion, we know that as ABX.HE index did not roll for its constituents since 2008. Theoretically, it is reasonable that this drawback may reduce the ability of this index to capture credit risk in the respective market. Stulz (2010) presents empirical evidence in this regard. The author states that ABX.HE index only capture market developments partially. Thus, we attempt to present statistical evidence regarding this argument and execute the asymmetric causality analysis for ABX.HE and CDX.NA.IG variables. Results are presented in Table 3. According to the findings, the MWALD test statistics are statistically significant only in the first and second rows, meaning CDX.NA.IG Granger causes ABX.HE both in negative and positive returns. This finding indicates the dominance of CDX.NA.IG over the ABXHE.

Table 3: Asymmetric Causality Analysis of Credit Risk Indicators

Causality Directions	Lag in VAR Model	MWALD Test statistic	CL	CV
+ CDX → + ABX	2 [HJC]	9.869*	99% 95% 90%	10.741 6.682 4.852
- CDX → - ABX	2 [HJC]	8.301*	99% 95% 90%	9.585 6.062 4.351
+ ABX → + CDX	2 [HJC]	0.441	99% 95% 90%	10.529 5.909 4.442
- ABX → - CDX	2 [HJC]	0.157	99% 95% 90%	10.181 6.169 4.663

* indicates significance at the 5% level. HJC represents Hatemi-J Criterion

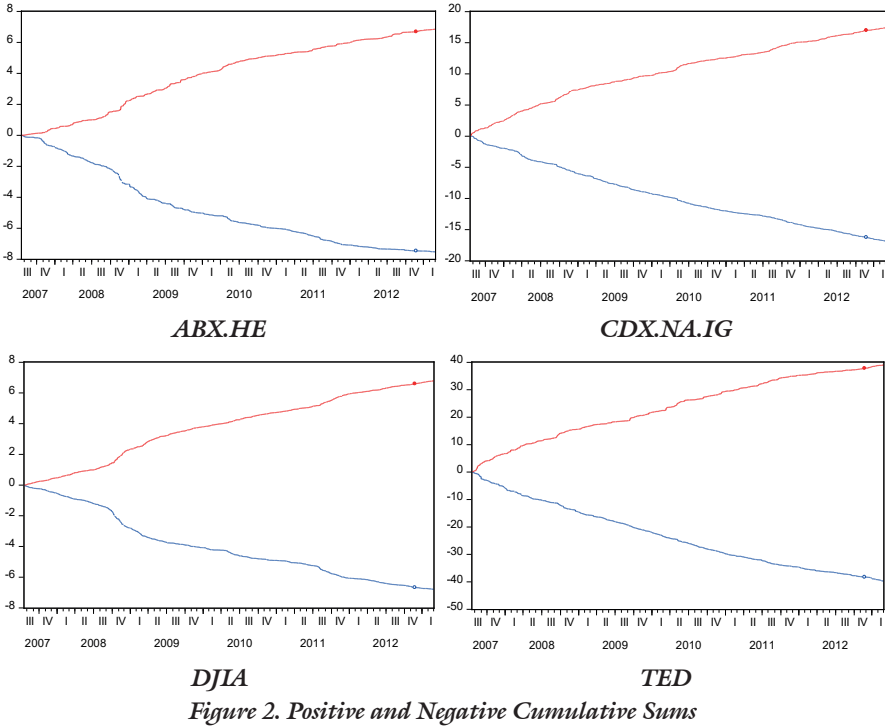
To further compare the roles of these two indices, we employ the asymmetric causality analysis for another variable set in which we investigate the impact of both credit risk indicators on the U.S. equity market and short-term financing stress. Table 4 accommodates the analysis results. The findings are entirely aligned with the previous observations. Accordingly, CDX.NA.IG appears to be more influential on the U.S. equity market and short-term financing stress than its counterpart, ABX.HE. Results indicate a positive (a negative) shock in CDX.NA.IG index brings about a positive (a negative) shock in TED spread. On the other hand, this effect only holds for positive returns in the equity market. The positive and negative cumulative sums of the variables used in asymmetric causality analysis are displayed in Figure 2.

Table 4: Asymmetric Causality Analysis for Equity Market and Short-Term Financing

Causality Directions					Lag in VAR Model	MWALD Test statistic	CL	CV
+	CDX	→	+	D.J.	2 [HJC]	15.257**	99%	9.503
							95%	6.350
							90%	4.859
-	CDX	→	-	D.J.	2 [HJC]	4.289	99%	13.658
							95%	9.576
							90%	7.761
+	ABX	→	+	D.J.	2 [HJC]	1.883	99%	10.515
							95%	5.857
							90%	4.590
-	ABX	→	-	D.J.	2 [HJC]	1.568	99%	13.950
							95%	9.843
							90%	7.913
+	CDX	→	+	TED	2 [HJC]	16.726**	99%	9.984
							95%	6.067
							90%	4.170
-	CDX	→	-	TED	2 [HJC]	4.842*	99%	8.025
							95%	4.201
							90%	2.655
+	ABX	→	+	TED	2 [HJC]	3.243	99%	10.789
							95%	6.518
							90%	4.678
-	ABX	→	-	TED	2 [HJC]	0.998	99%	11.429
							95%	5.909
							90%	4.506

** and ** indicate significance at the 5% and 1% levels. HJC represents Hatemi-J Criterion*

Following the evidence obtained regarding the dominance of CDX.NA.IG over ABX.HE index both in positive and negative returns, we seek further signs concerning market regimes. As the patterns of negative and positive returns might be associated with the price developments in bull and bear markets, to account for the price changes of the U.S. equity market and short-term financing stress, we set an MRSR analysis in which CDX.NA.IG index is utilized as an explanatory variable. As a nonlinear time series model, the MRSR analysis contains multiple equations to identify the development of asset prices in different regimes. Switching between these equations allows the model to capture even complex dynamic patterns. The switching mechanism is governed by a Markov process (Hamilton, 2013; Kuan, 2002).



Besides the nonlinear MRSR analysis, we also present the results of the linear regression model in Table 5. We use a graphical demonstration to identify the regimes in which regime probabilities are plotted along with the corresponding price series. According to the estimated transition probabilities, regime one and regime two display the features of expansionary and contractionary periods, respectively, in the model of the U.S. equity market. The coefficients obtained for CDX.NA.IG variable shows that under each regime, escalations in credit risk reduce the returns of the DJIA. On the other hand, the declines in the returns of the DJIA index appear to be greater in the contractionary period, which aligns with our theoretical expectations.

Table 5: MRSR Analysis Results

Models	Variable	DJIA	TED SPREAD
Linear model	c	0.00005 (0.00012)	-0.00026 (0.00108)
	CDX.NA.IG	-0.27256* (0.00837)	0.30056* (0.07046)
MRSR Regime One	c	0.00017 (0.00012)	0.00007 (0.00124)
	CDX.NA.IG	-0.19835* (0.00866)	0.05228* (0.07908)
MRSR Regime Two	c	0.00015 (0.00033)	-0.00555 (0.01037)
	CDX.NA.IG	-0.66794* (0.02664)	2.49352* (0.32810)
Model Statistics	-2ln	5,675	2,529
	AIC	-8.07	-3.59
	HQ	-8.06	-3.58
Expected Duration	Regime One	53 days	40 days
	Regime Two	11 days	3 days

** indicates significance at the 1% level.*

The models for the TED spread show that the credit risk variable (CDX.NA.IG) possesses a positive coefficient under the linear and nonlinear equations. Accordingly, we conclude that rising credit risk brings about a growing TED spread, thus, inflating the short-term financing stress in the U.S. economy. This impact is significantly greater in regime two. It should be noted that unlike the model of DJIA, regime one and regime two refer to the contractionary and expansionary cycles, respectively. Here the expansionary regime is associated with cycles of market turbulence as the soaring TED spreads occur in worsened market conditions, such as periods of liquidity crunches. The coefficient of 2.49 indicates that in an expansionary regime, the impact of credit risk on short-term financing stress becomes considerably severe and more pronounced than that of a contractionary regime. Escalated stress in short-term financing may indicate an evaporated trust among financial institutions. Our empirical findings verify that the U.S. market developments occurred during GFC. Accordingly, we conclude

that worsened market conditions and soaring credit risks induce dramatic expansions in the TED spread. As discussed by Brunnermeier (2009), during periods of market turbulence and economic downturn, increasing demand for risk-free treasury assets, which yields higher prices and lower interest rates, and soaring LIBOR rates due to the panic among financial institutions catalyze the deterioration in short-term financing, thus, brings about a growing TED spread. Finally, expected durations of regimes do not have a significant difference in DJIA and TED models. In both cases, regime one is longer than regime two. Thus, we can conclude that the expansionary regime (in the DJIA model) and contractionary regime (in the TED Spread model) have longer cycles than their counterpart.

4. Conclusion

Credit risk indices associated with the CDS spread are critical indicators for various markets and asset classes. The market developments during the GFC and European debt crisis clearly showed this fact. In the empirical section of the study, we examine the impact of two credit risk indicators (ABX.HE and CDX.NA.IG) on the U.S. equity market and short-term financing stress. We use the Dow Jones Industrial Average (DJIA) index to represent the U.S. equity market. The short-term financing stress is proxied by the TED spread, which is difference between the 3-month LIBOR and the 3-month U.S. Treasury bill rate. To determine the more appropriate variable in proxying the perceived credit risk in the market, we first execute a causality analysis between these two indicators. Results reveal the dominance of CDX.NA.IG over ABX.HE index both in negative and positive return components. Considering this observation, in investigating the impact of credit risk on the equity market and short-term financing stress, we utilize CDX.NA.IG index to represent perceived credit risk in the market. Results show that the CDX.NA.IG index has a significant role in causing the TED spread's negative and positive returns. Regarding the second variable, the U.S. equity market, we only observe Granger causality from positive returns of CDX.NA.IG to positive returns of DJIA index. As the negative and positive return components are associated with the expansionary and contractionary market phases, in the following section of the study, we employed a Markov Regime-Switching regression analysis in which the credit risk indicator, CDX.NA.IG, accounts for the U.S. equity market and short-term financing stress. The results obtained align with our theoretical expectations. We find that credit risk is a significant element for both variables. The model, which investigates this relationship for the U.S. equity market, shows that credit risk has a negative impact on the DJIA index in both regimes. This finding means

that increasing credit risk in expansionary and contractionary cycles reduces the returns in the U.S. equity market. This effect becomes more pronounced in the contractionary regime, with a coefficient three times greater than that of the expansionary regime. The second model that explores the same effect on short-term financing stress reveals that CDX.NA.IG variables' impact on TED is positive. Namely, increasing Credit Default Swap spreads escalate short-term financing stress in the U.S. economy. This effect becomes substantially more apparent in the expansionary regime, which is relevant to the market turbulence cycles. Our results suggest that as a credit risk proxy CDX.NA.IG index is a critical indicator in signaling changes in the U.S. equity market and short-term financing stress. Thus, CDX.NA.IG index can be considered an early warning sign, especially for periods of potential trend reversals in the equity market and liquidity crunches in the debt market. Attention to this index might help in the working capital management.

References

- Agarwal, S., Amromin, G., Ben-David, I., Chomsisengphet, S., & Evanoff, D. D. (2014). Predatory lending and the subprime crisis. *Journal of Financial Economics*, 113(1), 29-52.
- Altman, R. C. (2009). The great crash, 2008: a geopolitical setback for the West. *Foreign Aff.*, 88, 2.
- Avgouleas, E. (2009). The global financial crisis, behavioural finance and financial regulation: in search of a new orthodoxy. *Journal of Corporate Law Studies*, 9(1), 23-59.
- Balla, E., Carpenter, R. E., & Robinson, B. L. (2011). Assessing the effectiveness of the Paulson “teaser freezer” plan: Evidence from the ABX index. *Journal of Economics and Business*, 63(5), 392-411.
- Bomfim, A. N. (2015). *Understanding credit derivatives and related instruments*. Academic Press.
- Boyson, N. M., Stahel, C. W., & Stulz, R. M. (2010). Hedge fund contagion and liquidity shocks. *The Journal of Finance*, 65(5), 1789-1816.
- Brunnermeier, M. K. (2009). Deciphering the liquidity and credit crunch 2007-2008. *Journal of Economic perspectives*, 23(1), 77-100.
- Cheung, W., Fung, S., & Tsai, S. C. (2010). Global capital market interdependence and spillover effect of credit risk: evidence from the 2007–2009 global financial crisis. *Applied Financial Economics*, 20(1-2), 85-103.
- Chudik, A., & Fratzscher, M. (2012). Liquidity, risk and the global transmission of the 200708 financial crisis and the 201011 sovereign debt crisis title. *Globalization and Monetary Policy Institute Working Paper*, 107.
- Cohen-Cole, E., & Sabry, F. (2014). The Use of ABX Derivatives in Credit Crisis Litigation. *The Journal of Structured Finance*, 19(4), 22-34.
- Driessen, J., & Van Hemert, O. (2012). Pricing of commercial real estate securities during the 2007–2009 financial crisis. *Journal of Financial Economics*, 105(1), 37-61.
- Duchin, R., Ozbas, O., & Sensoy, B. A. (2010). Costly external finance, corporate investment, and the subprime mortgage credit crisis. *Journal of financial economics*, 97(3), 418-435.
- Dungey, N., Dwyer, J., & Flavin, T. (2008, December). Vintage and credit rating: What matters in the ABX data during the credit crunch. In *Federal Reserve ‘Day Ahead’ Conference on Financial Markets (Vol. 35)*.
- Fang, H., & Lee, Y. H. (2011). The impact of the subprime financial crisis on stock index returns for high-and low-risk countries via CDS indices. *Investment Management and Financial Innovations*, 8(4), 123-137.
- Fender, I., & Scheicher, M. (2009). The pricing of subprime mortgage risk in good times and bad: evidence from the ABX. HE indices. *Applied Financial Economics*, 19(24), 1925-1945.

- González-Hermosillo, B., & Hesse, H. (2011). Global market conditions and systemic risk. *Journal of Emerging Market Finance*, 10(2), 227-252.
- Gorton, G. (2009). Information, liquidity, and the (ongoing) panic of 2007. *American Economic Review*, 99(2), 567-72.
- Gunay, S. (2020). Seeking causality between liquidity risk and credit risk: TED-OIS spreads and CDS indexes. *Research in International Business and Finance*, 101189.
- Gunay, S., & Shi, Y. (2016). Long-memory in volatilities of CDS spreads: evidences from the emerging markets. *Journal for Economic Forecasting*, 1, 122-137.
- Hamilton, J. D., & Raj, B. (Eds.). (2013). *Advances in Markov-switching models: applications in business cycle research and finance*. Springer Science & Business Media.
- Hatemi-J, A. (2012). Asymmetric causality tests with an application. *Empirical Economics*, 43(1), 447-456.
- Hodson, D., & Quaglia, L. (2009). European perspectives on the global financial crisis: introduction. *JCMS: Journal of Common Market Studies*, 47(5), 939-953.
- Imerman, M. B., Mason, J. R., Narayanan, R. P., & Rhodes, M. E. (2018). Market dynamics among the ABX index, credit default swaps, and mortgage-backed bonds. Working Paper.
- Kapetanios, G. (2005). Unit-root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 26(1), 123-133.
- Kuan, C. M. (2002). Lecture on the Markov switching model. *Institute of Economics Academia Sinica*, 8 (15), 1-30.
- Longstaff, F. A. (2010). The subprime credit crisis and contagion in financial markets. *Journal of financial economics*, 97(3), 436-450.
- Markit (2018) <https://ihsmarkit.com/products/markit-cdx.html>, accessed on 25 July 2018.
- Mizrach, B. (2012). Jumps and cojumps in subprime home equity derivatives. *The Journal of Portfolio Management*, 38(2), 136-146.
- Procasky, W. J. (2023). The relative efficiency of investment grade credit and equity markets. *International Journal of Financial Markets and Derivatives*, 9(1-2), 43-58.
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2009). The aftermath of financial crises. *American Economic Review*, 99(2), 466-72.
- Rhee, J. (2014). Getting Residential Mortgage-Backed Securities Right: Why Governance Matters. *Stan. J.L. Bus. & Fin.*, 20, 273.
- Sifma (n.d.) <https://www.sifma.org/resources/research/us-mortgage-related-issuance-and-outstanding/>

- Stanton, R., & Wallace, N. (2011). The bear's lair: Index credit default swaps and the subprime mortgage crisis. *The Review of Financial Studies*, 24(10), 3250-3280.
- Stulz, R. M. (2010). Credit default swaps and the credit crisis. *Journal of Economic Perspectives*, 24(1), 73-92.
- Wachter, S. M. (2018). Credit Risk, Informed Markets, and Securitization. *Informed Markets, and Securitization* (January 11, 2018).
- Zivot, E., & Wang, J. (2006). Unit root tests. *Modeling Financial Time Series with S-PLUS*, 111-139.

Yapısal Kırılmalı Durağanlık Testi ve Granger Nedensellik Analizi: Türkiye’de Kadın İntihar Oranının Ekonomik Değişkenler ile İlişkisi

Hayriye Esra Akyüz¹

Özet

Bu çalışmada Türkiye’de 2000-2022 yılları arasında kadın intihar oranı, doğurganlık oranı, kadın işsizlik oranı, enflasyon ve gayrisafı yurt içi hasıla arasındaki nedensellik ilişkisinin incelenmesi amaçlanmıştır. Durağanlığın incelenmesinde, Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP), Kwiatkowski-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) ve Dickey-Fuller genelleştirilmiş en küçük kareler birimkök testlerinin yanısıra Zivot ve Andrews tek yapısal kırılmalı birim kök testi ve nedensellik ilişkisinin araştırılmasında ise Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Çalışmada ADF, PP ve KPSS birim kök testi sonuçlarına göre tüm serilerin birinci farklarında durağan olduğu belirlenmiştir. Kadın intihar oranı ile doğurganlık oranı arasında çift yönlü, kadın işsizlik oranından kadın intihar oranı ve doğurganlık oranına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi elde edilmiştir. Diğer yandan; kadın intihar oranı, kadın işsizlik oranı ve kişi başına GSYİH’nin enflasyonun bir nedeni olduğu ve bu değişkenlerden enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Granger nedensellik test sonuçlarına göre, kadın intihar oranı ile kişi başına GSYİH arasında Granger anlamında nedensellik ilişkisi söz konusu değildir.

1. Giriş

İntihar olgusunun psikososyal ve ekonomik açıdan incelenmesi ve bu durumu etkileyen faktörlerin belirlenmesi oldukça önem arzeden bir konudur. Bu kavramın temelinde yatan sorun kişinin hem kendini hem de toplumu cezalandırmak istemesidir. Bu anlamda bu sorun, bir halk sağlığı problemine dönüşme ihtimali içermektedir. Ülkelerin ekonomik gelişmişlik düzeyleri,

1 Bitlis Eren Üniversitesi, Fen Edebiyat Fakültesi, İstatistik Bölümü, ORCID: 0000-0002-1784-5910, heakyuz@beu.edu.tr

refah seviyeleri, kişilerin işgücüne katılım oranları, eğitim düzeyi ortalamaları, iklimsel koşullar ve buna bağlı olarak coğrafi faktörler, toplumların dini inançları intihar oranını etkileyen faktörler arasında yer almaktadır.

DSÖ intihar kavramını “bireyin kasıtlı olarak kendini öldürme eylemi” olarak tanımlamıştır (WHO, 2019). DSÖ verilerine göre; 2019 yılında 700.000’den fazla kişinin intihar nedeniyle öldüğü ve intiharın 15-29 yaş arasındaki kişiler arasında dördüncü önde gelen ölüm nedeni olduğu bilinmektedir. Ayrıca 2019 yılında intiharların % 77’sinin düşük ve orta gelirli ülkelerde meydana geldiği elde edilmiştir (WHO,2021).Tüm bunlar düşünüldüğünde intihar oranlarının ekonomik faktörler ile olan ilişkisinin önemi çok daha önemli hale gelmektedir. TÜİK’in yaş grubu ve cinsiyete göre intihar oranı verileri incelendiğinde ise; Türkiye’de ölümle sonuçlanan kadın intihar oranlarının erkek intihar oranlarından daha düşük olduğu açıkça görülebilir.

Literatürde intihar oranları üzerinde işsizliğin olası etkisinin incelendiği bir çok çalışma mevcuttur (Topbaş, 2007). Durğun ve Durğun (2017), intihar ve gelir ilişkisini inceledikleri çalışmalarında kişi başına GSYİH’den intihar hızına doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi belirlemişlerdir. Bayrak (2018), işsizliğin intihar üzerindeki etkisini incelediği çalışmasında işsizlik ve intihar arasında bir nedensellik ilişkisinin olduğunu elde etmiştir. Erdem vd., (2019) işsizlik ile intihar arasında çift yönlü bir ilişki olduğunu ifade etmiş ve panel veri analizi yöntemlerini kullanarak bu ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında genç işsizliğin intihar üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığını ve Türkiye’de intihar oranlarının bölgeler arasında farklılık gösterdiğini belirlemişlerdir. Dünder ve Sağır (2022), Türkiye’de yükseköğretim mezunlarının intihar eğilimlerini panel veri analizi yöntemleri ile inceledikleri çalışmalarında ekonomik faktörlerin intihar üzerinde etkili olduğunu ve bu etkinin cinsiyete göre farklılık gösterdiğini ifade etmişlerdir. Kızılkaya ve Kuzucu (2022) intihar ve ekonomik faktörler arasındaki ilişkiyi ortaya çıkarmak istedikleri çalışmalarında, işsizliğin ve enflasyonun erkek ve kadın intihar oranlarını artırdığını elde etmişlerdir. Öte yandan yapılan bazı çalışmalarda enflasyonun intihar üzerinde etkisi olduğunu (Varol, 2019) ve olmadığını (Botha, 2012; Fountoulakis vd., 2014) gösteren sonuçlar mevcuttur. Saraçoğlu ve Gültekin (2021) Türkiye’de 26 alt bölge için intihara uyarlanmış kuznets eğrisi yaklaşımı ile intihar olgusunu analiz etmişlerdir. Elde edilen sonuçlara göre; gelir düzeyine bağlı olarak önce azalan, sonra artan “U” şeklinde bir “İntihara Uyarlanmış Kuznets Eğrisi”nin ortaya çıktığını belirlemişlerdir.

Yapılan diğer çalışmalarda intihar oranlarının sosyodemografik (Harmancı, 2015, Özcan vd., 2018), sosyoekonomik (Bussu vd., 2013;

Santos, v.d., 2015; Kavaklı, 2022) eğitim seviyesi (Durkheim, 2015; Ayas, 2016), yaşlılarda intihar eğilimi (Aslan ve Hocaoğlu, 2014), göç (Jalles ve Andresen, 2015), coğrafi (Şahbaz, 2022) açıdan incelendiği belirlenmiştir. Ek olarak Ülkemiz’de de görülen COVID salgınının intihar oranları ile olan ilişkisini inceleyen çalışmalar da mevcuttur (Emiral vd., 2020; Garbioğlu vd., 2020; Aksu vd., 2022).

Apaydın vd., (2016), dine ilgisi az ya da olmayan kişilerin, alkol kullanım oranı yüksek ve psikolojik tedavi görenlerin daha çok intihar girişiminde bulunduğunu belirtmiştir. Benzer biçimde Sümer (2015) dinlerin intihar üzerindeki etkisini incelemiştir.

Ülkemizde kadınların toplumdaki yeri ve önemi, iş gücüne katılım oranları düşünüldüğünde kadın intihar oranlarını etkileyen faktörlerin incelenmesi önem kazanmaktadır. Kadınlar erkeklerden daha çok intihara teşebbüs ettiği, fakat ölümle sonuçlanan intiharlarda erkek oranlarının daha yüksek olduğu bilinmektedir (Ajdacic-Gross vd., 2006). Walsh ve Walsh (2011) genç erkek nüfusta (15-24) işsizliğin, intihar üzerinde önemli bir etkisi olduğunu, kadınlarda ise aynı etkinin sözkonusu olmadığını ve 25-34 ve 35-44 yaş aralığındaki erkeklerde işsizliğin intihara etkisinin diğer yaş gruplarından daha yüksek olduğunu elde etmişlerdir.

Bu çalışmada kadınlara ilişkin sosyodemografik özellikler analiz dışı bırakılarak Türkiye’de kadın intihar oranlarının doğurganlık oranı ve bazı ekonomik değişkenler ile olan nedensellik ilişkisinin zaman serisi analizleri ile ortaya çıkarılması amaçlanmıştır.

2. Veri Seti ve Yöntem

Çalışmada, Türkiye’de 2000-2022 yılları arasında kadın intihar oranı (KİO), doğurganlık oranı (DO), kadın işsizlik oranı (İO), enflasyon (ENF), gayrisafi yurt içi hasıla (GSYİH) değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisinin incelenmesi amaçlanmıştır. Sonuçların yorumlanmasında kolaylık sağlaması amacıyla değişkenlerin logaritmik dönüşümleri elde edilmiştir. R istatistiksel yazılım programında “lmtest”, “urca”, “EwR”, “vars”, “tseries” paketlerinden faydalanılmıştır.

Analizlerde kullanılan veri setine ilişkin bilgiler Tablo 1’de detaylı olarak verilmiştir.

Tablo 1. Çalışmada kullanılan değişkenlere ilişkin bilgiler

Değişken	Birim	Sembol	Kaynak
Kadın intihar oranı	100.000 kadın nüfusu başına intihar ölümlerinin sayısı (kaba intihar oranı)	KİO	
Doğurganlık oranı	kadın başına doğum sayısı	DO	Dünya Bankası- Veri Bankası
Kadın işsizlik oranı	kadın işgücünün yüzdesi	İO	
Enflasyon, tüketici fiyatları	yıllık %	ENF	
Kişi başı gayri safi yurtiçi hasıla	cari ABD doları	GSYİH	

Not. Erişim tarihi: 22.12.2022

Türkiye için 2020-2022 yıllarına ilişkin eksik KİO değerleri, 2021-2022 yıllarına ilişkin DO ve 2022 yılına ilişkin İO, ENF, GSYİH değerleri regresyon yöntemi ile tahmin edilerek analizlere dahil edilmiştir. Dünya Bankası veri tabanından tüm seriler için ulaşılan ortak başlangıç noktası 2000 yılı olarak belirlenmiştir. Serilerin durağanlık seviyelerinin incelenmesinde Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF) ve Zivot ve Andrews tek yapısal kırılmalı birim kök testi kullanılarak VAR analizi ile uygun gecikme sayısı belirlenmiş ve seriler arasındaki nedensellik ilişkisi Granger nedensellik analizi ile incelenmiştir.

2.1. Durağanlık Sınaması

Bir zaman serisinin ortalaması ve varyansı zamandan bağımsız ise o serinin durağan bir zaman serisi olduğu bilinir. Zaman serileri analizi yöntemlerini kullanabilmek için serilerin durağan olması ve durağan değil ise durağanlaştırması gerekir. Durağan olmayan serilerle elde edilen istatistiksel tahminler yansız ve tutarlı olmayacaktır. Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF) testinde bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri de modele açıklayıcı değişken olarak ilave edilir. Bu testin modelleri, sabitli, sabitli ve trendli, trendin ve sabitin olmadığı model olmak üzere 3 farklı şekilde oluşturulur. Temel hipotez “ H_0 : seri birim köke sahiptir” biçiminde yani serinin durağan olmadığı şeklinde kurulur. Test istatistiği aşağıdaki gibi elde edilir.

$$t_{\hat{\delta}} = \frac{\hat{\delta}}{\sigma_{\hat{\delta}}} \quad (1)$$

Hesaplanan test istatistiği değeri, kritik değerden küçük olduğunda yokluk hipotezi reddedilir (Güriş vd., 2020).

Phillips-Perron (PP) birim kök testi DF birim kök testi üzerinde yapılan bir modifikasyon ile parametrik olmayan bir düzeltme kullanılır ve hata terimlerinin otokorelasyonlu ve değişen varyanslı olmasına izin verilir. Bu testin temel hipotezi ve kritik değerleri ADF birim kök testi ile aynıdır (Güriş vd., 2020).

Kwiatkowsky-Philips-Schmidt-Shin (KPSS) birim kök testi ise lineer bir regresyon modelini dikkate alır. Sabit parametrelerin tesadüfi yürüyüş parametrelerine karşı test edildiği lineer bir regresyon modelini dikkate alarak hareket eden bir Lagrange Multiplier (LM) testidir. Lineer model,

$$Y_t = \beta_t + r_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

biçiminde ifade edilir. Burada t ; deterministik trend, r_t tesadüfi yürüyüş ve ε_t hata terimini ifade etmektedir. KPSS test istatistiği aşağıdaki gibi elde edilir.

$$KPSS = T^{-2} \frac{\sum_{t=1}^T s_t^2}{s^2(I)} \quad (3)$$

Bu modelde $s^2(I)$; varyansın Newey-West tahmin edicisi olup tutarlı bir tahmin edicidir ve Barlett Kernell tahmin yöntemi kullanılarak elde edilir. Bu test için yokluk hipotezi ADF ve PP birim kök testlerinden farklı olup “ H_0 : seri birim köke sahip değildir” biçiminde ifade edilir.

DF Genelleştirilmiş en küçük kareler testine (DF-EKK) ilişkin temel hipotez ise ADF ve PP birim kök testleri ile aynıdır. Geleneksel birim kök testleri olarak bilinen ADF, PP, KPSS ve DF-EKK testlerinin yanısıra yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testleri de literatürde mevcuttur. Zivot ve Andrews (1992) tarafından önerilen tek yapısal kırılmalı test bunlardan biridir. Zivot ve Andrews testinde yapısal kırılma içsel kabul edilmektedir ve bu özelliği ile Perron testine göre daha çok tercih edilmektedir (Yavuz, 2006). Zivot ve Andrews (1992) tarafından geliştirilen test kırılma zamanını tahmin etmekte ve üç farklı model incelenerek uygulanmaktadır. Model A düzeyde (intercept), Model B trendde (trend) ve Model C ise hem düzeyde hem de trendde (intercept & trend) kırılmayı ifade etmektedir (Güriş vd., 2020). Bu test için sıfır hipotezi “ H_0 : seri birim kök içermektedir, durağan değildir” olarak bilinir ve alternatif hipotezinde ise serinin bir yapısal kırılmayla birlikte durağan olduğu (trendde durağan) kabul edilir. Test istatistiği değeri Zivot ve Andrews (1992) tablo kritik değerleriyle karşılaştırılarak birim kök temel hipotezi reddedilemezse seride birim kök olduğu kabul edilmektedir. Temel hipotez reddedildiğinde ise alternatif hipoteze dayalı serinin durağanlık özellikleri ile ilgili yorumlar karışıklık yaratabilmektedir (Yıldırım vd., 2015).

2.2. Granger Nedensellik Analizi

Seriler arasında nedensellik analizi yapabilmek için durağanlık durumlarının belirlenmesi gerekir. Aynı mertebeden durağan seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi elde edilebilir Altınay ve Karagöl (2005), yapısal kırılmalı trend durağan seriler için bir eşbütünleşme ilişkisinin elde edilmesinin uygun olmadığını, bunun yerine serilerin trendden arındırılarak Granger nedensellik analizinin kullanılmasının daha doğru olduğunu ifade etmektedirler.

Değişkenler arasındaki sebep-sonuç ilişkisinin ortaya koyulabildiği nedensellik analizinde bağımlı-bağımsız değişken ayrımı olmadan değişkenlerin yönü üzerinde durulmaktadır (Tari, 2015). Örneğin, bir değişken, diğer bir değişkenin geçmiş değerleri ile daha iyi tahmin edilebiliyorsa bu değişkenler arasında bir nedensellik ilişkisinden bahsedilir ve bu ilişki tek veya çift yönlü olabilir (Yılmaz ve Akıncı, 2011).

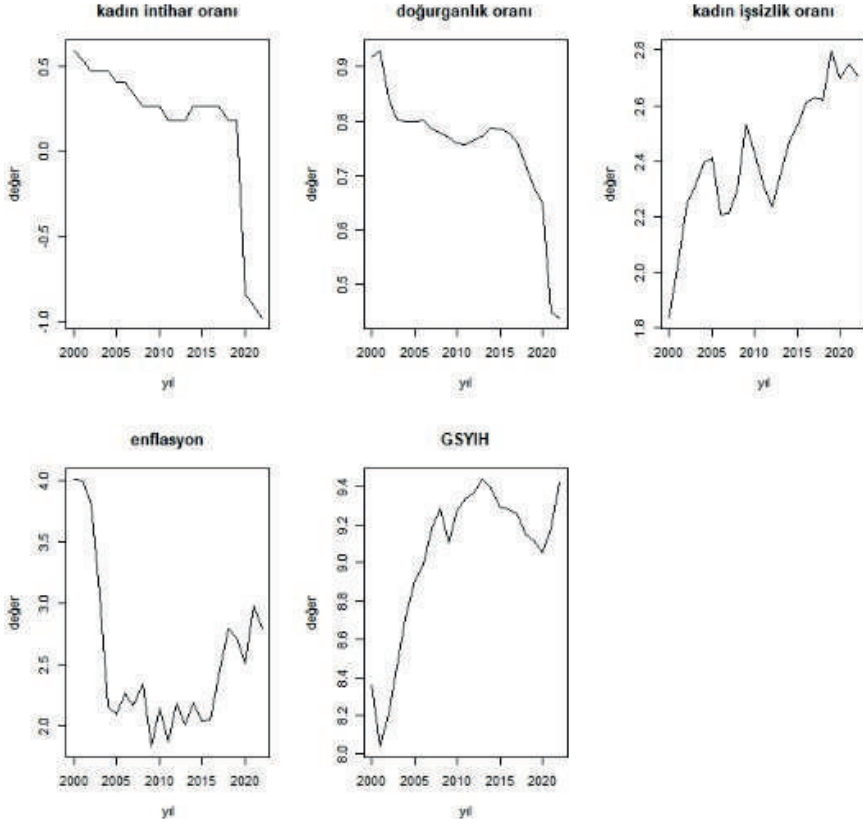
Nedensellik analizinde serilerin aynı dereceden durağan olma zorunluluğu yoktur. Granger Nedensellik tanımı “bir değişkenin geçmiş değerlerinin kullanılmasının diğer değişkenin öngörü performansını artırması” temel fikrine dayanmaktadır. Granger (1969)’da tarafından ortaya atılan bu düşüncenin üç önemli özelliği vardır:

- Anlık nedensellik yoktur. Çünkü, bağımsız hareketler arasında daima bir zaman farkı vardır.
- Bu durumun bir sonucu olarak “eşanlı nedensellik” yoktur.
- Gelecek şimdiki zamanın nedeni olamaz. Bu tanımlama nedensel ilişkinin varlığını test etmede önemli bir role sahiptir.

Ekonometride nedenselliğin en çok kullanılan işlemsel tanımı Granger (1969) çalışmasında ortaya çıkmıştır. Daha sonra Sims (1972) tarafından geliştirilmiştir (Akyüz, 2018).

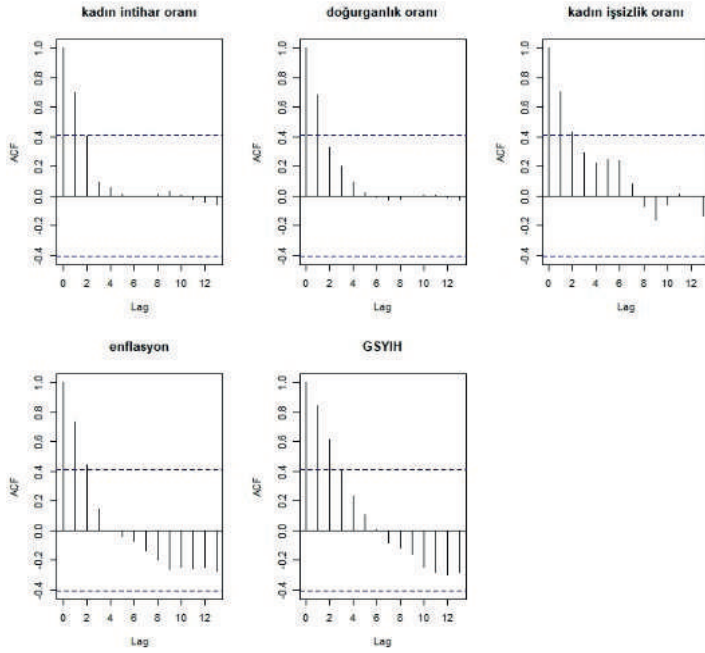
3. Bulgular

Türkiye’de KİO, DO, İO, ENF ve GSYİH değişkenlerine ilişkin zaman yolu grafikleri, otokorelasyon (ACF) ve kısmi otokorelasyon (PACF) grafiklerine Şekil 1- 3’de yer verilmiştir.

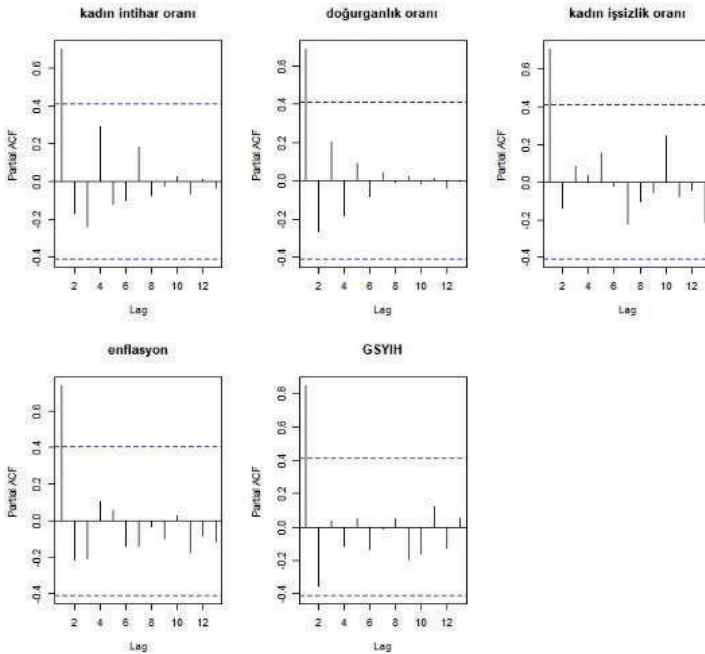


Şekil 1. Logaritmik değişkenlerin zaman yolu grafiği

Şekil 2 ve Şekil 3'de yer alan ACF grafiği, serilerin kendisi ile gecikmeleri arasındaki korelasyon katsayılarına ilişkin bir grafik, PACF grafiği ise 2 gecikmeli değer arasındaki gecikmeleri veren ve diğer gecikmelerin önemli olmadığı grafiklerdir.



Şekil 2. Serilere ilişkin ACF grafiği



Şekil 3. Serilere ilişkin PACF grafiği

Veri setinin özetlenmesi amacı ile değişkenlere ilişkin bazı tanımlayıcı istatistikler elde edilmiş ve sonuçlar Tablo 2'de verilmiştir.

Tablo 2. Değişkenlere ilişkin bazı tanımlayıcı istatistikler

Değişken	Minumum	Maksimum	Ortalama	Standart sapma
KİÖ	0.3750	1.8000	1.2612	0.3814
DO	1.5490	2.5320	2.1370	0.2263
İÖ	6.2750	16.3850	11.5231	2.6323
ENF	6.2510	54.9154	16.2709	14.6181
GSYİH	3100.43	12507.59	8946.9708	2836.7917

Tablo 2 incelendiğinde; Türkiye’de 2000-2022 yılları arasında 100.000 kadın nüfusu başına intihar ölümlerinin sayısı ortalama 1.2612 ± 0.3814 ; kadın başına doğum sayısı 2.1370 ± 0.2263 , kadın işgücünün yüzdesi bakımından işsizlik oranı $\% 11.5231 \pm 2.6323$, ortalama enflasyon oranı $\% 16.2709 \pm 14.6181$ ve ortalama kişi başına düşen GSYİH değerinin yaklaşık olarak 8946 ± 2836 US\$ olduğu belirlenmiştir (Tablo 2).

Geleneksel birim kök testlerine ilişkin sonuçlara Tablo 3’de yer verilmiştir.

Tablo 3. Birim kök testlerine ilişkin sonuçlar

Değişken	Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF)				Phillips-Perron (PP)			
	Düzye değeri		I(I)		Düzye değeri		I(I)	
	Sabit & trend	Sabit	Sabit & trend	Sabit	Sabit & trend	Sabit	Sabit & trend	Sabit
KİO	-2.0992	0.3777	-5.0507***	-4.8456***	-1.0622	0.3330	-4.8094***	-4.4763***
DO	-0.4263	1.3137	-3.6060**	-3.3322*	-0.5253	-1.0066	-4.2076**	-4.1218***
İO	-3.121	-1.2644	-4.1563**	-4.2464**	-3.2394	2.5743	-3.7643**	-3.8222***
ENF	-4.0269**	-3.7514***	-5.9229***	-5.4340***	-1.7577	-2.5099	-5.1043***	-4.0968***
GSYİH	-2.9421	-3.2358	-5.2807***	-4.5029***	-1.3663	-1.4728	-4.6875***	-4.1407***
	KPSS				DF Genelleştirilmiş EKK			
	Düzye değeri		I(I)		Düzye değeri		I(I)	
	Sabit & trend	Sabit	Sabit & trend	Sabit	Sabit & trend	Sabit	Sabit & trend	Sabit
KİO	0.1304	0.5882	0.1055***	0.2408***	-1.5692	-1.0861	-2.2334	-0.0972
DO	0.1327	0.6454	0.1576*	0.2615***	-1.4277	2.1150	-1.3326	-0.7686
İO	0.069***	0.7542	0.0807***	0.1317***	-2.1201	-0.0443	-1.0759	-0.4494
ENF	0.1971	0.2753***	0.0711***	0.3767**	-1.5047	-1.4044	-1.2071	-1.1999
GSYİH	0.1968	0.5576	0.0932***	0.1649***	-1.8945	-0.4888	-0.8757	-0.2154

Not. ADF testi için kritik değerler, sabit+trend modeli için -4.38***, -3.60** ve -3.24* ; sadece sabitli model için -3.75***, -3.00** ve -2.63* olmak üzere, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

PP testi için kritik değerler, sabit+trend modeli için -4.44***, -3.63** ve -3.25* ; sadece sabitli model için -3.76***, -3.00** ve -2.64* olmak üzere, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

KPSS testi için kritik değerler, sabit+trend modeli için 0.119***, 0.146** ve 0.216* ; sadece sabitli model için 0.347***, 0.463** ve 0.739* olmak üzere, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

DF Genelleştirilmiş EKK testi için kritik değerler, sabit+trend modeli için -3.77***, -3.19** ve -2.89* ; sadece sabitli model için -2.67***, -1.96** ve -1.62* olmak üzere, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tablo 3’de incelenen ADF, PP ve KPSS birim kök testlerine göre; Türkiye’de hem sabitli model hem de sabit ve trendli model tüm değişkenlerin birinci farklarında durağan olduğu belirlenmiştir. Öte yandan enflasyon oranı serisinin ADF testine göre hem sabitli hem sabitli ve trendli modelde, KPSS testine göre ise sabitli modelde düzeyde durağan olduğu elde edilmiştir. DF Genelleştirilmiş EKK testine göre ise tüm serilerin hem düzeyde hem de birinci farklarında durağan olmadığı belirlenmiştir. Birim kök testi sonuçları arasındaki bu farklılıkların zaman boyutunun sınırlı olması ve mevsimsellikten kaynaklandığı düşünülmektedir.

Zivot ve Andrews testinde sıfır hipotezi “ H_0 : seri birim kök içermektedir, durağan değildir” olarak bilinir ve alternatif hipotezinde ise serinin bir yapısal kırılmayla birlikte durağan olduğu kabul edilir. Zivot ve Andrews birim kök testi sonuçları Tablo 4’de verilmiştir.

Tablo 4. Zivot ve Andrews tek yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları

Model	Test istatistiği	Kırılma noktası	Kırılma tarihi	Dummy değişken	
				<i>du</i>	<i>dt</i>
$\Delta \log K\dot{I}O$					
Model A	-5.9973***	13	2011	0.00878**	-
Model B	-9.755***	20	2018	-	0.00784**
Model C	-10.393***	17	2015	0.0686*	0.0622*
$\Delta \log DO$					
Model A	-13.2862***	21	2019	0.000**	-
Model B	-5.1932***	21	2019	-	0.0103**
Model C	-4.9156*	21	2019	0.0058**	0.0207**
$\Delta \log \dot{I}O$					
Model A	-9.5752***	12	2010	0.0322**	-
Model B	-6.7603***	16	2014	-	0.0588*
Model C	-6.3812***	18	2016	0.1568	0.1138
$\Delta \log ENF$					
Model A	-5.7313***	11	2009	0.0245**	-
Model B	-7.4713***	18	2016	-	0.0048**
Model C	-7.5934***	18	2016	0.1659	0.0437**
$\Delta \log GSYIH$					
Model A	-15.5475***	18	2016	0.0099**	-
Model B	-4.1551*	15	2013	-	0.0111**
Model C	-12.2012***	15	2013	0.0851*	0.0537*

Not. Gecikme uzunlukları AIC bilgi kriterine göre belirlenmiştir. Δ notasyonu serinin bir farkının alındığını göstermektedir.

Kritik değerler, Model A için -5.34***, -4.8**, -4.58*; Model B için -4.93***, -4.42**, -4.11*; Model C için -5.57***, -5.08**, -4.82* olmak üzere, sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Tablo 4’de tek bir yapısal kırılmaya izin veren Zivot ve Andrews birim kök testi sonuçlarına göre; “ H_0 : seride birim kök vardır” hipotezi tüm serilerin birinci farkları için reddedilmiştir. Sonuç olarak bu serilerin birinci farklarında durağan oldukları elde edilmiştir. Her bir seri için üç farklı modelde yapısal kırılma tarihleri Tablo 4’de elde edildiği gibidir. Logaritmik dönüşümleri yapılmış olan $K\dot{I}O$ ve DO serilerinin düzeyde (ortalamada), trendde ve hem ortalama hem trendde kırılmayı ifade eden sırasıyla Model A, Model B ve Model C’nin tahminlerinde yapısal değişimi gösteren dummy değişkenler (*du*, *dt*) $\alpha=0.05$ ve $\alpha=0.10$ hata düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Zivot ve Andrews birim kök testi sonuçlarının Genişletilmiş Dickey ve Fuller (ADF) birim kök testi sonuçları ile uyumlu olduğu belirlenmiştir (Tablo 4).

Granger nedensellik testi ile bağımsız değişkenlerin geçmiş dönem değerlerinin bağımlı değişkenin cari dönemdeki değeri üzerinde etkisinin

varlığı veya yokluğu incelenmiş ve sonuçlar Tablo 5’de verilmiştir. VAR analizi sonucunda optimum gecikme uzunluğu sayısının 4 olduğu belirlenmiştir.

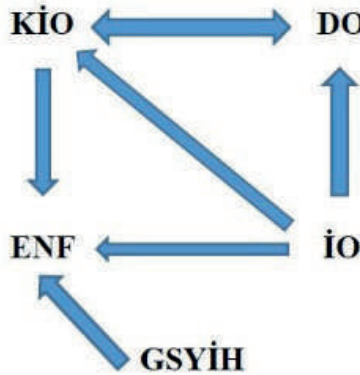
Tablo 5. Granger nedensellik analizi sonuçları

Bağımlı değişken	Bağımsız Değişken	F-test istatistiği	p-değeri
$\Delta \log K\dot{I}O$	$\Delta \log DO$	12.4	0.0000
	$\Delta \log \dot{I}O$	3.4786	0.0499
	$\Delta \log ENF$	0.3292	0.8522
	$\Delta \log GSYIH$	0.5771	0.6859
$\Delta \log DO$	$\Delta \log K\dot{I}O$	6.2455	0.0008
	$\Delta \log \dot{I}O$	3.1923	0.0621
	$\Delta \log ENF$	0.1119	0.9755
	$\Delta \log GSYIH$	2.4412	0.1151
$\Delta \log \dot{I}O$	$\Delta \log K\dot{I}O$	0.1467	0.9603
	$\Delta \log DO$	0.4161	0.7935
	$\Delta \log ENF$	0.9967	0.4531
	$\Delta \log GSYIH$	0.8768	0.5112
$\Delta \log ENF$	$\Delta \log K\dot{I}O$	3.1206	0.0657
	$\Delta \log DO$	1.1978	0.3700
	$\Delta \log \dot{I}O$	5.9501	0.0102
	$\Delta \log GSYIH$	3.3452	0.0552
$\Delta \log GSYIH$	$\Delta \log K\dot{I}O$	2.0524	0.1625
	$\Delta \log DO$	1.3693	0.3118
	$\Delta \log \dot{I}O$	2.2524	0.1357
	$\Delta \log ENF$	0.0801	0.9867

VAR analizi sonucunda AIC(n) HQ(n) SC(n) FPE(n) kriterlerine göre gecikme uzunluğu 4 olarak elde edilmiştir.

Δ notasyonu serinin bir farkının alındığını göstermektedir.

Granger nedensellik analizi sonuçları Şekil 4’de görsel olarak verilmiştir.



Şekil 4. Granger nedensellik analizine ilişkin yön ve özet sonuçlar

Tablo 5'e göre; doğurganlık ve kadın işsizlik oranları, kadın intihar oranının bir nedenidir ($p < 0.05$). Kadın intihar oranı ve işsizlik oranı, doğurganlık oranının bir Granger nedenidir. Bu durumda; kadın intihar oranı ile doğurganlık oranı arasında çift yönlü, kadın işsizlik oranından kadın intihar oranı ve doğurganlık oranına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi elde edilmiştir. Diğer yandan; kadın intihar oranı, kadın işsizlik oranı ve GSYİH'nın enflasyonun bir nedeni olduğu ve bu değişkenlerden enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir (Tablo 5).

4. Sonuç, Tartışma ve Öneriler

Çalışmada birim kök testi sonuçları incelendiğinde; ADF, PP ve KPSS birim kök testi sonuçlarına göre tüm serilerin birinci farklarında durağan hale geldiği ($I(1)$) belirlenirken; DF Genelleştirilmiş EKK testine göre ise tüm serilerin hem düzeyde hem de birinci farklarında durağan olmadığı belirlenmiştir. Bu farklılığın, çalışmanın zaman boyutu ve serilerin özelliklerinden kaynaklandığı düşünülmektedir. Bu durumda ileriki çalışmalarda geleneksel birim kök testlerinden daha güçlü olduğu kabul edilen ve mevsimselliği dikkate alan birim kök testleri kullanılarak durağanlık durumu incelenebilir. Son zamanlarda literatürde mevsimselliğin serinin önemli bir bileşeni olduğu ve bu bileşenin seriden ayrılmadan durağanlığının incelenmesi gerektiğini belirten çalışmalar olduğu bilinmektedir (Yıldırım vd., 2015). Zivot ve Andrews tek yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçlarına göre ise tüm serilerin $I(1)$ olduğu belirlenmiştir. Yapısal kırılma tarihleri 2009'dan 2019'a kadar geniş bir aralıkta elde edilmiştir.

Granger nedensellik analizi sonuçlarına göre; kadın intihar oranı ile doğurganlık oranı arasında %5 anlamlılık seviyesinde çift yönlü bir nedensellik ilişkisi elde edilmiştir. Dolayısıyla doğurganlık oranında bir değişim olması halinde, kadın intihar oranı bu değişimin bir nedenidir. Benzer biçimde, kadın intihar oranında bir değişim olması halinde, doğurganlık oranının bu değişimin bir nedeni olduğu kabul edilir. Diğer yandan; kadın işsizlik oranından kadın intihar oranı ve doğurganlık oranına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi elde edilmiştir. Ayrıca kadın intihar oranı, kadın işsizlik oranı ve GSYİH'nın enflasyonun bir nedeni olduğu ve bu değişkenlerden enflasyona doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu belirlenmiştir. Granger nedensellik test sonuçlarına göre, kadın intihar oranı ile kişi başına GSYİH arasında Granger anlamında nedensellik ilişkisi sözs konusu değildir. Bayrak (2018) ise çalışmasında intihardan işsizliğe doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi elde etmiştir. Literatürde intihar oranından

işsizlik oranına doğru bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığını (Atila ve Çelikkaya, 2020; Dilber ve Uysal, 2020) ve intiharın nedeninin işsizlik olduğunu (Blakely vd., 2003; Chen vd., 2010; Kposowa, 2001; Milner vd., 2014; Topbaş, 2007) destekleyen çalışmalar da mevcuttur. Ayrıca Crepet, vd, (1991) ise işsizlik ile intihar arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi olmadığını elde etmişlerdir.

Bu çalışma kadın-erkek farklılıklarını dikkate alarak kadın odaklı bir çıkarımda bulunmayı amaçlamıştır. Çalışma erkek ve toplam intihar oranları dikkate alınarak sonuçlar geliştirilebilir.

KAYNAKÇA

- Ajdacic-Gross, V., Bopp, M., Gostynski, M., Lauber, C., Gutzwiller, F., & Rössler, W. (2006). Age-PeriodCohort Analysis of Swiss Suicide Data 1881-2000. *European Archives of Psychiatry Clinical Neuroscience*, 256, 207-214.
- Aksu, M. H., Geniş, B., Geniş, Ç., & Coşar, B. (2022). Yeni Tip Koronavirüs Salgınının Psikiyatrik Hastalarda Yaşam Kalitesi ve İntihar Düşüncelerine Etkisi. *Turkish Journal of Psychiatry*, 33(3):149-157.
- Akyüz, H. E. (2018). Vektör Otoregresyon (VAR) Modeli ile İklimsel Değişkenlerin İstatistiksel Analizi, *International Journal of Engineering Research and Development*, 10 (2), 183-192.
- Altınay, Galip ve Karagöl, Erdal; (2005), Electricity Consumption and Economic Growth: Evidence From Turkey, *Energy Economics*, 27: 849-856.
- Apaydın, H., Özdemir, Ş., & Ünal, A. Z. (2016). İntihar girişiminde bulunan bireylerde bazı değişkenlerle intihar girişimi ilişkisi. *Amasya Üniversitesi İlahiyat Fakültesi Dergisi*, (6), 7-46.
- Aslan, M., & Hocaoğlu, Ç. (2014). Yaşlılarda intihar davranışı. *Psikiyatride Güncel Yaklaşımlar*, 6(3): 294-309.
- Atila, M., & Çelikkaya, S. (2020). Ekonomik Krizlerin Toplumsal İzdüşümü: Türkiye’de Yaşanan Ekonomik Krizlerin İşsizlik, Suç Ve İntihara Yansımaları. *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 11(26): 245-258.
- Bayrak, S. (2018). İşsizliğin İntihar Üzerindeki Etkileri: Türkiye İçin Bir Nedenellik Analizi. *Journal of Social Policy Conferences*, 73 (2):125-141.
- Blakely, T.A., S. C. D. Collings, J. Atkinson (2003). Unemployment and Suicide: Evidence for A Causal Association?. *Journal of Epidemiol Community Health*, 57:594-600.
- Botha F. (2012). The Economics Of Suicide In South Africa. *Department of Economics and Economic History*, 80(4):526-552.
- Bussu, A., Detotto, C., & Sterzi, V. (2013) Social Conformity and Suicide, *The Journal of Socio-Economics*, 42(Supplement C): 67-78.
- Chen, V.C., J. Chou, T. Lai and C.T. Lee (2010). Suicide and Unemployment Rate in Taiwan: A Population Based Study 1978-2006. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 45(4):75-92.
- Dilber, T., & Uysal, D. (2020). İşsizlik ve İntihar Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 16(3):729-744.
- Durğun, F., & Durğun, B. (2017). İntihar-gelir ilişkisi: Türkiye için nedensellik analizi. *Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 7(14):398-416.
- Durkheim, E. (2015). İntihar (Çev. Z. İlkelen). *Pozitif Yayınları*.

- Dündar, Ö., & Sağır, Z. (2022). Yükseköğretim Mezunlarının İntihar Davranışının Ekonomik Boyutu: Dinamik Panel Veri Analizi. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 21(1):41-58.
- Emiral, E., Arslan, Z., & Gülümser, Ş. (2020). COVID-19 pandemisi ve intihar. *ESTÜDAM Halk Sağlığı Dergisi*, 5:138-147.
- Erdem, H. F., Demirel, S. K., & Erkan, E. (2019). Genç işsizliğin intihar oranları üzerindeki olası etkisi: panel veri analizi ile bölgesel karşılaştırma. *Anadolu İktisat ve İşletme Dergisi*, 3(2):76-92.
- Fountoulakis, KN., Kawohl, W. ve Theodorakis, PN. (2014). Relationship of Suicide Rates to Economic Variables in Europe: 2000–2011. *Br J Psychiatry*, 205(6):486–96.
- Garbioğlu, A., Balcı, I., Akkaya, H., & Karbeyaz, K. (2020). Covid-19 sürecinin ruhsal etkileri ve intihar ilişkisi. *Adli tıp ve covid-19 içinde*, Editör: Toprak Ergöner A, *Türkiye Klinikleri*, 9-12.
- Güriş S.; Akay E. Ç. & Güriş, B. (2020). R ile Temel Ekonometri, Der Yayınları, İstanbul.
- Harmancı, P. (2015). Dünya’daki ve Türkiye’deki intihar vakalarının sosyodemografik özellikler açısından incelenmesi. *Hacettepe University Faculty of Health Sciences Journal*. 1(1):1-15.
- Jalles, J. T., & Andresen, M. A. (2015). The social and economic determinants of suicide in Canadian provinces. *Health economics review*, 5(1), 1-12.
- Siyret, A. Y. A. S. (2016). İşsizlik ve eğitim seviyesinin intihar üzerindeki etkisi: TÜİK verileri üzerine ampirik bir çalışma. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 14(28), 101-119.
- Kavaklı M. (2022), Türkiye’de İntiharın Sosyo-Ekonomik ve Sosyopsikolojik Belirleyicileri: Düzey 2 İçin Bir Panel Veri Çözümlemesi, Yüksek lisans tezi, Bursa.
- Kposowa, A.J. (2001). Unemployment and Suicide: A Cohort Analysis of Social Factors Predicting Suicide in the US National Longitudinal Mortality Study. *Psychological Medicine*, 31, 127-138.
- Milner A., Morrell, S., LaMontagne, A. (2014). Economically Inactive, Unemployed and Employed Suicides in Australia by Age and Sex Over A 10-Year Period: What Was The Impact of The 2007 Economic Recession?. *Int. J. Epidemiology*, 43(5):1500-1507.
- Özcan, B., Şenkaya, S., Özdin, Y., & Dinç, A. (2018). Türkiye’deki intihar vakalarının çeşitli kriterlere göre istatistiksel olarak incelenmesi. *Sosyal Politika Çalışmaları Dergisi*, 18(40): 11-34.
- Şahbaz, H. (2022). Coğrafi Bir Bakış Açısıyla 2002-2019 Döneminde Türkiye’deki İntiharlar. *Erzurum Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (15), 64-103.

- Sümer, N. (2015). Dinlerin İntihar Olgusuna Bakış Açısı (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Tarı, R. (2015) Ekonometri, 11. Baskı, Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Topbaş, F. (2007). İşsizlik ve İntihar İlişkisi: 1975-2005 VAR Analizi. Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi, 2:161-172.
- Varol, C. Z. (2019). Türkiye’de İntihar Üzerinde Etkili Olan Sosyoekonomik Faktörler: Bir Zaman Serileri Analizi (Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi). Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü. Manisa.
- Walsh, B. and D. Walsh (2011). Suicide in Ireland: The Influence of Alcohol and Unemployment. *The Economic and Social Review*, 42(1), 27-47.
- WHO (2019). Suicide in the world: global health estimates. Erişim Tarihi: 09 Ekim 2020, <https://apps.who.int/iris/handle/10665/326948>.
- WHO, 2021. Suicide worldwide in 2019: global health estimates; World Health Organization, <https://www.who.int/publications/i/item/9789240026643>.
- Yavuz, N. Ç. (2006). Türkiye’de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Testi: Yapısal Kırılma ve Nedensellik Analizi, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 7(2):162-171.
- Yıldırım, S., Ertuğrul, H. M., & Soytaş, U. (2015). Türkiye’de aylık istihdam serisinin durağanlığı: Geleneksel, yapısal kırılmalı ve mevsimsel birim kök test uygulamaları. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 15(4): 91-102.
- Yılmaz, Ö. ve Akıncı, M. (2011) , İktisadi Büyüme ile Cari İşlemler Bilançosu Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği, *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 15 (2): 363-377.

Türkiye’de Elektrik Tüketimi ve Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: MS-Granger Yaklaşımı

Funda Durgun¹

Özet

Bu çalışmada Granger nedensellik sınavasında yeni yaklaşımlardan biri olan Markov-Switching VAR modele dayanan rejimlere bağlı Granger (MS-Granger) yöntemini kullanarak elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılmıştır. Analizlerde kullanılan değişkenler doğrusal olmayıp birinci farklarında durağan çıkmışlardır. MS-Granger metodu rejimlere bağlı olarak hesaplandığından öncelikle Markov-Switching VAR (MS-VAR) modeli tahmin edilmiştir. Tahmin edilen MS-VAR modeli 2 rejimli olup gecikme uzunluğu 1 olarak tespit edilmiştir. Modele göre elde edilen rejimler düşük büyüme dönemi (1. rejim) ve yüksek büyüme dönemi (2. rejim) olarak adlandırılmıştır. Bu rejimler yardımıyla MS-Granger nedensellik sınavası tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre yüksek büyüme döneminde elektrik tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç büyüme hipotezini doğrulamaktadır. Bu bağlamda elektrik tüketimi, ekonomik büyümeye katkıda bulunmaktadır. Dolayısıyla korumacı politikaların (elektrik enerjisinin kullanımının kısıtlanması ve/ veya enerji tasarrufuna gidilmesi gibi) uygulanması ekonomik büyümeyi olumsuz yönde etkileyecektir. Ekonomik büyümeyi desteklemek için elektrik tüketimini arttırmaya yönelik teşviklerde bulunmak gerekmektedir.

Giriş

İktisadi değişkenler arasındaki sebep-sonuç ilişkisi klasik regresyon analizi uygulandığında iktisat teorilerine göre belirlenebilmektedir. Ancak bu ilişki iktisadi değişkenlerin anlaşılması güç olan (karmaşık) yapılarından dolayı mutlak bir nedenselliği ifade etmemektedir. Bundan dolayı değişkenler

1 Dicle Üniversitesi İktisadi İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü, ORCID: 0000-0001-7254-227X, funda.uncu@dicle.edu.tr

arasındaki ilişkilerin (etkileşimlerin) varlığının belirlenmesi eğer ilişki varsa bu ilişkinin yönünün (tek yönlü/ çift yönlü) tespit edilmesi gerekmektedir. Bu amaçla, durağanlık varsayımı sağlanmışken değişkenlerin birbirlerine ya da birinin diğerine sistemli/ düzenli bir etkide bulunup bulunmadığını test etmek için nedensellik sınamalarından yararlanmak gerekmektedir.

Nedensellik sınaması ilk defa Amerikalı matematikçi ve filozof Norbert Wiener (1956) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Ancak Gallerli ekonomist Clive William John Granger (1969)'ın yapmış olduğu katkılardan dolayı Granger Nedensellik Sınaması olarak anılmaktadır. Bu sınamalar doğrusal ve doğrusal olmayan² nedensellik sınamaları olarak ayrılmaktadır. MS-VAR³ (Markov rejim değişim vektör otoregresif) modeline dayalı olarak elde edilen Markov⁴ rejim⁵ değişim⁶ Granger nedensellik sınaması (MS-Granger) da bu bağlamda doğrusal olmayan nedensellik sınamalarından biridir.

Klasik nedensellik testleri, ele alınan dönem boyunca VAR modeline ait parametrelerin sabit olduğunu, buna bağlı olarak olası bir yapısal kırılma (değişim) veya konjonktürel bir dalgalanma (genişleme, daralma vb.) durumunda değişim göstermeyeceğini varsaymaktadır. Dolayısıyla parametreler herhangi bir rejim değişimi durumunda zamanla meydana gelen farklılaşmaları dikkate alamamaktadır. Bu da nedensellik ilişkisine ait sonuçların yanlış ifade edilmesine neden olabilmektedir. Bu anlamda Warne (2000) ve Psaradakis vd. (2005), VAR modelinin parametrelerin ele alınan

-
- 2 Klasik zaman serisi modelleri (Regresyon modelleri, AR, ARIMA, VAR vb.) doğrusal modeller olup değişkenler arasındaki ilişkilerin, farklı rejimlerde olsalar dahi, bütün örneklem dönemi boyunca simetrik (aynı) kaldığını varsaymaktadırlar. Ancak hem iktisadi olarak hem de finansal olarak değişkenler arasındaki ilişki gerçek hayatta asimetric (farklı) bir yapı sergilemektedir. Bu yapı hem farklı dönemlerde hem farklı durumlarda hem de farklı rejimlerde değişkenlik göstererek kırılmalara sebep olabilmektedir. Dolayısıyla doğrusal olmayan yapıları bu modellerin uygulanması güvenilir olmayan sapmalı ve sahte sonuçlara yol açabilmektedir.
 - 3 Bu konuda daha ayrıntılı bilgi için Durgun (2019) çalışmasına başvurabilirsiniz.
 - 4 Mevcut sürecin şimdiki gözlemlenen durumu ile geçmişteki durumlarının bilinmesi halinde, gelecekteki gözlemlenemeyen durumun (geçmişteki durumlardan bağımsız olarak) sadece şimdiki mevcut duruma bağlı olmasına Markov özelliği denilmektedir.
 - 5 Rejimler, ekonomide meydana gelen yapısal değişimleri temsil etmektedir. Bu değişimler; genişleme, daralma, küçülme, büyüme ya da finansal piyasalardaki (ayrı piyasası/ boğa piyasası gibi) hareketler olmakla birlikte krizler (mali/ siyasi) ve savaşlar gibi durumlar olarak kabul edilmektedir.
 - 6 Markov rejim değişim modelleri, ortalamada doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden biridir. Modelde rejimler gözlemlenemediği gibi gözlemlenemeyen stokastik bir değişken tarafından belirlenmektedir. Model, ekonomi farklı konjonktür dönemlerindeyken onların davranışlarını dikkate alarak etkin tahmincilerin elde edilmesine imkan vermektedir. Hamilton (1989) tarafından ilk olarak tek değişkenli olarak kullanılan model, Krolzig (1997) tarafından çok değişkenli durum için dönüştürülerek Markov rejim değişim vektör otoregresif (MS-VAR) model olarak literatüre kazandırılmıştır. Yöntem, Box-Jenkins (1970)'in sabit parametrelili doğrusal zaman serisi modelleme tradisyonuna alternatif olarak geliştirilmiştir (Krolzig, 2000: 2).

dönem boyunca değişebileceğini varsayarak MS-VAR modelini baz alan yeni bir Granger nedensellik sınaması geliştirmişlerdir.

Ekonometrik Yöntem

Psaradakis vd. (2005: 665-670) yaptıkları çalışmayla parametrelerde zamanla meydana gelecek değişimi, Granger nedenselliğindeki değişiklikleri gösterecek şekilde modellemişlerdir. Bununla birlikte meydana gelen bu değişikliklerin hem olasılıklı (stokastik) olduğunu hem de gözlemlenemeyen bir Markov zincirine bağlı olduğunu varsayımlardır. Böylece kalıcı bir nedensellik yerine bazı dönemlerde olan bazı dönemlerde olmayan geçici bir Granger nedenselliğini ortaya koymayı amaçlamışlardır. Markov rejim değişim Granger nedensellik sınaması, zamandaki değişimin nedensellikteki değişiklikleri doğrudan yansıttığı zamanla değişen parametrelere sahip olan bir MS-VAR modeline dayanmaktadır. Nedensellikteki değişiklikler dışsal olan bir Markov sürecinin yönettiği rastgele olaylar olarak ele alınmaktadır. Buna bağlı olarak değişikliklere ait çıkarımlar, örneklemdaki her bir gözlem için, belli bir nedensellik rejiminden gelme olasılığına göre yapılmaktadır. Böyle bir model için iki değişkenin olduğu bir durumda değişkenler arasındaki olası nedensel ilişkiye ait dört farklı rejim bulunmaktadır.

Sınamaya ait model,

$$\begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11}S_{1,t} \\ \mu_{20} + \mu_{21}S_{2,t} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} + \varphi_{11}^{(k)}S_{1,t} & \psi_1^{(k)}S_{1,t} \\ \psi_2^{(k)}S_{2,t} & \varphi_{20}^{(k)} + \varphi_{21}^{(k)}S_{2,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$t = 1, 2, \dots, T$$

$X'_t = [X_{1,t} : X_{2,t}]$ = koşullu skaler zaman serisi (Z_t) üzerinde iki değişkenli zaman serisine ait bileşenler

$\varepsilon'_t = [\varepsilon_{1,t} : \varepsilon_{2,t}]$ = $S_{1,t}$ ve $S_{2,t}$ 'den bağımsız, ortalaması sıfır ve kovaryans matrisi $S_{1,t}$ ve $S_{2,t}$ bağımlı olan beyaz gürültü süreci

$E(\varepsilon_t, \varepsilon'_t | S_t = l) = [\sigma_{ij,l}]$ = VAR modelinin dağılımına ait kovaryans matrisi $i, j = 1, 2$ ve $l = 1, \dots, 4$ için

$S_{1,t}, S_{2,t} = \{0, 1\}$ değerini alan t anında sistemin rejimini gösteren (modelin nedensellik şeklini ifade eden) gözlemlenemeyen stokastik değişkenler

$$S_t = \begin{cases} S_{1,t} = 1 & \text{ve } S_{2,t} = 1 & \text{ise } 1 \\ S_{1,t} = 0 & \text{ve } S_{2,t} = 1 & \text{ise } 2 \\ S_{1,t} = 1 & \text{ve } S_{2,t} = 0 & \text{ise } 3 \\ S_{1,t} = 0 & \text{ve } S_{2,t} = 0 & \text{ise } 4 \end{cases} \quad \begin{array}{l} \text{rejim göstergelerinin alternatif} \\ \text{durumları} \end{array}$$

şekindedir (Warne, 2000: 7; Psaradakis vd., 2005: 669; Droumaguet vd., 2016: 804).

Rejim göstergelerinin sınamanın modeline göre alternatif durumlarının gösterimi,

$$S_t = 1 \text{ için } \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11} \\ \mu_{20} + \mu_{21} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} + \varphi_{11}^{(k)} & \psi_1^{(k)} \\ \psi_2^{(k)} & \varphi_{20}^{(k)} + \varphi_{21}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$S_t = 2 \text{ için } \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} \\ \mu_{20} + \mu_{21} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} & 0 \\ \psi_2^{(k)} & \varphi_{20}^{(k)} + \varphi_{21}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$S_t = 3 \text{ için } \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11} \\ \mu_{20} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} + \varphi_{11}^{(k)} & \psi_1^{(k)} \\ 0 & \varphi_{20}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

$$S_t = 4 \text{ için } \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} \\ \mu_{20} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} & 0 \\ 0 & \varphi_{20}^{(k)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-k} \\ X_{2,t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

şekindedir (Psaradakis vd., 2005: 669-670).

Burada t zamanındaki rejim, -1 zamanında geçerli olan rejimin olasılığına bağlı olarak belirlenmektedir. Buna bağlı olarak rejim değişimlerinin $p_{ij}^{(l)} = P(S_{t,l+1} = j | S_{t,l} = i)$, $i, j = 0, 1; l = 1, 2$ geçiş olasılıkları ile 1. mertebeden Markov zincirine tabi olduğu varsayılmaktadır.

Sınamaya ait hipotezler,

$\psi_1^{(1)}, \dots, \psi_1^{(q)}$ parametrelerinden en az (\exists) bir tanesi sıfırdan farklı ise

H_0 : $S_{1,t} = 0$ ($S_t = 2$ veya $S_t = 4$) rejiminde $X_{2,t}$, $X_{1,t}$ 'nin Granger nedeni değildir

H_1 : $S_{1,t} = 1$ ($S_t = 1$ veya $S_t = 3$) rejiminde $X_{2,t}$, $X_{1,t}$ 'nin Granger nedenidir

$\psi_2^{(1)}, \dots, \psi_2^{(q)}$ parametrelerinden en az (\exists) bir tanesi sıfırdan farklı ise

H_0 : $S_{2,t} = 0$ ($S_t = 3$ veya $S_t = 4$) rejiminde $X_{1,t}$, $X_{2,t}$ 'nin Granger nedeni değildir

$H_1: S_{2,t} = 1 (S_t = 1 \text{ veya } S_t = 2)$ rejiminde $X_{1,t}, X_{2,t}$ 'nin Granger nedenidir şeklindedir (Warne, 2000: 7; Psaradakis vd., 2005: 670).

Sınamaya ait test istatistiğinin olasılık değeri kritik değerin olasılık değerinden büyük ise H_0 reddedilememektedir (nedensellik yoktur). Test istatistiğinin olasılık değeri kritik değerin olasılık değerinden küçük ise H_1 reddedilememektedir (nedensellik vardır).

Sınama, örnek nedenselliğinde kırılma ve kırılma zamanları gibi bir çok değişikliğe izin vermesi bakımından, nedensellikteki değişiklikleri hassasiyetle parametrelendirdikten sonra anlamlılıklarını ($\psi_1^{(k)}$ ve/veya $\psi_2^{(k)}$, nin sıfıra eşit olup olmadığı ile) test edebilmesi açısından ve örneklem döneminde nedensellikte meydana gelen değişikliklerin gerçekleştiği tarihler hakkında olasılıklı çıkarsamalar yapması bakımından klasik nedensellik testlerine göre daha güçlü ve daha kullanışlı bir yöntem olarak tercih edilmektedir (Psaradakis vd., 2005: 671; Büyükyılmaz, 2015: 49).

Markov rejim değişim Granger nedensellik sınavasının tahmin edilebilmesi için öncelikle doğrusal olmamayı test eden sınamalarla serilerin doğrusal olup olmadığı belirlenmelidir. Sonraki aşamada durağanlık şartının sağlanıp sağlanmadığının tespiti için birim kök sınamalarının yapılması gerekmektedir. Arkasından MS-VAR modeli tahmin edilerek rejimlerle uyumlu olacak şekilde MS-Granger nedensellik sınavasının uygulamasına geçilmektedir.

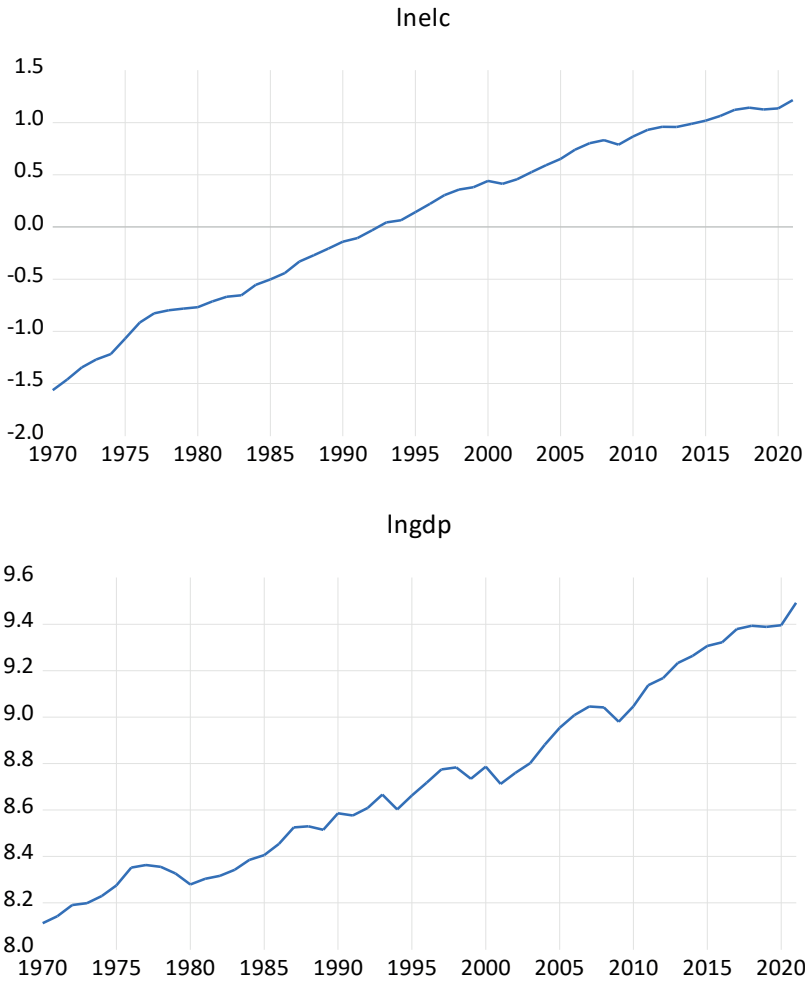
Veri ve Analiz

MS-Granger nedensellik sınavasının uygulaması için elektrik tüketimi verileri TEİAŞ (Türkiye Elektrik İletim Anonim Şirketi) istatistiklerinden kişi başına GSYİH verileri ise Dünya Bankası Dünya Gelişim Göstergelerinden elde edilmiştir. Araştırma, 1970-2021 dönemini kapsayan yıllık veri setinden oluşmaktadır. Verilerin logaritmaları alınarak sırasıyla *lnelc* ve *lngdp* olarak isimlendirilmişlerdir. Analizlerden önce serilere ait tanımlayıcı istatistiklere yer verilmiştir. Analizlerde ilk olarak doğrusallığı sınamak için Di Sanzo (2009) tarafından geliştirilmiş olan Markov rejim değişim spesifik doğrusallık sınavası ile birlikte BDS (Brock, Dechert ve Scheinkman) doğrusal olmama testi yapılmıştır. Sonrasında hem doğrusal ADF (Arttırılmış Dickey-Fuller) hem de doğrusal olmayan LNV (Leybourne-Newbold-Vougas,) birim kök testleriyle serilerin durağanlıkları test edilmiştir. MS-VAR modeli tahmin edilerek MS-Granger nedensellik sınavası uygulanmıştır.⁷

7 İsteğe ve/veya şartların uygunluğuna göre MS-ADE, MS-VECM ve etki tepki analizlerine de yer verilebilmektedir ancak burada değinilmemiştir.

Literatürde enerji-büyüme ilişkileri incelendiğinde dört hipotez ortaya çıkmaktadır. Enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik büyüme hipotezinin, ekonomik büyümeden enerji tüketimine doğru tek yönlü nedensellik koruma hipotezinin, enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik geri besleme hipotezinin ve enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında nedensellik ilişkisinin olmaması ise yansızlık hipotezinin doğrulandığını göstermektedir (Ozturk, 2010: 340-341). Elde edilen sonuca göre uygulanabilecek politikalar değişmektedir.

Değişkenlere ait grafikler Şekil 1'de ve tanımlayıcı istatistikler ise Tablo 1'de verilmiştir.



Şekil 1. Değişkenlere ait Grafikler

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

	<i>lnelc</i>	<i>lngdp</i>
Ortalama	0.0701	8.7271
Standart Sapma	0.8152	0.3955
Çarpıklık	-0.3182	0.3250
Basıklık	1.8855	1.9377
Jarque-Bera	3.5688 (0.1678)	3.3603 (0.1863)

%5 önem düzeyinde normal dağılım sergileyen değişkenlerin standart sapma değerleri birbirine uzaktır.

Değişkenlerin doğrusal olup olmama sınamalarına ait test istatistikleri Tablo 2, Tablo 3 ve Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 2. *lnelc* Serisi için BDS Testi

Boyut	BDS İstatistiği	Standart Hata	z-istatistiği	p Değeri
2	0.2047	0.0062	32.7349	0.0000
3	0.3475	0.0100	34.7016	0.0000
4	0.4471	0.0120	37.2480	0.0000
5	0.5182	0.0125	41.1437	0.0000
6	0.5700	0.0122	46.6157	0.0000

Tablo 3. *lngdp* Serisi için BDS Testi

Boyut	BDS İstatistiği	Standart Hata	z-istatistiği	p Değeri
2	0.1778	0.0066	26.8983	0.0000
3	0.2973	0.0106	27.9980	0.0000
4	0.3757	0.0127	29.4146	0.0000
5	0.4291	0.0134	31.9077	0.0000
6	0.4649	0.0131	35.4823	0.0000

Tablo 4. *lnelc* ve *lngdp* Serileri için Di Sanzo Testi

Değişken	p Değeri
<i>lnelc</i>	0.0000
<i>lngdp</i>	0.0000

Hem BDS sınavasının istatistiklerine bakıldığında hem de Di Sanzo sınavasının (Markov rejim değişim spesifik doğrusallık sınavasının) istatistiklerine bakıldığında %5 önem düzeyinde her iki serinin de doğrusal olmadıkları tespit edilmiştir. Durağanlığın belirlenmesi için birim kök testlerine geçilmiştir.

Doğrusal birim kök sınavalarına ait istatistikler Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5. ADF Birim Kök Testi

	Sabitli ve Trendli I(0)	Sabitli ve Trendli I(1)
<i>lnelc</i>	-1.7825	-5.5487***
<i>lngdp</i>	-1.9049	-6.7676***

*Not: ***, %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.*

Geleneksel birim kök testlerinden ADF sınavasının sabitli ve trendli modeline ait istatistiklere bakıldığında her iki serinin de %1 önem düzeyinde 1. farkında durağan olduğu tespit edilmiştir. Serilerin yapısı doğrusal olmadığı için doğrusal olmayan birim kök testlerine de bakmak gerekmektedir.

Doğrusal olmayan birim kök sınavalarına ait istatistikler Tablo 6'da verilmiştir.

Tablo 6. LNV Birim Kök Testi

	Model B I(0)	Model B I(1)
<i>lnelc</i>	-3.2430	-5.7669**
<i>lngdp</i>	-3.6372	-6.8892***

Not: %10, %5 ve %1 düzeyindeki kritik değerler sırasıyla -4.636, -5.053 ve -5.770'tir.

*** , *** , sırasıyla %5 ve %1 düzeyinde anlamlılığı göstermektedir.*

LNV sınavasının istatistiklerine bakıldığında trendli modeli temsil eden Model B için %5 önem düzeyinde her iki serinin de 1. farkında durağan olduğu tespit edilmiştir. Serilerin 1. farkı alınarak MS-VAR modeli uygulanmıştır.

MS-VAR modeli için tahmin edilen uygun model Tablo 7'de verilmiştir.⁸

8 Uygun modelin seçiminde AIC model seçim kriteri dikkate alınmıştır.

Tablo 7. MS-VAR Modeli için Tahmin Edilen Uygun Model

	MSIAH(2)-VAR(1)	DOĞRUSAL VAR
Log-Like.	225.7779	203.3056
AIC	-8.2311	-7.7722
HQ	-7.9399	-7.6412
SC	-7.4663	-7.4281
LR	linearity test: 44.9447 χ^2 (9)=[0.0000] χ^2 (11)=[0.0000]	
Davies p	DAVIES=[0.0000]	

LR sınavasına ait test istatistiği %5 önem düzeyinde χ^2 tablo değerinden büyük olduğundan MS-VAR modeli ile elde edilen parametre tahminleri istatistiksel olarak anlamlıdır. Tahmin edilen MSIAH(2)-VAR(1) modeli,

$$\begin{aligned} \text{Rejim 1 için} \quad & \Delta \ln elc_t = v_1 + A_{11} \Delta \ln elc_{t-1} + u_t \\ & \Delta \ln gdp_t = v_1 + A_{11} \Delta \ln gdp_{t-1} + u_t \\ \text{Rejim 2 için} \quad & \Delta \ln elc_t = v_2 + A_{12} \Delta \ln elc_{t-1} + u_t \\ & \Delta \ln gdp_t = v_2 + A_{12} \Delta \ln gdp_{t-1} + u_t \end{aligned}$$

şeklinindedir.

MS-VAR modeline ait tahmin sonuçları Tablo 8'de verilmiştir.

Tablo 8. MS-VAR Modelinin Katsayıları

	Rejim 1 - Düşük Büyüme		Rejim 2 - Yüksek Büyüme	
	$\Delta \ln elc_t$	$\Delta \ln gdp_t$	$\Delta \ln elc_t$	$\Delta \ln gdp_t$
<i>Sabit</i>	0.0310 (0.0083) [3.7502]	0.0274 (0.0109) [2.5131]	0.0554 (0.0273) [2.0322]	0.0489 (0.0047) [10.3379]
$\Delta \ln elc_{t-1}$	0.3960 (0.1702) [2.3267]	-0.1823 (0.2241) [-0.8137]	0.6148 (0.4137) [1.4863]	0.2308 (0.0717) [3.2206]
$\Delta \ln gdp_{t-1}$	-0.1725 (0.1682) [-1.0263]	0.1580 (0.2220) [0.7120]	0.0311 (0.4233) [0.0735]	-0.1306 (0.0733) [-1.7822]

Not: Parantez içerisindeki değerler katsayıların tahminlerine ait standart hataları, köşeli parantezler t istatistiklerini göstermektedir.

MS-VAR modeline ait tahmin sonuçları dikkate alındığında, $t-1$ döneminde $\Delta nrel_t$ 'de iken t döneminde $\Delta ngdp_t$ 'de bulunmaya ait katsayılar yüksek büyüme rejiminde istatistiksel olarak anlamlıdır.

Tahmin edilen modelin hata terimine ait sınamaları Tablo 9'da verilmiştir.

Tablo 9. MS-VAR Modelinin Hata Terimine ait Testler

	Rejim 1 - Düşük Büyüme		Rejim 2 - Yüksek Büyüme	
	$\Delta nrel_t$	$\Delta ngdp_t$	$\Delta nrel_t$	$\Delta ngdp_t$
Serilere ait Standart H. (σ)	0.0306	0.0404	0.0412	0.0071
Otokorelasyon ($P - \chi^2$)	χ^2 (20) 20.2184 [0.4443]			
Normallik ($N - \chi^2$)	χ^2 (4) 3.6597 [0.4540]			
Değişen Varyans ($H - \chi^2$)	χ^2 (12) 7.3582 [0.8331]	F(12,108) 0.5430 [0.8820]		
Değişen Varyans-X ($H - \chi^2$)	χ^2 (15) 10.7988 [0.7667]	F(15,110) 0.6492 [0.8277]		

Not: Köşeli parantez içindeki değerler p (olasılık) değerlerini göstermektedir.

Hata terimlerine ait test sonuçlarına bakıldığında %5 önem düzeyinde otokorelasyonsuz olma normal dağılıma tabi olma ve sabit varyanslı olma varsayımlarının sağlandığı görülmektedir.

Tahmin edilen modele göre rejimlerin geçiş olasılıkları Tablo 10'da verilmiştir.

Tablo 10. MS-VAR Modelinin Rejim Geçiş Olasılıkları

Rejim Geçiş Olasılıkları	Düşük Büyüme Rejimi	Yüksek Büyüme Rejimi
Düşük Büyüme Rejimi	0.8645	0.1355
Yüksek Büyüme Rejimi	0.8714	0.1286

Düşük büyüme rejiminin kalıcılığı yüksek bulunurken (%86.45) yüksek büyüme rejiminin kalıcılığı oldukça küçük bulunmuştur (%12.86). t döneminde düşük büyüme rejimindeyken $t+1$ döneminde yüksek büyüme rejimine geçme olasılığı %13.55 iken t döneminde yüksek büyüme rejimindeyken $t+1$ döneminde düşük büyüme rejimine geçme olasılığı %87.14 olarak tespit edilmiştir.

Tahmin edilen modele göre rejimlerin ortalama kalıcılık süreleri Tablo 11'de verilmiştir.

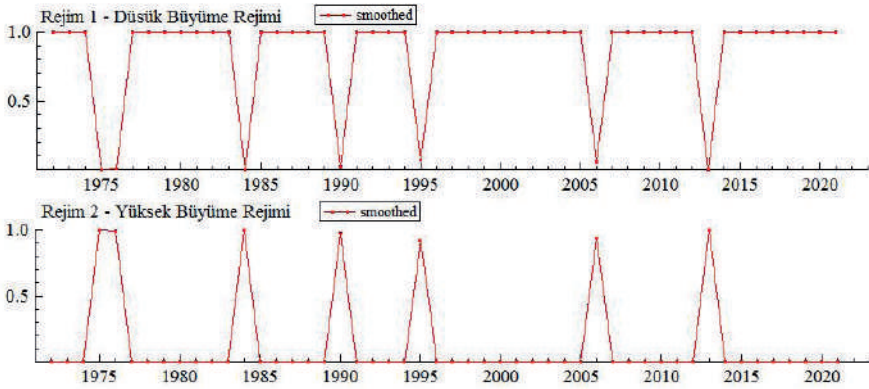
Tablo 11. MS-VAR Modeli için Rejimlerin Ortalama Kalıcılık Süresi

Rejimde Kalma Süresi	Toplam Süre (Yıl)	Ortalama Süre (Yıl)
Düşük Büyüme Rejimi	43.2	7.38
Yüksek Büyüme Rejimi	6.8	1.15

Düşük büyüme rejiminin geçerli olduğu dönem 43.2 yıl iken düşük büyüme rejiminde ortalama kalma süresi 7.38 yıldır. Yüksek büyüme rejiminin geçerli olduğu dönem ise 6.8 yıl iken yüksek büyüme rejiminde ortalama kalma süresi 1.15 yıl olarak belirlenmiştir.

Düşük büyüme ve yüksek büyüme rejim dönemleri için düzleştirilmiş geçiş olasılıkları Şekil 2'de verilmiştir.

Şekil 2. Rejimlere ait Düzleştirilmiş Geçiş Olasılıkları



MS-VAR modeline ait tahmin sonuçları dikkate alındığında $t-1$ döneminde $\Delta \ln elc$ 'de iken t döneminde $\Delta \ln gdp$ 'de bulunmaya ait katsayı yüksek büyüme rejiminde istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu durum $\Delta \ln elc$ 'nin geçmiş değerlerinin $\Delta \ln gdp$ 'nin gelecek değerleri hakkında bilgi verebileceğini ve buna bağlı olarak da bir nedensellik ilişkisinin bulunabileceğini ima etmektedir. Dolayısıyla nedenselliğin tespit edilebilmesi için MS-Granger nedensellik sınamasına başvurulmuştur.

Sınama, nedensellikte meydana gelen değişimleri dışsal olan bir Markov sürecinin yönettiği rastgele olaylar olarak ele almaktadır. Bu bağlamda

değişikliklerle ilgili çıkarımları, örnekleme bulunan her bir gözlemin, belirli bir nedensellik rejiminden gelme olasılığına dayandırarak yapmaktadır.

Sınamanın modeli,

$$\begin{bmatrix} \Delta \ln elc_t \\ \Delta \ln gdp_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{10} + \mu_{11}S_{1,t} \\ \mu_{20} + \mu_{21}S_{2,t} \end{bmatrix} + \sum_{k=1}^q \begin{bmatrix} \varphi_{10}^{(k)} + \varphi_{11}^{(k)}S_{1,t} & \psi_1^{(k)}S_{1,t} \\ \psi_2^{(k)}S_{2,t} & \varphi_{20}^{(k)} + \varphi_{21}^{(k)}S_{2,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \ln elc_{t-k} \\ \Delta \ln gdp_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix}$$

şeklinindedir.

Sınamanın hipotezleri,

H_0 : Düşük büyüme rejiminde $\Delta \ln gdp_t$ 'den $\Delta \ln elc_t$ 'ye nedensellik yoktur

H_1 : Düşük büyüme rejiminde $\Delta \ln gdp_t$ 'den $\Delta \ln elc_t$ 'ye nedensellik vardır

H_0 : Yüksek büyüme rejiminde $\Delta \ln gdp_t$ 'den $\Delta \ln elc_t$ 'ye nedensellik yoktur

H_1 : Yüksek büyüme rejiminde $\Delta \ln gdp_t$ 'den $\Delta \ln elc_t$ 'ye nedensellik vardır

H_0 : Düşük büyüme rejiminde $\Delta \ln elc_t$ 'den $\Delta \ln gdp_t$ 'ye nedensellik yoktur

H_1 : Düşük büyüme rejiminde $\Delta \ln elc_t$ 'den $\Delta \ln gdp_t$ 'ye nedensellik vardır

H_0 : Yüksek büyüme rejiminde $\Delta \ln elc_t$ 'den $\Delta \ln gdp_t$ 'ye nedensellik yoktur

H_1 : Yüksek büyüme rejiminde $\Delta \ln elc_t$ 'den $\Delta \ln gdp_t$ 'ye nedensellik vardır
şeklinindedir.

Tahmin edilen MS-VAR Modeli için MS-Granger Nedensellik Sınamasına ait sonuçlar Tablo 12'de verilmiştir.

Tablo 12. MS-Granger Nedensellik Testi

	Düşük Büyüme Rejimi	Yüksek Büyüme Rejimi
$\Delta \ln gdp_t \rightarrow \Delta \ln elc_t$	1.0533 [0.3047]	0.0054 [0.9414]
$\Delta \ln elc_t \rightarrow \Delta \ln gdp_t$	0.6621 [0.4158]	10.3724 [0.0013]

Not: Köşeli parantez içindeki değerler p (olasılık) değerlerini ifade etmektedir.

Nedenselliğin belirlenebilmesi için gecikmeli parametrelere kısıt konularak Wald sınaması yapılmıştır. %5 önem düzeyinde anlamlılıklara bakıldığında yüksek büyüme rejiminde $\Delta \ln elc_t$ 'den $\Delta \ln gdp_t$ 'ye yönelik nedensellik ilişkisinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuç büyüme hipotezini desteklemektedir. Bir başka deyişle elektrik tüketimindeki artışlar ekonomik büyümeye öncülük etmektedir.

Sonuç

Bu çalışmada elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenler 1. farklarında durağan olup doğrusal olmama özelliği sergilemişlerdir. Bu bağlamda yapılmış olan Di Sanzo Markov rejim değişim spesifik doğrusallık sınaması değişkenlerin MS-VAR modeli ile tahmin edilmesine uygun olduğunu göstermiştir. 2 rejimli model için gecikme uzunluğu 1 olan MS-VAR modeli genel olarak iyi sonuç vermiştir. MS-VAR modeli ile tahmin edilen rejimler, düşük ve yüksek büyüme dönemleri olarak adlandırılmıştır. Sonraki aşamada değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini belirlemek amacıyla rejimlere bağlı olarak hesaplanan MS-Granger nedensellik sınamasına başvurulmuştur. Analiz sonuçlarına göre %5 önem düzeyinde anlamlılıklara bakıldığında yüksek büyüme rejiminde $\Delta \ln elc_t$ 'den $\Delta \ln gdp_t$ 'ye yönelik nedensellik ilişkisinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Büyüme hipotezinin doğrulanması elektrik tüketiminin ekonomik büyümeye katkıda bulunacağını ima etmektedir. Bu durumda elektrik enerjisi kullanımının kısıtlanmasının veya enerji tasarrufu gibi koruma politikalarının ekonomik büyümeye olumsuz etkisi olacaktır. Elektrik tüketiminin ekonomik büyümeye neden olduğunun kanıtlanması politika yapıcılarını elektrik tüketimini artırma yönünde teşvik edecektir.

Elektrik tüketiminin arttırılması bazı sakıncaları da ortaya çıkarmaktadır. Elektrik üretiminde ithal kaynakların payının yüksek olması cari açık sorununu gündeme getirmektedir. Nükleer enerji santrallerinin henüz faaliyete girmemiş olması, yenilenebilir enerji kullanımının düşük kalması ve uzun vadede çevreye zararı olabilecek hidroelektrik santrallerinin kullanımının düşürülebilmesi çevre ve sürdürülebilirlik açısından tehdit oluşturmaktadır. Çevre politikaları bu tehditleri ortadan kaldıracak şekilde dizayn edilmelidir. Elektrik enerjisi kullanımındaki artışla birlikte enerji verimliliğinde de artış sağlanması gerekmektedir. Bu sayede elektrik tüketimi arttırılmadan hasıla düzeyi yükseltilebilecektir. Fosil yakıtlı araçların kullanımı azaltılmalı, elektrikli araçların kullanımı teşvik edilmelidir. Toplu taşımada temiz enerjili araçların oranı arttırılmalıdır.

KAYNAKÇA

- Box, G., Jenkins, G. (1970). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Holden-Day, San Francisco.
- Büyükyılmaz, A. (2015). “Markov Rejim Değişimli Vektör Otoregresif Modeller Ve Doğrusal Olmayan Nedensellik Analizi: OECD Ülkelerinde Yenilenebilir Enerji Tüketimi, Co2 Emisyonu Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki İçin Bir Uygulama” (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Akdeniz Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Antalya
- Di Sanzo S. (2009). “Testing for Linearity in Markov Switching Models: A Bootstrap Approach”. *Statistical Methods and Applications*, 18(2), 153–168.
- Droumaguet, M., Warne, A., Woźniak, T. (2016). “Granger Causality and Regime Inference in Markov Switching VAR Models with Bayesian Methods”. *Journal of Applied Econometrics*, 32(4), 802–818.
- Durgun, F. (2019). *Türkiye’de Döviz ve Hisse Senedi Getirileri Arasındaki İlişki: MS-Var Yaklaşımı*. (Yayımlanmamış Doktora Tezi). Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Erzurum.
- Granger, C. W. J., (1969). “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross - Spectral Methods”. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- Hamilton, J. D. (1989). “A New Approach to The Economic Analysis of Nonstationary Time Series and The Business Cycle”. *Econometrica*, 57(2), 357–384.
- Krolzig, H. M. (1997). *Markov Switching Vector Autoregressions. Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer.
- Krolzig H. M. (2000). “Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes, Oxford University”. *Working Paper 2000W31*.
- Leybourne, S., Newbold, P., Vougas, D. (1998). Unit Roots And Smooth Transitions, *Journal of Time Series Analysis*, 19(1), 83-96.
- Ozturk, I. (2010). A literature survey on energy–growth nexus. *Energy Policy*, 38(1), 340-349.
- Psaradakis Z., Ravn M., Sola M. (2005). “Markov Switching Causality and Money-Output Relationship”. *Journal of Policy Modeling*, 20, 665-683.
- Warne A. (2000). “Causality and Regime Inference in a Markov Switching VAR”. *Sveriges Riksbank*, 1-41.
- Wiener, N. (1956). *The Theory of Prediction*. E.F Beckenbach (Ed.). Modern Mathematics for Engineers. New York: McGraw-Hill.

Enflasyon ile Tüketici Kredisi Faiz Oranları Arasındaki İlişkinin Toda-Yamamoto Nedensellik Yöntemi ile Analizi: Türkiye Örneği

Emre Ürkmez¹

Özet

İktisadi faaliyetlerin izlenmesinde enflasyon ile faiz oranları iki önemli makroekonomik değişkendir. Para politikası yapımcıları, enflasyonu kontrol etmek için faiz oranlarında değişikliğe gidebilirler. Yüksek faiz oranları, kredi maliyetlerini arttırarak tüketici harcamalarını ve yatırımları azaltabilir, böylece enflasyonu düşürebilir. Diğer taraftan düşük enflasyon oranları, ekonomide deflasyon riskini arttırabilir ve tüketicileri harcama yapmaktan alıkoyabilir. Bu durumda, para politikası yapımcıları faiz oranlarını düşürebilir ve tüketici harcamalarını arttırabilir. Bu çalışma, 2004 – 2022 yılları arası aylık veriler kullanılarak Türkiye’de enflasyon oranları ile tüketici kredisi faiz oranları arasındaki ilişkisi Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi yöntemi ile incelenmiştir. Ampirik bulgular, enflasyon oranları ile faiz oranları arasında her iki yönde de bir nedensellik ilişkisi olmadığını göstermektedir. Türkiye’de enflasyon oranları ile tüketici kredisi faiz oranları arasında nedensellik ilişkisinin olmamasının birkaç nedeni olabilir. Merkez bankasının uyguladığı para politikasının etkinliğinin azalması ve ülkenin yüksek risk priminden kaynaklı enflasyon düşük olsa bile tüketici kredisi faiz oranlarının yüksek olmasıdır. Ayrıca, enflasyon ile tüketici kredisi faiz oranları arasında doğrusal bir ilişkinin olmaması da olabilir.

1. GİRİŞ

Enflasyon ve faiz oranları, makroekonomik göstergeler olarak iktisadi faaliyetlerin izlenmesinde kullanılan iki önemli değişkendir. Enflasyon, fiyatlar genel düzeyindeki artışı ifade ederken, faiz oranları ise borçlanma maliyetini ve yatırım getirisini etkileyen bir değişkendir. Bu nedenle, enflasyon

1 Dr. Öğr. Üyesi, Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, emre.urkmez@erdogan.edu.tr, ORCID ID. <https://orcid.org/0000-0002-2171-5027>

ile faiz oranları arasındaki ilişki ekonomik politikaların belirlenmesinde ve uygulanmasında önemli bir rol oynamaktadır (Romer, 2000; Cologni ve Manera, 2008). Bu konuda yapılan araştırmalar, enflasyon ile faiz oranları arasında karşılıklı nedensellik ilişkisinin olduğunu göstermektedir. Genel olarak yüksek enflasyon oranları, yüksek faiz oranlarına neden olurken, yüksek faiz oranları da enflasyonu düşürmeye yardımcı olur. Birçok ekonomist, enflasyonu düşürmek için faiz oranlarını yükseltmenin uygun bir politika olduğunu savunurken, bazıları ise faiz oranlarının yükseltilmesinin ekonomik büyüme üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olabileceğini ve işsizlik oranlarını arttırabileceğini düşünmektedir. Bu nedenle, enflasyon ile faiz oranları arasındaki ilişki ekonomik politikalarının belirlenmesinde dikkate alınması gereken önemli bir faktördür (Barro, 1989; Havi ve Enu, 2014).

Enflasyon ile faiz oranları arasındaki ilişki iktisat literatüründe uzunca bir süre çalışılmaktadır. Enflasyon oranları ile faiz oranları arasındaki ilişkinin teorik temelleri Fisher (1930) tarafından “Gelir Harcama Sabırsızlığı ve Yatırım Fırsatı Tarafından Belirlenen Faiz Teorisi” isimli çalışmasındaki Fisher hipotezine dayanmaktadır. Bu hipoteze göre, reel faiz oranları sabit tutulduğunda, enflasyon oranları ile nominal faiz oranları arasında ters bir ilişki vardır. Örneğin enflasyon oranları yükseldiğinde nominal faiz oranları da yükselir.

Fisher (1930) çalışmasında, nominal faiz oranları ile reel faiz oranları arasındaki ilişkiyi açıklamaya çalışmıştır. Enflasyonun yüksek olduğu dönemlerde nominal faiz oranlarının da yüksek olduğunu fakat reel faiz oranlarının da düşük olduğunu gözlemiştir. Buna karşılık, enflasyonun düşük olduğu dönemlerde nominal faiz oranları da düşükken reel faiz oranları yüksek olmuştur. Bu gözlemler, Fisher’ın faiz oranları ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi açıklamasına yardımcı olmuştur.

Enflasyon ile nominal faiz oranları arasındaki ilişkinin yatırımcıların beklediği enflasyon oranlarına dayalıdır (Kandel vd., 1996). Nominal faiz oranlarının, beklenen enflasyon oranının üzerinde olduğu dönemlerde reel faiz oranlarının yüksek olması beklenir. Bu durumda, yatırımcılar beklenen enflasyonu dikkate alarak nominal faiz oranlarının yüksek olmasını talep ederler. Beklenen enflasyon oranının nominal faiz oranından yüksek olduğu durumlarda ise, reel faiz oranı negatif olur ve yatırımcılar getiri kaybı yaşarlar. Enflasyon oranları ile faiz oranları arasındaki ilişkinin karmaşık ve dinamik olduğu yapılan çalışmalarla ortaya konulmuştur. Bu nedenle, para politikası yapımcıları ve yatırımcılar, enflasyon ve faiz oranlarının etkilerini dikkate alarak karar vermeleri gerekmektedir (Crowder ve Hoffman, 1996; Dotsey vd., 1999; Anari ve Koleri, 2016).

Yukarıdaki açıklamalar üzerine bu çalışmanın temel amacı Türkiye’de enflasyon oranları ile tüketici kredisi faiz oranları arasındaki nedensellik ilişkisini incelemektir. Bu amaçla çalışmada enflasyon oranları ile tüketici kredisi faiz oranları arasında nedensellik ilişkisinin olup olmadığı ampirik olarak test edilecektir. Bu kapsamda giriş bölümünün ardından ikinci bölümde ilgili literatür çalışmaları özetlenmiştir. Üçüncü bölümde modelde kullanılacak veri seti tanımlanmıştır. Dördüncü bölümde ekonometrik yöntemlere yer verilmiştir. Beşinci bölümde ampirik bulgular tartışılmış ve altıncı bölümde sonuçlar değerlendirilmiştir.

2. LİTERATÜR ÖZETİ

Literatürde enflasyon oranları ile faiz oranları arasındaki ilişkiyi inceleyen çok sayıda çalışma vardır. Bu çalışmaların büyük çoğunluğu, enflasyon oranlarının faiz oranlarını etkilediğini gösteren bir nedensellik ilişkisi olduğunu ortaya koymuştur. Ancak, bu ilişki tek yönlü değildir ve bazı çalışmalar faiz oranlarının da enflasyon oranları üzerinde bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Ayrıca, enflasyon ile faiz oranları arasında nedensellik ilişkisi olmayan az sayıda çalışmada mevcuttur. Bu çalışmada gelişmiş veya gelişmekte olan ülke ayrımı yapılmaksızın söz konusu nedensellik ilişkileri tek veya çift yönlü olması durumuna göre özetlenmiştir.

Bu kısımda tek yönlü nedensellik ilişkisi elde eden çalışmalar ele alınmıştır. Romer ve Romer (1989) çalışmasında, 1948-1987 yılları arası ABD ekonomisi için enflasyon ile faiz oranları arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Ampirik bulgular enflasyonun faiz oranlarını etkilediği ve bu ilişkinin tek yönlü olduğunu elde etmişlerdir. Bu bulgular Mishkin (1992), Lee (1992) ve Erdem vd. (2007) çalışmaları tarafından da desteklenmektedir. Karahan ve Yılmaz (2017) çalışmasında, 2002-2016 yılları arası Türkiye’deki enflasyon ve faiz oranları arasındaki nedensellik ilişkisini incelemişlerdir. Çalışmada enflasyonun faiz oranlarını etkilediğini ancak faiz oranlarının enflasyonu etkilemediğini tespit etmişlerdir. Benzer sonuçlar Doğan vd. (2016), Gedik (2021) ve Baktemur (2021) çalışmaları tarafından da elde edilmiştir.

Fischer (1977) çalışmasında, enflasyon oranlarının yanı sıra faiz oranlarının da para talebi üzerinde etkili olduğunu ve bu nedenle enflasyonun faiz oranları üzerindeki etkisinin tek yönlü olmadığını bulmuştur. Bu bulgular Bello vd. (2013) ve Pimentel ve Choudhry (2014) çalışmaları tarafından da enflasyon ile faiz oranları arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu elde etmişlerdir. Enflasyon ve faiz oranları arasında herhangi bir yönde nedensellik ilişkisi bulmayan az sayıda çalışmada mevcuttur. Bunlardan Taylor (1993) çalışmasında 1984-1992

yılları arası enflasyonun yüksek olduğu dönemlerde, merkez bankalarının faiz oranlarını arttırarak enflasyonu kontrol etmeye çalıştığını ve bu nedenle enflasyonun faiz oranları üzerindeki etkisinin olumsuz olduğunu elde etmiştir. Yenice ve Yenisu (2019) çalışmasında, 2003-2018 dönemleri arasında Türkiye’deki döviz kuru, enflasyon ve faiz oranları arasındaki nedensellik ilişkisini incelemişlerdir. Çalışma sonucunda kısa dönemde faiz oranlarından enflasyona doğru ve enflasyondan faiz oranlarına doğru herhangi bir nedensellik ilişkisi bulamamışlardır.

Bazı çalışmalarda Fisher hipotezinin geçerli olup olmadığı ampirik olarak test etmişlerdir. Bu çalışmalardan Peng (1995), 1957-1994 dönemleri arası beş büyük sanayi ülkesinde enflasyonun faiz oranlarını nasıl etkilediğini ve bunun ne kadar süreceğini incelemiştir. Çalışmada enflasyonun faiz oranları üzerinde kısa vadeli bir etkiye sahip olduğunu ve Fisher hipotezine uyduğunu bulmuştur. Dutt ve Ghosh (1995), MacDonald ve Murphy (2006), Carneiro vd. (2010), Güriş ve Yaşgöl (2014), Kasman vd. (2014) ve Dritsaki (2017) çalışmaları da Fisher hipotezinin bütünüyle veya kısmen geçerli olduğunu elde etmişlerdir.

Bu çalışma, 2004-2022 dönemleri arası enflasyon oranları ile tüketici kredisi faiz oranları arasındaki nedensellik ilişkisi analiz edilmiştir. Türkiye’de son yıllarda Merkez Bankası para politikalarının etkinliğinin azaldığı görülmektedir. Merkez Bankası tarafından belirlenen politika faizinin enflasyonun oldukça altında kalması bu iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü ve etkileşimini etkileyebilir. Bu durumdan yola çıkarak çalışmada uzun bir dönem boyunca aylık veriler kullanılarak enflasyon ile faiz oranları arasındaki dinamik etkileşim incelenmiş ve literatüre katkı sunmak amaçlanmıştır.

3. VERİ SETİ

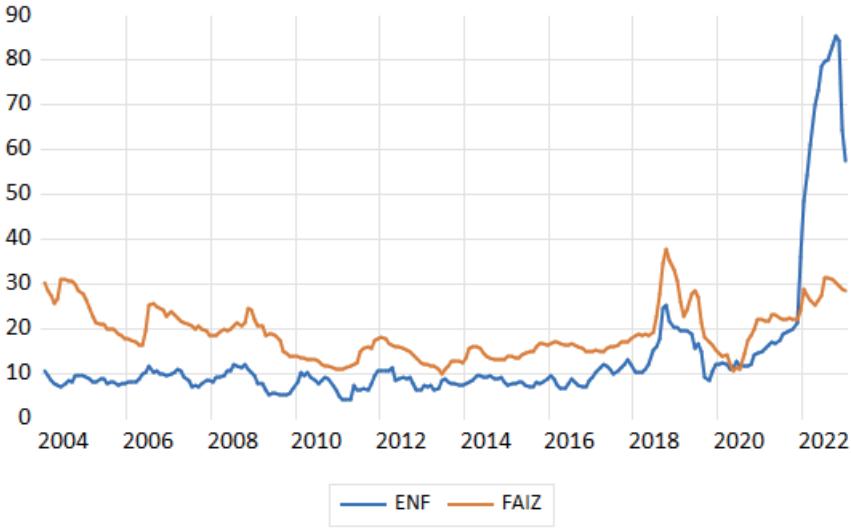
Bu çalışmada, enflasyon oranları ile tüketici kredisi faiz oranları arasındaki nedensellik ilişkisi analiz edilmiştir. Çalışmada 2004 – 2022 yılları arası aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenler sırasıyla Tüketici Fiyat Endeksi yıllık yüzde değişimden elde edilen enflasyon (ENF) ile Türk lirası üzerinden açılan tüketici kredisi faiz oranları (FAIZ) verileri kullanılmıştır. Merkez Bankası tarafından belirlenen politika faizinin gerçekleşen enflasyonun oldukça altında kalması nedeniyle tüketici kredisi faiz oranı değişkeni tercih edilmiştir. Veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS) veri tabanından elde edilmiştir. Analizlerde kullanılan değişkenlere ait tanımlayıcı istatistikler Tablo 1’de özetlenmiştir.

Tablo 1. Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Ortalama	SD	Minimum	Maksimum	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera
ENF	13.56	14.93	3.98	85.51	3.62	15.54	2002.56***
FAIZ	18.96	5.79	9.99	37.68	0.77	2.95	22.95***

Not: SD standart sapmayı göstermektedir. ***: $p \leq 0.01$

Tablo 1'deki özet tanımlayıcı istatistikler incelendiğinde, analiz edilen dönemde aylık enflasyon ortalama 13.56 seviyesindedir. Tüketici kredisi faiz oranları ise aylık ortalama 18.96 düzeyindedir. Standart sapma değerlerine göre ise enflasyon oranlarının oynaklığının tüketici kredisi faiz oranlarına göre çok daha yüksek olduğu tespit edilmiştir. Serilerin birlikte zaman serisi grafiği Şekil 1'de verilmiştir.



Şekil 1. Serilerin Birlikte Zaman Serisi Grafiği

Şekil 1 incelendiğinde her iki seride 2021 yılı Kasım ayına kadar birlikte hareket ettiği görülmektedir. Ancak, 2022 yılı Ocak ayı itibarıyla enflasyon oranlarının kontrolden çıkıp faiz oranlarının oldukça üstünde seyretmektedir. Son yıllarda Türkiye'de enflasyon oranlarının faiz oranlarının üstünde olması, ekonomik açıdan reel faiz oranlarının negatif olduğu anlamına gelmektedir. Bu durum, ekonomideki arz ve talep faktörleri, üretim maliyetlerindeki

artışlar, para politikasındaki belirsizlikler ve ihracat ve ithalat seviyeleri gibi birçok faktörün etkileşimi sonucu ortaya çıkmış olabilir.

4. EKONOMETRİK YÖNTEM

Granger (1969) nedensellik testi sahte regresyona yol açabilir ve F testinin geçerli olabilmesi için tüm değişkenlerin seviyesinde durağan olması gerekir. Engle ve Granger (1987) hata düzeltme modelini (ECM), Johansen ve Juselius (1990) Vektör Hata Düzeltme modelini tanıtmışlardır. Bu yöntemler, iktisadi zaman serileri arasında nedensel olmayan ilişkilerin test edilmesinde alternatif olarak kullanılmaktadır. Toda-Yamamoto (1995) çalışmasında, bu yöntemlerin güvenilir sonuçlara yol açtığı için değişkenler arasında bir eştümleşik ilişki olması durumunda F testinin standart dağılımına uymayarak geçerliliğini yitirebileceğini belirtmişlerdir.

TY (1995), nedensellik çıkarımı için basit bir yöntem geliştirmişlerdir. Bu yöntem, Vektör Otoregresif Model (VAR) ve eştümleşik süreç dayanmaktadır. Bu yöntemin birçok avantajı vardır, ancak en önemlisi herhangi bir bütünleşme düzenine uygun olmasıdır. Bu amaçla VAR, p gecikme sırası ile değil, $(k + dmax)$ gecikme sırası ile tahmin edilir; burada k , istikrar koşullarını sağlayan optimal gecikme uzunluğunu, $dmax$ ise modeldeki ilgili değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesini belirtmektedir. Daha sonra, $k + 1, \dots, k + d$ gecikmeleri ihmal edilerek VAR modelinde hipotez testleri uygulanarak Granger nedensellik test edilir. TY (1995), böyle bir durumda doğrusal ve doğrusal olmayan kısıtlamaların standart asimptotik teori kullanılarak test edilebileceğini kanıtlamışlardır. Bu yöntem, düşük güçlü birim kök ve eş bütünleşme ön testlerinden kaçınılmaktadır ve birçok nedensellik çalışmasında uygulanmıştır (Maddala ve Kim, 1999).

Eşitlik (1) ve Eşitlik (2), çalışmada kullanılan TY (1995) Granger nedensellik test denklemlerini gösterir. Daha sonra asimptotik χ^2 dağılımına sahip bir $VAR(k)$ 'nin parametreler üzerindeki doğrusal kısıtlamalar için Wald testi kullanılarak bir $VAR(k + dmax)$ tahmin edilir.

$$ENF_t = \phi_1 + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_{1i} ENF_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \gamma_{1i} FAIZ_{t-i} + e_{1t} \quad (1)$$

$$FAIZ_t = \phi_2 + \sum_{i=1}^{k+dmax} \beta_{2i} FAIZ_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+dmax} \gamma_{2i} ENF_{t-i} + e_{2t} \quad (2)$$

Burada, e_{1t} ve e_{2t} hata terimlerinin beyaz gürültü süreci sergilediği varsayılmaktadır. Sistemdeki her bir değişken l 'den $k + dmax$ gecikmeli diğer değişken üzerinde regresyona tabi tutulur. TY (1995) nedensellik testinin uygulama adımları şu şekilde sıralanabilir; Öncelikle nedensellik ilişkisi araştırılacak modeldeki ilgili değişkenlerin maksimum bütünleşme dereceleri geleneksel birim kök testleri kullanılarak $dmax$ belirlenir. Sonrasında, VAR

modeli tahmin edilerek optimal gecikme uzunluğu k tespit edilir. Burada k tespit edilirken VAR modelinin kalıntılarının otokorelasyonsuz, sabit varyans ve normallik varsayımının geçerli olması gerekmektedir. Daha sonra, VAR modeline dışsal değişkenlerin gecikmeleri $(k + dmax)$ 'nci dereceye kadar eklenmelidir. Son olarak, VAR modeline Blok Dışsallık Wald testi uygulanarak TY (1995) testi sonuçları yorumlanabilir (Mert ve Çağlar, 2019).

5. AMPİRİK BULGULAR

TY (1995) nedensellik testinde ilk olarak değişkenlerin durağanlık analizleri Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF, 1979) ve Phillips-Perron (PP, 1988) birim kök testleri ile incelenmiş ve sonuçlar Tablo 2'de gösterilmiştir. ADF (1979) ve PP (1988) birim kök testi sonuçlarına göre, enflasyon ve faiz oranları değişkenlerinin %1 anlamlılık düzeyinde birinci fark durağan olduğu tespit edilmiştir. Buradan değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi ($dmax$) 1 olarak belirlenmiştir.

Tablo 2. Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF (1979)		PP (1988)	
	Sabit+Trend	Sabit	Sabit+Trend	Sabit
ENF	-0.4176 [0.9864]	-3.9105 [0.0023]***	-1.6564 [0.7672]	-8.2410 [0.0000]***
FAIZ	-2.6354 [0.2651]	-9.3245 [0.0000]***	-2.4072 [0.3748]	-8.0263 [0.0000]***

Not: ***: $p \leq 0.01$. Analizlerde maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiş ve model seçim kriteri olarak Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılmıştır. Köşeli parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

İkinci adımda, enflasyon ile faiz oranları değişkenleri için oluşturulan VAR modeli tahmin edilerek bilgi kriterleri yardımıyla optimal gecikme uzunluğu k belirlenmiştir. Tablo 3'de görüldüğü üzere, AIC, SC ve HQ bilgi kriterlerine göre TY (1995) nedensellik testini uygulamak için gerekli olan optimal gecikme uzunluğu $k = 2$ olduğuna karar verilmiştir.

Tablo 3. Optimal Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme Uzunluğu (k)	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0		4305.580	14.0434	14.0745	14.0560
1	1289.6970	10.7824	8.0536	8.1471	8.0914
2	136.9093	5.8649*	7.4047*	7.6004*	7.5076*
3	8.4792	5.8445	7.4412	7.6592	7.5293
4	14.3777	5.6593	7.4489	7.6893	7.5222
5	6.2853	5.6958	7.4053	7.7579	7.5537
6	9.2484	5.6484	7.7068	7.8118	7.5704
7	6.9103	5.6643	7.4095	7.8767	7.5982
8	1.8398*	5.8244	7.4371	7.9667	7.6510

Not: Burada LR; Olabilirlik Oranı, FPE; Son Tahmin Hata, AIC; Akaike Bilgi Kriteri, SC; Schwarz Kriteri, HQ; Hannan-Quinn bilgi kriterlerini gösterir.

Optimal gecikme uzunluğu VAR modelinde istikrar koşullarından otokorelasyon olmaması ve sabit varyans olması durumu varsayımını sağladığı ancak normallik varsayımını sağlamadığı görülmüştür. Diagnostik test sonuçları Tablo 4'te özetlenmiştir.

Tablo 4: Diagnostik Test Sonuçları

Panel A: Otokorelasyon Testi		
Gecikmeler	LM İstatistiği	Olasılık
1	4.9326	0.3416
2	2.9453	0.5936
3	1.6322	0.7060
Panel B: Değişen Varyans Testi		
	χ^2	Olasılık
White İstatistiği	14.3212	0.3455
Panel C: Normallik Testi		
	χ^2	Olasılık
Jarque-Bera İstatistiği	139.0306	0.0000

Not: ***: $p \leq 0.01$

Üçüncü adımda, tahmin edilen VAR modelinin optimal gecikme uzunluğunun 2 ve modelde yer alan değişkenlerin bütünleşme mertebeleri maksimum 1 olduğundan $k + dmax = 3$ 'dir. VAR(2) modeli tahmin edilerek Eşitlik (1) ve Eşitlik (2)'deki denklemlerden yola çıkılarak $(k + dmax)$ 'nci dereceden gecikmeler dışsal değişken olarak modele dahil edilmiştir. Dördüncü adımda ise bu model üzerinden TY (1995) nedensellik testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 5'te gösterilmiştir.

Tablo 5. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

Sıfır Hipotezleri	Nedenselliğin Yönü	$k + dmax$	Wald Test İstatistiği	Sonuç
ENF, FAIZ'in Granger nedeni değildir	$ENF \rightarrow FAIZ$	3	0.1155 (0.9439)	Sıfır hipotezi reddedilemez
FAIZ, ENF'nin Granger nedeni değildir	$FAIZ \rightarrow ENF$	3	3.7846 (0.1507)	Sıfır hipotezi reddedilemez

Not: Parantez içerisindeki değerler olasılık değerlerini göstermektedir.

TY (1995) nedensellik testi sonuçlarına göre enflasyon oranlarından faiz oranlarına doğru nedenselliğin olmadığını belirten sıfır hipotezi reddedilememiştir. Nedenselliğin diğer yönü incelendiğinde, faiz oranlarından enflasyon oranlarına doğru bir nedenselliğin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

6. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Bu çalışmada, 2004- 2022 yılları arası aylık veriler kullanılarak Türkiye'de enflasyon oranları ile tüketici kredisi faiz oranları arasındaki ilişkisi TY (1995) nedensellik testi ile incelenmiştir. Analiz edilen dönemde enflasyon oranları ile tüketici kredisi faiz oranları arasında herhangi bir yönde nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Bu sonuçlar ABD ekonomisinde yüksek enflasyon dönemi boyunca ele alınan enflasyon ile faiz oranları arasındaki nedensellik ilişkisini inceleyen Taylor (1993) çalışmasıyla tutarlıdır. Türkiye ekonomisi özelinde çalışan Yenice ve Yenisi (2019) çalışması da bu çalışma tarafından bulunan ampirik bulguları desteklemektedir. Diğer taraftan literatürde gelişmiş veya gelişmekte olan ülke ayrımı olmaksızın enflasyon oranlarından faiz oranlarına doğru tek veya çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunduğu çalışmalar daha fazladır (Fischer, 1977; Romer & Romer, 1989; Dutt & Ghosh, 1995; MacDonald & Murphy, 2006; Carneiro vd., 2010; Bello vd., 2013; Pimentel & Choudhry, 2014; Güriş & Yaşgöl, 2014; Kasman vd., 2014 ve Dritsaki, 2017).

Türkiye’de enflasyon oranları ile tüketici kredisi faiz oranları arasında nedensellik ilişkisinin olmamasının birkaç nedeni olabilir. İlk olarak Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB), para politikası aracılığıyla politika faiz oranlarını belirler. Enflasyonun düşürülmesi için faiz oranlarının yükseltilmesi gerekir, ancak Merkez Bankası bu politikayı izlemediğinde enflasyonla mücadelede zorluk yaşanabilir. Bu politikanın etkileri tüketici kredisi faiz oranlarına yansımayaabilir. İkinci olarak tüketici kredisi faiz oranları, enflasyonun yanı sıra reel faiz oranlarına da bağlıdır. Türkiye’de nominal faiz oranları yüksek olsa da, yüksek enflasyon oranları nedeniyle reel faiz oranları düşük kalabilir. Bu durumda tüketici kredisi faiz oranları, yüksek enflasyona rağmen düşük kalabilir. Üçüncü olarak tüketici kredisi faiz oranları, bankalar arasındaki rekabete de bağlıdır. Bankalar, müşteri çekmek için faiz oranlarını düşük tutabilirler. Bu durumda enflasyon yüksek olsa bile, bankalar düşük faiz oranları nedeniyle tüketici kredisi faizlerini düşük tutabilirler. Dördüncü olarak Türkiye’de yüksek politik riskler ve ekonomik dalgalanmalar nedeniyle bankalar, kredi verirken yüksek risk primleri uygulayabilirler. Bu durumda enflasyon düşük olsa bile tüketici kredisi faiz oranları yüksek kalabilir. Son olarak, enflasyon oranları ile tüketici kredisi faiz oranları arasında doğrusal bir ilişki olmayabilir. Bunun nedeni enflasyonu belirleyen faktörler, özellikle de üretim ve talep faktörleri farklılık gösterir ve bu faktörler faiz oranlarına da farklı şekillerde etki edebilir. Bu nedenlerden dolayı, Türkiye’de enflasyon ile tüketici kredisi faiz oranları arasında bir nedensellik ilişkisi olmayabilir. Ancak, uzun vadede enflasyon oranlarının düşürülmesi, ekonomik istikrarın sağlanması ve bankalar arasındaki rekabetin artması, tüketici kredisi faiz oranlarının düşmesine ve ekonomik büyümenin artmasına katkı sağlayabilir.

Son olarak, yeni yapılacak çalışmalar için enflasyon oranları ile tüketici kredisi faiz oranları arasındaki doğrusal olmayan veya asimetric nedensellik ilişkisi incelenebilir. Ayrıca, bu çalışma gelişmiş ve/veya gelişmekte olan ülke gruplarını kapsayacak şekilde doğrusal ve doğrusal olmayan Panel Granger Nedensellik testleri uygulanabilir.

KAYNAKÇA

- Anari, A. ve Kolari, J. (2016). Dynamics of Interest and Inflation Rates. *Journal of Empirical Finance*. 39(A), 129-144.
- Baktemur, F. İ. (2021). Enflasyon ile Faiz Oranları Arasındaki Doğrusal Olmayan Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*. 20(42), 1147-1158.
- Barro, R. J. (1989). The Ricardian Approach to Budget Deficits. *Journal of Economic Perspectives*, 3(2), 37-54.
- Bello, M. Z. ve Saulawa, M. A. (2013). Relationship Between Inflation, Money Supply, Interest Rate and Income Growth in Nigeria 1980-2010: An Empirical Investigation. *Journal of Economics and Sustainable Development*. 4(8), 7-13.
- Carneiro, F. G., Angelo, J., Divino, C. A. ve Rocha, C. H. (2010). Revisiting The Fisher Hypothesis for The Cases of Argentina, Brazil and Mexico. *Applied Economics Letters*. 9(2), 95-98.
- Crowder, W. J. ve Hoffman, D. L. (1996). The Long-Run Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation: The Fisher Equation Revisited. *Journal of Money, Credit and Banking*. 28(1), 102-118.
- Cologni, A. ve Manera, M. (2008). Oil Prices, Inflation and Interest Rates in a Structural Cointegrated VAR Model for the G-7 Countries. *Energy Economics*, 30(3), 856-888.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Doğan, B., Eroğlu, Ö. ve Değer, O. (2016). Enflasyon ve Faiz Oranı Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*. 6(1), 405-425.
- Dotsey, M., King, R. G. ve Wolman, A. L. (1999). State-Dependent Pricing and The General Equilibrium Dynamics of Money and Output. *The Quarterly Journal of Economics*. 114(2), 655-690.
- Dritsaki, C. (2017). Toda-Yamamoto Causality Test Between Inflation and Nominal Interest Rates: Evidence From Three Countries of Europe. *International Journal of Economics and Financial Issues*. 7(6), 120-129.
- Dutt, S. D. ve Ghosh, D. (1995). The Fisher Hypothesis: Examining the Canadian Experience. *Applied Economics*. 27(11), 1025-1030.
- Engel, R. ve Granger, C. (1987). Cointegration and Error Correction Representation: Estimation and Testing. *Econometrica*. 55, 251-276.
- Erdem, C., Arslan, C. K. ve Erdem, M. S. (2007). Effects of Macroeconomic Variables on Istanbul Stock Exchange Indexes. *Applied Financial Economics*. 15(14), 987-994.

- Fischer, S. (1977). Long-Term Contracts, Rational Expectations, and the Optimal Money Supply Rule. *Journal of Political Economy*. 85(1), 191-205.
- Fisher, Irving. (1930). *The Theory of Interest, as Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It*. New York: Macmillan.
- Gedik, A. (2021). Enflasyon ve Faiz Oranı İlişkisi: Fisher Hipotezinin Türkiye İçin Geçerliliği. *Avrupa Bilim ve Teknoloji Dergisi*. 27, 615-624.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*. 37(3), 424-438.
- Güriş, B. ve Yaşgül, Y. S. (2014). Does The Fisher Hypothesis Hold For The G7 Countries? Evidence From ARDL Threshold Cointegration Test. *Quality & Quality*. 49, 2549-2557.
- Havi, E. D. K. ve Enu, P. (2014). The Effect of Fiscal Policy and Monetary Policy on Ghana’s Economic Growth: Which Policy is more Potent?. *International Journal of Empirical Finance*, 3(2), 61-75.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to The Demand for Money. *Oxford Bull Econ Stat*. 52, 169-210.
- Kandel, S., Ofer, A. R. ve Sarig, O. (1996). Real Interest Rates and Inflation: An Ex-Ante Empirical Analysis. *The Journal of Finance*. 51(1), 205-225.
- Kasman, S., Kasman, A. ve Turgutlu, E. (2014). Fisher Hypothesis Revisited: A Fractional Cointegration Analysis. *Emerging Markets Finance and Trade*. 42(6), 59-76.
- Karahan, Ö. ve Yılgör, M. (2017). The Causal Relationship Between Inflation and Interest Rate in Turkey. *European Financial Systems, Czech Republic*, 26-27 June, 309-316.
- Lee, B. S. (1992). Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation. *The Journal of Finance*. 47(4), 1591-1603.
- MacDonald, R. ve Murphy, P. D. (2006). Testing for The Long Run Relationship Between Nominal Interest Rates and Inflation Using Cointegration Techniques. *Applied Economics*. 21(4), 439-447.
- Maddala, G. S. ve Kim, I. M. (1999). *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. Cambridge University Press.
- Mert, M. & Çağlar, A. E. (2019). *EViews ve Gauss Uygulamalı Zaman Serileri Analizi*. Detay Yayıncılık.
- Mishkin, F. S. (1992). Is the Fisher Effect for Real?: A Reexamination of the Relationship Between Inflation and Interest Rates. *Journal of Monetary Economics*. 30(2), 195-215.
- Peng, W. (1995). The Fisher Hypothesis and Inflation Persistence: Evidence From Five Major Industrial Countries. *IMF Working Papers*. 118, 1-19.

- Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Pimentel, R. C. ve Choudhry, T. (2014). Stock Returns Under High Inflation and Interest Rates: Evidence from The Brazilian Market. *Emerging Markets Finance and Trade*. 50(1), 71-92.
- Romer, C. D. ve Romer, D. H. (1989). Does Monetary Policy Matter? A New Test in the Spirit of Friedman and Schwartz. *NBER Macroeconomics Annual*, 4, 121-170.
- Romer, D. H. (2000). Keynesian Macroeconomics without The LM Curve. *Journal of Economic Perspectives*. 14(2), 149-169.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion Versus Policy Rules In Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series On Public Policy*. 39, 195-214.
- Toda, H. Y. ve Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*. 66(1-2), 225-250.
- Yenice, S. ve Yenisu, E. (2019). Türkiye’de Döviz Kuru, Enflasyon ve Faiz Oranlarının Etkileşimi. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*. 21(4), 1065-1086.

Kripto Paralar ile Dolar Endeksi Arasında Varyansta Nedensellik İlişkisi

Serhat Sezen¹

Özet

Bu çalışmada, Dolar endeksi ile en yüksek piyasa değerine sahip ilk on kripto para birimi arasından en geniş örneklem hacminin elde edilebildiği yedi kripto para birimi (Bitcoin, Ethereum, Tether, BNB, Ripple, Cardano ve Dogecoin) arasındaki volatilitate yayılma etkisinin olası varlığının tespit edilebilmesi amaçlanmıştır. Bu amaçla, 31 Aralık 2017 ile 09 Şubat 2023 tarihleri arasında günlük veriler kullanılarak, Dolar endeksi ile kripto para birimleri arasında getiri ve volatilitede yayılma etkisinin olası varlığı Hong (2001) tarafından geliştirilen ortalamada ve varyansta nedensellik testi ile araştırılmıştır. Ortalamada nedensellik testinden elde edilen sonuçlara göre, Dolar endeksinden Bitcoin, Ethereum, BNB, Ripple ve Cardano'ya doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuç, getirilerde Bitcoin, Ethereum, BNB, Ripple ve Cardano kripto para birimlerinin fiyatlarında görülen değişimlerin, Dolar endeksinde görülen fiyat hareketlerinden etkilendiklerini göstermektedir. Diğer taraftan, Dolar endeksi ile Tether ve Dogecoin arasında herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır. Varyansta nedensellik test sonuçlarına göre ise, Dolar endeksi ile çalışmada yer alan tüm kripto para birimleri arasında çift yönlü volatilitate yayılma etkisi olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuç, Dolar endeksi hakkında piyasaya gelecek yeni bir haber karşısında, Bitcoin, Ethereum, Tether, BNB, Ripple, Cardano ve Dogecoin kripto para birimlerinin anında tepki göstereceğini ve volatilitelerinin artacağını; benzer şekilde, çalışmada yer alan kripto para birimleri hakkında piyasaya yeni bir haber gelmesi halinde Dolar endeksinin de anında tepki göstereceği, volatilitelerinin artacağını göstermektedir.

1 Öğr. Gör. Dr., Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi, Malkara Meslek Yüksekokulu, Yönetim ve Organizasyon Bölümü, İşletme Yönetimi Programı, ssezen@nku.edu.tr, ORCID: 0000-0002-8018-2769

GİRİŞ

Tarihsel açıdan geçmişten günümüze kadar piyasalar genel olarak incelendiğinde, çok büyük bir gelişimin yaşandığı görülmektedir. Malların birbirleriyle takas edilmesi yoluyla yapılan ticaret, zamanla takas aracı olarak kullanılan enstrümanların değişime uğramasına yol açarken aynı zamanda piyasaların ihtiyaçlarına göre de gelişerek alım satım işlemlerini olabildiğince kolaylaştırmayı amaçlamıştır (Bunjaku vd., 2017: 32). Bu bağlamda ticaret, önceleri altın ve gümüş gibi kıymetli metallerle yapılırken, günümüzde çek, döviz gibi para olarak görülebilen kağıt varlıkların kullanılmasıyla gerçekleştirilmektedir.

Modern ekonomilerde para, değiş tokuşa duyulan güven eksikliği sorununu çözerek ticareti kolaylaştıran bir sosyal sözleşme olarak tanımlanabilir. Bu tanımlama paranın bir değişim aracı olduğunu ifade ederken, para aynı zamanda bir ekonomide ticareti yapılan mal ve hizmetler için ortak bir değer ölçüsü olarak bir hesap birimi ve satın alma gücünü bugünden geleceğe aktarmak için bir değer biriktirme deposu olarak da işlev görmektedir (Claeys vd., 2018: 3). Bununla birlikte, paranın işlevleri ekonomide işlem yapma yöntemi olan ödemeler sisteminin gelişimine bakılarak ve zaman içinde aldığı biçimler incelenerek de değerlendirilebilir. Özellikle bilim ve teknolojinin hızla geliştiği günümüzde, elektronik ödeme teknolojisinin keşfedilmesi ve kısa sürede yaygınlaşmasıyla birlikte, tüketiciler çek, nakit para gibi kağıt varlıkların yerine banka ve kredi kartlarını kullanarak banka hesaplarından doğrudan bir tüccarın hesabına elektronik olarak para aktarabilmekte ve istedikleri mal ve hizmetleri satın alabilmektedirler (Mishkin, 2015: 99-100).

Bilim ve teknolojideki hızlı gelişime ilaveten internet kullanımının da dünya çapında yaygınlaşmasıyla birlikte internet üzerinden alışveriş yapan tüketici sayısı hızla artmış ve bu durum perakende sektörleri açısından devrime yol açmıştır. Hızla artan çevrimiçi ticarete, elektronik ödemelerin gerçekleştirilmesi, güvenilir bir üçüncü taraf olarak hizmet veren finansal kurumlar tarafından sağlanmıştır. Bu sistemde her ne kadar pek çok işlemin gerçekleştirilmesi sağlansa da finansal kuruluşun gizlilik ve güvenlik kontrollerinden dolayı işlem hızı oldukça yavaş ve yapılan işlemlerin komisyon tutarları nedeniyle de maliyetli olmaktadır. Bu durum, elektronik ödeme işlemlerinin çok hızlı, sorunsuz ve ucuz olarak gerçekleştirilmesini sağlayan, mali müfettişleri atlatan ve merkezi olmayan kripto para birimlerinin ortaya çıkmasını tetiklemiştir (Sovbetov, 2018: 2).

İlk kripto para birimi Bitcoin adıyla 2008 yılında “Satoshi Nakamoto” takma adını kullanan bir grubun yayınladığı makale ile ortaya çıkmıştır

(Berentsen ve Schar, 2018: 1). Bitcoin, finansal işlemlerin herhangi bir aracı olmadan gerçekleşmesini sağlayan bir dijital para birimi ağıdır. Ödeme geri alınamaz, hızlı ve ucuzdur (Salim, 2023: 42). Bitcoin'in altyapısı, matematiksel bir algoritmaya dayanmakta olup, halka açık anlık ödemeleri eşler arası ağ aracılığıyla gerçek zamana yakın işlem izlemeye izin vermekte ve tüm işlem geçmişi bir işlemler zincirinde depolanmaktadır (Nakatomo, 2008; Bartos, 2015: 11).

Kripto para birimleri, geleneksel para birimlerine kıyasla bazı avantajlara sahiptirler. Bir kripto para birimi, gerçek bir para birimi gibi olmakla birlikte merkez bankaları tarafından çıkarılmazlar ya da kripto para birimi olarak ulusal para birimi ile finansal olarak desteklenmeleri gerekmez. Bunun yerine, para birimini oluşturmak için bir kriptografik algoritma kullanılır (Albuquerque vd., 2015:5). Ayrıca, protokolü tarafından garanti edilen diğer para birimlerine kıyasla muazzam bir esnekliğe ve uluslararası transfer hızına sahiptirler. Bu itibarla, kripto para birimleri, kullanıcılarının kimlikleri bilinmediği için izleme listelerine veya ambargo uygulanan ülkelere dayalı transferleri kısıtlanmamaktadır (Dyhrberg, 2016: 86).

Bitcoin'le başlayan kripto para birimleri özellikle son on yılda yatırımcılardan ve politika yapıcılardan birçok nedenden dolayı kapsamlı ve artan bir ilgi görmesiyle birlikte çok sayıda yeni kripto biriminin ortaya çıkmasına neden olmuştur (Mokni ve Ajmi, 2021: 238). 2023 şubat ayı itibarıyla kripto para piyasasında işlem gören 8778 adet kripto para birimi bulunmaktadır. Bitcoin dışında kalan diğer kripto para birimleri altcoinler olarak adlandırılmaktadır.

Çevrimiçi ticarete, elektronik ödeme aracı olarak ortaya çıkan kripto para birimleri aynı zamanda finansal varlık olarak da kullanılabilir (Giudici vd., 2020: 8). Özellikle fiyatlarında görülen yüksek volatilité bu para birimlerine olan ilginin giderek artmasına neden olmuş; kurumsal ve bireysel yatırımcılar açısından kripto para birimleri spekülâtif bir yatırım aracı olarak değerlendirilmeye başlanmıştır (Baek ve Elbeck, 2014: 30).

Bu çalışmada, kripto para birimleri ile bireysel döviz kurları arasında tam olarak yansıtılmayan volatilité yayılma etkisi, altı yabancı para birimi (euro, yen, sterlin, İsviçre frangı, Kanada doları ve İsveç kronu) tarafından oluşturulan sepete göre değeri belirlenen Amerikan doları endeksi ile en yüksek piyasa değerine sahip ilk on kripto para biriminden en geniş örneklem hacminin sağlandığı yedi tanesi arasındaki volatilité yayılma etkisi araştırılarak, kripto para birimlerinin alternatif yatırım araçları olup olamayacağına yanı sıra, yatırımcıların yatırım kararlarındaki belirsizliği

azaltmasına ve kaynakların etkin bir şekilde tahsis edilmesini sağlmasına yardımcı olabilmesi amaçlanmaktadır.

1. LİTERATÜR İNCELEMESİ

İlk kripto para birimi olan Bitcoin'den bu yana kısa zamanda çok sayıda kripto para biriminin ortaya çıktığı görülmüştür. İlk kripto para olması ve kripto para birimleri arasında en yüksek piyasa değerine sahip olması nedeniyle Bitcoin hakkında literatürde çok sayıda çalışmaya rastlamak mümkündür. Bu çalışmalarda genellikle Bitcoin'in kendine has özelliklerinin tanıtılmasının yanı sıra Bitcoin ile geleneksel para birimleri arasındaki ilişkilerin incelendiği görülmektedir. Bununla birlikte, literatürde az da olsa yüksek piyasa değerli kripto para birimlerinin kendi aralarında ve geleneksel para birimleri ile olan nedensellik ilişkilerinin araştırıldığı çalışmalara rastlamak da mümkündür.

Koutmos (2018), en yüksek piyasa değerine sahip 18 kripto para birimi arasındaki karşılıklı bağımlılıkları getiri ve volatilité yayılmaları bağlamında incelediği çalışmasında, Bitcoin'in, araştırmada yer alan diğer kripto para birimleri arasında getiri ve volatilité yayılmalarında baskın rolünün olduğu, getiri ve volatilité yayılma etkilerinin zaman içinde istikrarlı bir şekilde arttığı, kripto para birimleri ile ilgili piyasaya gelen önemli haberler sırasında yayılmalarda ani artışların olduğunu saptamıştır. Bu bağlamda, bulguların kripto para birimleri arasında artan karşılıklı bağımlılığa işaret ettiği ve buna bağlı olarak daha yüksek derecede bulaşma riskini gösterdiği sonucuna ulaşmıştır. Radovanov vd., (2018), piyasa değerine göre dört büyük kripto para birimi olan Bitcoin, Ethereum, Ripple ve Litecoin'in ABD Doları karşısında günlük getirilerini ve kripto para birimleri arasındaki fiyat hareketlerini GARCH, GJR ve EGARCH modellerini kullanarak incelemişlerdir. Sonuçlar, oynaklığın zaman içindeki kalıcılığını ve günlük getiriler açısından küçük bir volatilité asimetrisi olduğunu göstermektedir.

Katsiampa (2019), piyasa değeri açısından en büyük iki kripto para birimi olan Bitcoin ile Ethereum arasında volatilité dinamiklerini iki değişkenli Diagonal BEKK-GARCH modelini kullanarak incelediği çalışmasında, iki kripto para biriminin koşullu oynaklığının ve aralarındaki korelasyonun büyük haberlere duyarlı olduğunu, ayrıca Ethereum'un Bitcoin'e karşı etkili bir hedge olabileceğini ve optimal portföy ağırlıkları analizi açısından Bitcoin'in Ethereum'a göre daha ağır basması gerektiğini belirtmiştir. Kristjanpoller ve Bouri (2019), geleneksel para birimleri (İsviçre Frangı, Euro, İngiliz Sterlini, Yen ve Avustralya doları) ile ana kripto para birimleri (Bitcoin, Litecoin, Ripple, Monero ve Dash) arasındaki uzun vadeli çapraz korelasyonları ve asimetrik çok yönlülüğü MF-ADCCA modelini kullanarak inceledikleri

çalışmalarında, en fazla Bitcoin ve Litecoin'in asimetrik çok yönlü davranış sergileyen kripto para birimleri olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Kumar ve Anandarao (2019), dört büyük kripto para birimi olan Bitcoin, Ethereum, Ripple ve Litecoin arasında getiri ve volatilité yayılımını DCC-IGARCH(1, 1) modeli ve dalgacık yöntemleri kullanarak analiz etmişlerdir. DCC-IGARCH model sonuçları, getiri çiftleri arasında orta düzeyde volatilité yayılma olasılığına işaret etmektedir. Ayrıca, bir kripto para biriminin volatilitésinin büyük ölçüde kendi dalgalanmalarıyla açıklanabileceği, döviz çiftleri arasındaki korelasyon yapısının, özellikle Bitcoin fiyatları başta olmak üzere piyasanın çöktüğü anlarda zayıflayarak yatırımcılarda paniğe neden olduğunu ortaya koymaktadır.

Urquhart ve Zhang (2019), Bitcoin'in dünya para birimlerine karşı bir korunma (hedge) veya çeşitlendirici olup olamayacağını Asimetrik DCC-GARCH modelini kullanarak inceledikleri çalışmalarında, Bitcoin'in CHF, EUR ve GBP için bir gün içi korunma (hedge) olabileceğini, AUD, CAD ve JPY için ise bir çeşitlendirici görevi gördüğünü tespit etmişlerdir. Aksoy vd., (2020), kripto para birimleri arasında en yüksek işlem hacmine sahip olan beş kripto paranın fiyat dinamiklerini ve aralarındaki nedensellik ilişkilerini Toda- Yamamoto nedensellik testini kullanarak inceledikleri çalışmalarında, Bitcoin, Bitcoin Cash, Ethereum ve Ripple'dan Litecoin'e doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu, ethereum'un diğer tüm kripto para birimlerini etkilediği ve çalışmada yer alan beş kripto para biriminin aralarında farklı kombinasyonlarla en az iki kripto para birimiyle iki yönlü nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Chancharat ve Butda (2021), Bitcoin, altın ve petrol getirileri arasındaki dinamik ilişkileri analiz etmek amacıyla köşegen BEKK-GARCH modelini kullanmışlardır. Sonuçlar, gecikmeli getirilerin petroldeki mevcut getirileri ters yönde etkilediğini; ayrıca Bitcoin'den altına ve petrolden de Bitcoin'e doğru tek yönlü getiri yayılımı olduğunu göstermiştir. Çevik vd., (2021), Bitcoin ile geleneksel döviz kurları arasında getiri ve volatilité yayılma etkisinin varlığını Hong (2001) testini kullanarak inceledikleri çalışmalarında, getirilerde Bitcoin üzerinde Euro, Sterlin ve Kanada Doları'nın etkili olduğunu tespit etmişler, ayrıca Bitcoin ile Euro ve Sterlin arasında da çift yönlü volatilité yayılımı olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Palazzi vd., (2021), Bitcoin ile ABD doları cinsinden ifade edilen geleneksel altı para birimi arasındaki dinamik bağlantıları doğrusal olmayan nedensellik testi ve çok değişkenli BEKK-GARCH modelini kullanarak incelemişlerdir. Sonuçlar, Avrupa ve Çin döviz piyasalarının kripto para piyasası ile daha entegre hale geldiğini, Euro'nun diğer para birimlerine

kıyasla Bitcoin üzerinde en büyük etkiye sahip olduğunu, bununla birlikte 2014 yılında yaşanan yapısal kırılmadan sonra sadece Yuan'dan Bitcoin'e doğru bir ilişki olduğunu göstermiştir. Erdaş ve Yağcılar (2022), G7 ve E7 olarak adlandırılan ülkelerin teknoloji endeksleri ile Bitcoin arasında nedensel bir ilişkinin varlığını Hatemi-J (2012) testini kullanarak incelemişlerdir. Sonuçlar, gelişmiş ülke endekslerinin Bitcoin fiyatları üzerinde etkili olduğunu gösterirken, gelişmekte olan ülkelerin endeksleri üzerinde ise Bitcoin fiyatlarının etkili olduğunu göstermiştir. Buna göre G7 ve E7 ülkeleri arasında asimetrik bir ilişki söz konusudur.

2. EKONOMETRİK METODOLOJİ

Çalışmada, kripto para birimleri ile Amerikan doları endeksi arasındaki volatilité yayılma etkisinin varlığı Hong (2001) tarafından geliştirilen test ile araştırılacaktır.

Cheung ve Ng (1996), iki zaman serisi arasında varyansta nedensellik ilişkisini inceleyebilmek amacıyla kalıntı çapraz korelasyon fonksiyonuna (CCF) dayalı ve dağılım varsayımlarına karşı dayanıklı iki aşamadan oluşan bir test yöntemi önermiştir. Test istatistiği şu şekilde tanımlanmıştır:

X_t ve Y_t gibi iki durağan zaman serisi; $I_t = \{X_{t-j}, J \geq 0\}$ ve $J_t = \{X_{t-j}, Y_{t-j}, J \geq 0\}$ olarak iki bilgi seti şeklinde tanımlanmıştır. Y_t 'nin X_{t+1} 'in varyansta nedeni olabilmesi için;

$$E\{(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 | I_t\} \neq E\{(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 | J_t\} \quad (1)$$

şeklinde yazılan eşitsizliğin gerçekleşmesi gerekmektedir. Burada, $\mu_{x,t+1}$, I_t 'ye koşullu olarak bağlı olan X_{t+1} 'in ortalamasıdır. Varyansta geri bildirim X Y 'nin ve Y 'de X 'in nedeni ise gerçekleşmektedir. (Cheung ve Ng, 1996: 35).

İki değişkenin ortalaması ve varyansında nedenselliğin test edilebilmesi için, X_t ve Y_t değişkenlerine ilişkin ortalama denklemler şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$U_t = \{(X_t - \mu_{x,t})^2 / h_{x,t}\} = \varepsilon_t^2 \quad (2)$$

$$V_t = \{(Y_t - \mu_{y,t})^2 / h_{y,t}\} = \zeta_t^2 \quad (3)$$

burada, ε_t^2 ve ζ_t^2 standartlaştırılmış kalıntı karelerini göstermektedir. $r_{uv}(k)$, k 'nci gecikme için standartlaştırılmış kalıntı karelerinin çapraz korelasyon katsayılarını, $r_{\varepsilon\zeta}(k)$ ise standartlaştırılmış kalıntıların çapraz korelasyon katsayılarını göstermektedir. $r_{uv}(k)$ ve $r_{\varepsilon\zeta}(k)$ çapraz korelasyon fonksiyonu (CCF) varyans ve ortalamada nedenselliğin belirlenebilmesi için kullanılmaktadır (Cheung ve Ng, 1996: 36).

Hong (2001), Cheung ve Ng (1996) yönteminde yer alan gecikmelere aynı ağırlıkları vermenin çapraz korelasyonların verimlerini düşürdüğünü belirterek, her gecikmeye kernel ağırlık fonksiyonu vasıtasıyla farklı ağırlıklar vererek esnek bir ağırlıklandırma sağlamış ve S test istatistiğini yeniden tanımlamıştır (Köseoğlu ve Çevik, 2013: 71). Buna göre Hong (2001) test istatistiğini şu şekilde tanımlamıştır:

$$Q_1 = \left\{ T \sum_{j=1}^{T-1} k^2(j/M) \hat{\rho}_{UV}^2(j) - C_{1T}(k) \right\} / \{2D_{1T}(k)\}^{1/2} \quad (4)$$

burada, $k(j/M)$ bir ağırlık fonksiyonudur.

$$C_{1T}(k) = \sum_{j=1}^{T-1} (1 - j/T) k^2(j/M) \quad (5)$$

$$D_{1T}(k) = \sum_{j=1}^{T-1} (1 - j/T) \{1 - (j + 1)/T\} k^4(j/M) \quad (6)$$

$C_{1T}(k)$ ve $D_{1T}(k)$ ortalama ve varyansı göstermektedir. Q-istatistiği testi tek yanlı bir test olup, kalın kuyruklu normal dağılım kritik değerlerini kullanmaktadır (Hong, 2001: 191). Buna göre, Hong (2001) tarafından geliştirilen test yöntemi şu şekilde ifade edilebilir:

Öncelikle, tek değişkenli GARCH (p; q) modelleri tahmin edilerek, koşullu varyans tahmincileri kaydedilir. Daha sonra, merkezi standartlaştırılmış kalıntı kareleri arasındaki örneklem çapraz korelasyon fonksiyonu tahmin edilerek, M gibi tam sayı seçilir ve $C_{1T}(k)$ ve $D_{1T}(k)$ hesaplanır. Son olarak, test istatistiği Q_1 hesaplanır ve hesaplanan Q_1 , kritik değer ile karşılaştırılır. Eğer Q_1 kritik değerden büyükse, sıfır hipotezi reddedilir (Hong, 2001: 193).

3. ÇALIŞMANIN KAPSAMI VE ANALİZ SONUÇLARI

Dolar endeksi ile en yüksek piyasa değerine sahip ilk on kripto para birimi arasından en geniş örneklem hacminin elde edilebildiği yedi kripto para birimi (Bitcoin, Ethereum, Tether, BNB, Ripple, Cardano ve Dogecoin) arasındaki volatilitelere yayılma etkisinin olası varlığının araştırıldığı çalışmada, 31 Aralık 2017 ile 09 Şubat 2023 tarihleri arasında günlük verilerden oluşan 1334 adet gözlem kullanılmıştır. Kripto para birimlerine ilişkin fiyat serileri, ABD Doları cinsinden, Amerikan doları endeksine ait seri ise altı yabancı para birimi (euro, yen, sterlin, İsviçre frangı, Kanada doları ve İsveç kronu) tarafından oluşturulan sepet ile belirlenen değeri göstermektedir.

Tablo 1. Toplam Piyasa Değerlerine Göre İlk 10 Kripto Para

Kripto Para	Sembol	Piyasa Değeri (\$)	Fiyat (\$)
Bitcoin	BTC	432.933.381.201	22.413,75
Ethereum	ETH	191.907.953.493	1.567,55
Tether	USDT	71.591.673.265	1,00
BNB	BNB	45.306.551.583	286,61
USD Coin	USDC	43.658.342.799	0,9999
Ripple	XRP	19.107.226.611	0,3744
Cardano	ADA	11.371.453.155	0,3276
Polygon	MATIC	10.052.046.703	1,15
Dogecoin	DOGE	9.851.830.969	0,07419
Binance USD	BUSD	8.412.808.566	0,9999

Kaynak: Coinmarketcap.com (07.03.2023)

Tüm seriler, $r_t = 100 * \ln(P_t / P_{t-1})$ formülü ile hesaplanarak getiri serilerine dönüştürülmüştür. Çalışmada yer alan değişkenlere ait serilerin tamamı investing.com sitesinden elde edilmiştir.

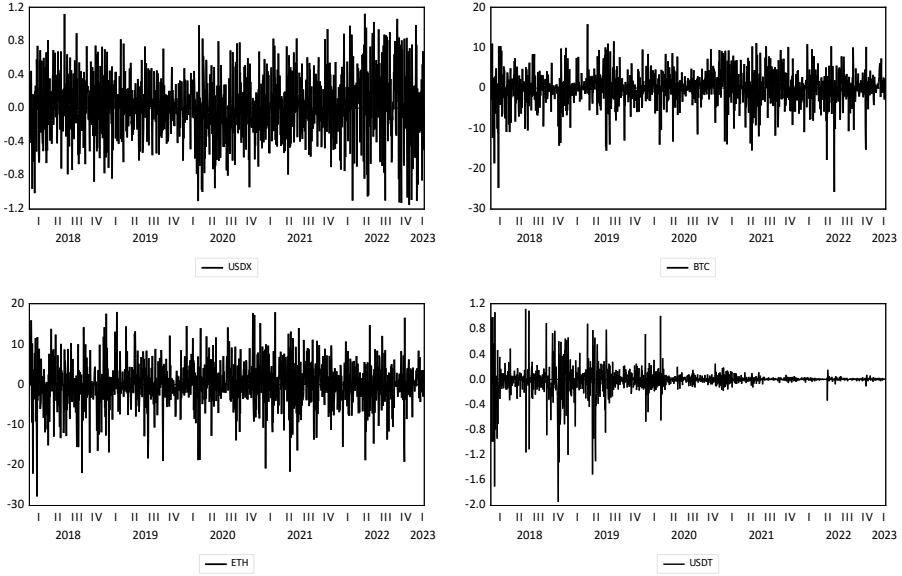
Zaman serilerinin kullanıldığı ve yüksek örneklem hacminden oluşan ARMA tipi modellerde, “sapan değer” olarak adlandırılan, veri setleri içerisinde büyük farklılıkların görüldüğü gözlem değerleri ile karşılaşılabilir. Bu sapan değerler, hatalı veri girişinden kaynaklanması ve ilgili gözlemi etkilemesinin yanı sıra beklenmedik bir şok karşısında da ortaya çıkıp kendinden sonraki tüm gözlem değerlerini etkileyebilmektedir (Fox, 1972). Bu durum ile ilgili olarak Perron (1990), sapan değerlerin olduğu veri setleri ile kurulan ARMA modellerinden elde edilen parametre tahmin sonuçlarının sapmalı ve tutarsız olacağını ve modellerin öngörü performanslarının da düşük olacağını ifade etmiştir.

Çalışmada, yüksek örneklem hacmi ile çalışılması nedeniyle sapan değerlerle karşılaşma ihtimaline karşı tüm getiri serileri için Verardi ve Vermandele (2018) tarafından geliştirilen sapan değer analizi yapılarak, sapan değerler belirlenmiş ve gereken düzeltmeler yapılmıştır.

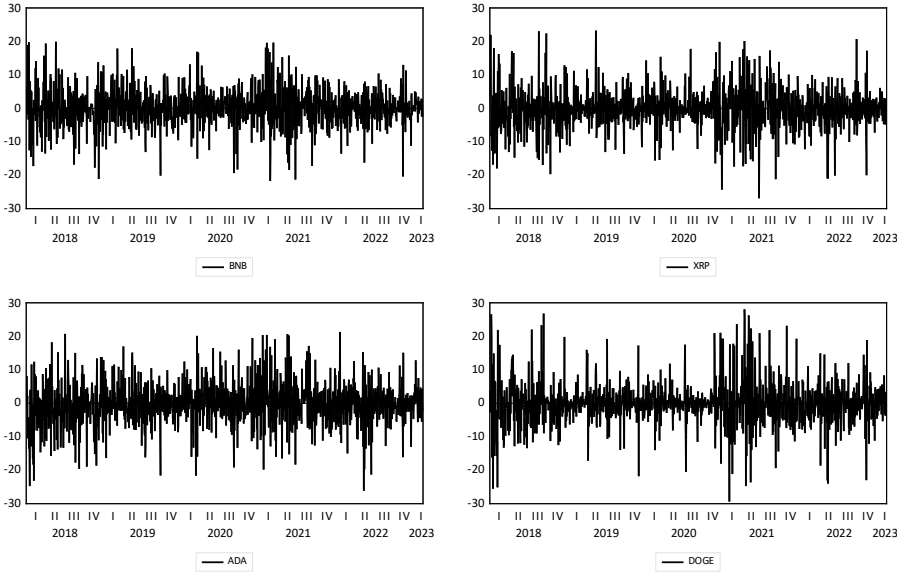
Tablo 2. Getiri Serilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

	USDX	BTC	ETH	USDT
Gözlem	1334	1334	1334	1334
Ortalama	0.006	0.036	0.041	-0.010
Maksimum	1.124	15.896	18.043	1.122
Minimum	-1.158	-25.896	-27.871	-1.948
Std. Sapma	0.376	4.219	5.491	0.220
Çarpıklık	-0.057	-0.722	-0.379	-1.579
Basıklık	3.354	6.511	5.107	20.614
Jargue-Bera	7.287 [0.026]	202.51 [0.000]	130.03 [0.000]	1148.0 [0.000]
Q(50)	61.665 [0.125]	53.028 [0.358]	56.256 [0.252]	117.94 [0.000]
Qs(50)	400.30 [0.000]	131.00 [0.000]	79.980 [0.005]	863.91 [0.000]
ARCH(5)	38.777 [0.000]	31.303 [0.000]	27.201 [0.000]	260.695 [0.000]
ADF	-36.027*	-37.359*	-37.095*	-15.842*
PP	-36.026*	-37.357*	-37.091*	-40.809*
KPSS	0.266*	0.189*	0.347*	0.504*
	BNB	XRP	ADA	DOGE
Gözlem	1334	1334	1334	1334
Ortalama	0.280	-0.177	-0.191	0.171
Maksimum	20.008	23.343	21.420	28.205
Minimum	-21.850	-27.030	-26.263	-29.465
Std. Sapma	5.455	5.759	6.310	6.338
Çarpıklık	-0.086	-0.019	-0.087	0.361
Basıklık	5.064	5.584	4.551	6.893
Jargue-Bera	148.61 [0.000]	219.85 [0.000]	95.251 [0.000]	345.31 [0.000]
Q(50)	61.653 [0.125]	43.624 [0.726]	60.385 [0.149]	60.147 [0.154]
Qs(50)	167.54 [0.000]	168.94 [0.000]	109.67 [0.000]	531.40 [0.000]
ARCH(5)	39.359 [0.000]	54.725 [0.000]	42.052 [0.000]	133.42 [0.000]
ADF	-36.777*	-37.785*	-37.393*	-35.201*
PP	-36.783*	-37.798*	-37.445*	-35.293*
KPSS	0.093*	0.074*	0.680*	0.078*

Tablo 2’de getiri serilerinin tanımlayıcı istatistikleri verilmiştir. Buna göre, örneklem dönemi içinde günlük ortalama getirilerde Dolar endeksi, Bitcoin, Ethereum, BNB ve Dogecoin’in pozitif, Tether, Ripple ve Cardano’nun negatif olduğu, en yüksek ve en düşük yüzde getirilerin sırasıyla en yüksek %28.205 (13.04.2021 tarihinde), en düşük %-29.465 (01.02.2021 tarihinde) Dogecoin’de olduğu görülmektedir. Ayrıca, standart sapma değerinin en yüksek (6.338) olduğu getiri serisinin de yine Dogecoin iken en düşük standart sapma değeri (0.220) ile Tether’dir. Sonuçlar, en yüksek volatilitenin Dogecoin’de olduğunu, dolayısıyla Dogecoin’in çalışmadaki tüm getiri serileri arasında en riskli getiri serisi olduğunu göstermektedir. Çarpıklık ve basıklık değerlerinde, Dogecoin haricindeki tüm getiri serilerinin negatif değerli olmasından dolayı sola asimetric, Dogecoin’in ise sağa asimetric olduğu söylenebilirken; basıklık değerleri incelendiğinde, tüm getiri serilerinin basıklık değerleri üçten büyük olduğu için, serilerin aşırı basık ve kalın kuyruklu bir dağılıma sahip oldukları görülmektedir. Jargue-Bera normallik test sonuçları, dolar endeksi getiri serisinin %5, geriye kalan diğer getiri serilerinin ise %1 anlamlılık düzeyinde normal dağılmadığını göstermektedir. Getiri serilerinde otokorelasyonun varlığını incelemek için yapılan Box- Pierce Q istatistikleri ise ortalamada Tether, varyansta ise tüm getiri serilerinin otokorelasyonlu olduğunu göstermektedir. Ayrıca, getiri serilerinde sabit varyans varsayımının geçerli olup olmadığının incelendiği ARCH-LM test sonuçlarına göre, tüm getiri serilerinin varyanslarının sabit olduğu varsayımının %1 anlamlılık düzeyinde reddedildiği görülmekte olup, bu durum tüm getiri serilerinde ARCH etkisinin varlığına işaret etmektedir. Son olarak, getiri serileri için yapılan durağanlık analizlerine ilişkin (ADF, PP, KPSS) sonuçlara göre ise tüm getiri serilerinin %1 anlamlılık düzeyinde durağan oldukları görülmektedir.



Şekil 1. Getiri Serileri



Şekil 2. Getiri Serileri (Devamı)

Şekil 1 ve Şekil 2'deki düzeltilmiş getiri serilerine ilişkin sonuçlar incelendiğinde, Covid-19 salgınının etkin olduğu 2020 ve 2021 yıllarında Bitcoin, Ethereum, BNB, Ripple, Cardano ve özellikle de Dogecoin getiri serilerinde volatilitenin yükseldiği görülmektedir.

Çalışmada, ortalama ve varyansta nedensellik analizlerinin yapılabilmesi için öncelikle getiri serilerinin modellenmesi gerekmektedir. Getiri serilerinde modelleme yapabilmek için öncelikle ARMA modelleri tahmin edilmeli ve ortalama denklem için en uygun ARMA model yapısı belirlenmelidir. Buna göre, en fazla ARMA (4,4) modeli tahmin edilmiş ve tüm getiri serilerinde en uygun ARMA yapısı Akaike bilgi kriteri tercih edilerek belirlenmiştir.

Ortalama denklemi için belirlenen en uygun ARMA model tahmin sonuçlarından elde edilen hata terimlerinde ARCH etkisine rastlanılmıştır. Bu durum, en uygun ARMA-GARCH modelinin belirlenmesini gerektirmektedir. Buna göre, getiri serileri için belirlenen ARMA- GARCH modelleri tahmin edilerek, elde edilen sonuçlar Tablo 3’de verilmiştir.

Tablo 3. ARMA-GARCH Model Tahmin Sonuçları

	USDX	BTC	ETH	USDT
	GARCH	GARCH	GARCH	EGARCH
Ortalama				
μ	0.005 [0.560]	0.047 [0.000]	0.064 [0.812]	-0.0001 [0.838]
Φ_1	-	-	-	0.355 [0.000]
δ_1	-	-	-	-0.637 [0.000]
Varyans				
ω	0.001 [0.148]	0.494 [0.031]	3.132 [0.148]	-6.846 [0.000]
α	0.032 [0.000]	0.081 [0.000]	0.084 [0.020]	-0.552 [0.000]
β	0.962 [0.000]	0.894 [0.000]	0.814 [0.000]	0.994 [0.000]
θ_1	-	-	-	0.113 [0.002]
θ_2	-	-	-	0.529 [0.000]
γ	-	-	-	-
Δ	-	-	-	-
$\ln(\alpha)$	-	-	-	-
d	-	-	-	-
v	1.718 [0.000]	0.983 [0.000]	1.082 [0.000]	3.475 [0.000]
$Q(150)$	178.003 [0.058]	143.775 [0.627]	155.102 [0.370]	146.315 [0.523]
$Q_S(150)$	157.962 [0.272]	133.402 [0.799]	178.870 [0.042]	11.991 [1.000]
ARCH (5)	0.581 [0.714]	0.261 [0.934]	1.024 [0.401]	0.018 [0.999]
Ln(L)	-542.135	-3656.104	-4073.845	1636.398
AIC	0.820	5.488	6.115	-2.439
SBC	0.839	5.508	6.134	-2.404
H-Q	0.827	5.496	6.122	-2.426
	BNB	XRP	ADA	DOGE

	FIGARCH	HYGARCH	FIEGARCH	FIEGARCH
Ortalama				
μ	0.152 [0.065]	-0.165 [0.063]	-0.176 [0.063]	-0.135 [0.106]
Φ_1	1.457 [0.000]	0.116 [0.001]	-0.984 [0.000]	-0.057 [0.062]
Φ_2	-0.548 [0.002]	-0.303 [0.001]	-0.729 [0.000]	0.021 [0.417]
Φ_3	-	-0.093 [0.458]	-	-
δ_1	-1.501 [0.000]	-0.232 [0.000]	0.929 [0.000]	-
δ_2	0.588 [0.000]	0.309 [0.000]	0.731 [0.000]	-
δ_3	-	0.050 [0.709]	-0.027 [0.175]	-
Varyans				
ω	5.701 [0.005]	-7.184 [0.455]	3.705 [0.000]	6.136 [0.000]
α	-0.511 [0.001]	-0.738 [0.000]	0.006 [0.989]	-0.834 [0.000]
β	-0.338 [0.042]	-0.655 [0.000]	0.531 [0.000]	0.677 [0.000]
θ_1	-	-	-0.008 [0.748]	0.111 [0.032]
θ_2	-	-	0.217 [0.004]	0.763 [0.000]
γ	-	-	-	-
Δ	-	-	-	-
$\ln(\alpha)$	-	0.792 [0.022]	-	-
d	0.278 [0.000]	0.162 [0.035]	0.424 [0.004]	0.807 [0.000]
v	1.147 [0.000]	2.864 [0.000]	1.140 [0.000]	2.504 [0.000]
$Q(150)$	153.053 [0.328]	136.539 [0.658]	153.478 [0.298]	117.893 [0.083]
$Q_S(150)$	130.885 [0.840]	140.884 [0.648]	119.200 [0.071]	51.699 [0.000]
ARCH (5)	0.300 [0.912]	0.414 [0.838]	1.359 [0.193]	0.220 [0.331]
$\ln(L)$	-4034.001	-4046.635	-4257.703	-4033.357
AIC	6.062	6.086	6.402	6.062
SBC	6.101	6.137	6.453	6.100
H-Q	6.077	6.105	6.421	6.076

Not: d volatilitede uzun hafıza parametresini, v ise GED parametresi tahmin değerini göstermektedir. Q ve Q_S sırasıyla hata terimleri ve hata terimlerinin karesi için Box-Pierce Q istatistikleridir. ARCH(5) değişen varyans test sonuçlarını göstermektedir. $\ln(L)$ log-olabilirlik değerini, AIC, SBC ve H-Q ise sırasıyla Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn model seçim kriterlerini göstermektedir. Köşeli parantez içindeki değerler p -değeridir.

Hong (2001) ortalamada ve varyansta nedensellik testinin uygulanabilmesi için, öncelikle ARMA-GARCH model tahminlerinden standardize hatalar ve standardize hata kareleri hesaplanmış ve Q istatistikleri elde edilmiştir. Buna göre, Dolar endeksi ile kripto para birimleri arasındaki getiri ve volatilité yayılmalarına ilişkin yapılan nedensellik testlerinin sonuçları,

ortalamada nedensellik için Tablo 4'te ve varyansta nedensellik için de Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 4. Hong (2001) Ortalamada Nedensellik Test Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	M = 2	M = 3	M = 4	M = 5
USD _X →BTC	5.517*	5.283*	5.083*	4.998*
BTC→USD _X	-0.544	-0.666	-0.417	-0.118
USD _X →ETH	8.825*	8.397*	7.902*	7.577 *
ETH→USD _X	-0.647	-0.705	-0.630	-0.556
USD _X →USD _T	0.650	0.699	0.656	0.552
USD _T →USD _X	-0.434	-0.393	-0.409	-0.404
USD _X →BNB	11.363*	10.857*	9.985*	9.223*
BNB→USD _X	1.009	0.956	1.040	1.131
USD _X →XRP	1.781**	1.562	1.476	1.441
XRP→USD _X	-0.696	-0.265	-0.004	0.080
USD _X →ADA	4.558*	4.299*	4.019*	3.835*
ADA→USD _X	-0.256	-0.407	-0.450	-0.466
USD _X →DOGE	1.023	0.830	0.863	1.091
DOGE→USD _X	1.110	0.933	0.698	0.475

*Not: * ve ** sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlı nedensellik ilişkisini göstermektedir. M gecikme sayısıdır.*

Tablo 4'teki sonuçlar, getirilerde Dolar endeksinden Bitcoin, Ethereum, BNB, Ripple ve Cardano'ya doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Buna göre, Bitcoin, Ethereum, BNB, Ripple ve Cardano kripto para birimlerinin fiyatlarında görülen değişimler, Dolar endeksinde görülen fiyat hareketlerinden etkilenmektedir. Diğer taraftan, Dolar endeksi ile Tether ve Dogecoin arasında herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır.

Tablo 5'teki sonuçlar ise, Dolar endeksi ile çalışmada yer alan tüm kripto para birimleri arasında %1 anlamlılık düzeyinde çift yönlü volatilité yayılma etkisi olduğunu göstermektedir. Bu sonuçlara göre, Dolar endeksi hakkında piyasaya gelecek yeni bir haber karşısında, Bitcoin, Ethereum, Tether, BNB, Ripple, Cardano ve Dogecoin kripto para birimlerinin anında tepki göstereceği ve volatilitelerinin artacağı beklenmektedir. Benzer şekilde, bu kripto para birimleri hakkında piyasaya yeni bir haber gelmesi halinde de Dolar endeksinin anında tepki gösterip, volatilitésinin artacağı beklenmektedir.

Tablo 5. Hong (2001) Varyansta Nedensellik Test Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	M = 2	M = 3	M = 4	M = 5
USDX→BTC	38.976 *	46.528*	55.069*	63.750*
BTC→USDX	45.788*	57.282*	67.027*	74.605*
USDX→ETH	58.971*	69.353*	81.295*	93.329*
ETH→USDX	66.658*	80.100*	92.059*	102.173*
USDX→USDT	16.541*	16.325*	15.640*	15.140*
USDT→USDX	0.944	1.189	1.584**	2.771*
USDX→BNB	61.227*	71.507*	81.585*	91.727*
BNB→USDX	59.614*	72.126*	85.304*	98.180*
USDX→XRP	41.466*	53.587*	66.033*	77.735*
XRP→USDX	58.703*	70.351*	80.902*	89.973*
USDX→ADA	71.965*	84.327*	97.454*	110.076*
ADA→USDX	83.780*	98.725*	111.963*	124.626 *
USDX→DOGE	24.340*	28.443*	33.153*	37.973*
DOGE→USDX	19.813*	23.931*	27.650*	31.132*

Not: * ve ** sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlı nedensellik ilişkisini göstermektedir. M gecikme sayısıdır.

SONUÇ

20. yüzyılın sonlarına doğru internet devriminin de etkisiyle bilgi ve iletişim teknolojilerinde baş döndürücü hızda gelişmeler yaşanmıştır. Bu gelişmeler sadece gelişmiş bazı ülkeler çapında olmayıp dünya geneline yayılmıştır. Böylece, dünyanın herhangi bir yerinde yaşayan birinin, binlerce kilometre ötede olan gelişmeleri internet aracılığıyla saniyelerle öğrenebilmesi sağlanmış, dolayısıyla bilgiye erişim süresi önemli ölçüde kısalmıştır. İletişim teknolojisindeki gelişmeler bilgiye erişim süresini oldukça kısalttığı gibi, zamanla internetin hızla ticarileşmesinin de etkisiyle bilgiye ulaşma maliyetinin de azalmasına yol açmıştır. Yaşanan bu süreçle birlikte vaktinin önemli bir kısmını elektronik ortamda geçiren ve teknolojik gelişmelere merak duyan başta genç nesil olmak üzere tüketicilerin, internet vasıtasıyla dünyanın diğer ucunda faaliyet gösteren ama elektronik ortamda da ticaret yapan işletmelerin ürünlerini görebilme ve anında sipariş verebilmesi sağlanmıştır.

21. yüzyılın ilk yıllarından itibaren mağazasız perakendecilik olarak da adlandırılan internet üzerinden yapılan ticarete görülen olağanüstü artış beraberinde bazı ödeme problemlerini de getirmiştir. İnternette ticarete

ödemeler elektronik ortamda gerçekleşmekte olup, bu durum işlemlerin gerçekleşmesini sağlayan finansal kurumların ara sıra da olsa gizlilik ve güvenilirliğinin sorgulanmasına yol açarken, ayrıca işlem maliyetlerinin de yüksek olması tüketicileri alternatif ödeme yöntemleri arayışına sürüklemiştir; bu durum kripto paralar olarak da adlandırılan dijital para birimlerinin ortaya çıkış sürecini hızlandırmıştır.

2008 yılında, internet üzerinden gerçekleştirilen alışverişlerde alternatif ödeme araçları arayan tüketicilerin dikkatini çeken önemli bir gelişme yaşandı. Bitcoin olarak adlandırılan ilk kripto para birimi tanıtılmış ve böylece dijital para teknoloji ortaya çıkmıştır. Bu yeni teknoloji, alternatif ödeme aracı arayan tüketicilerin yanı sıra kısa zamanda yatırımcıların da ilgisini çekmiş ve izleyen on yılda yeni kripto paraların ortaya çıkışını hızlandırmıştır. Kısa zamanda sayısı hızla artan kripto para birimleri, beraberinde bunların alternatif ödeme aracı olarak kullanılmasından ziyade birer yatırım aracı olarak görülüp görülemeyeceği sorusunu gündeme getirmiştir. Ancak, kripto para birimlerinin fiyatlarında görülen yüksek volatilité, bu paraların kur riskinden kaçabilmek için geleneksel paralar karşısında alternatif yatırım araçları olarak değerlendirilmesinden ziyade spekülâtif yatırım araçları olarak dikkate alınmasını gerektirmektedir.

Bu çalışmada, kripto para birimleri ile bireysel döviz kurları arasında tam olarak yansıtılmayan volatilité yayılma etkisi, altı yabancı para birimi (euro, yen, sterlin, İsviçre frangı, Kanada doları ve İsveç kronu) tarafından oluşturulan sepete göre değeri belirlenen Amerikan doları endeksi ile en yüksek piyasa değerine sahip ilk on kripto para biriminden en geniş örneklem hacminin sağlandığı yedi tanesi (Bitcoin, Ethereum, Tether, BNB, Ripple, Cardano ve Dogecoin) arasındaki volatilité yayılma etkisinin olası varlığı araştırılmış, ayrıca kripto para birimlerinin alternatif yatırım araçları olup olamayacağı sorusuna cevap aranmıştır. Ortalamada nedensellik testinden elde edilen sonuçlara göre, Dolar endeksinden Bitcoin, Ethereum, BNB, Ripple ve Cardano'ya doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuç, getirilerde Bitcoin, Ethereum, BNB, Ripple ve Cardano kripto para birimlerinin fiyatlarında görülen değişimlerin, Dolar endeksinde görülen fiyat hareketlerinden etkilendiklerini göstermektedir. Diğer taraftan, Dolar endeksi ile Tether ve Dogecoin arasında herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanılmamıştır. Varyansta nedensellik test sonuçlarına göre ise, Dolar endeksi ile çalışmada yer alan tüm kripto para birimleri arasında %1 anlamlılık düzeyinde çift yönlü volatilité yayılma etkisi olduğu tespit edilmiştir. Bu sonuç, Dolar endeksi hakkında piyasaya gelecek yeni bir haber karşısında, Bitcoin, Ethereum, Tether, BNB, Ripple, Cardano ve Dogecoin kripto para birimlerinin anında tepki

göstereceğini ve volatilitelerinin artacağını; benzer şekilde, çalışmada yer alan kripto para birimleri hakkında piyasaya yeni bir haber gelmesi halinde Dolar endeksinin de anında tepki göstereceği, volatilitelerinin artacağını göstermektedir. Elde edilen sonuçlar kripto para birimlerinin alternatif yatırım araçları olup olmayacağı sorusuna cevap arayan yatırımcılar açısından değerlendirildiğinde ise altı yabancı para birimi tarafından oluşturulan Dolar endeksi ile incelenen tüm kripto para birimleri arasında güçlü volatiliteler yayılma etkisi olmasından dolayı, kripto para birimlerinin portföylerini çeşitlendirerek risklerini azaltmak isteyen yatırımcılar için alternatif bir yatırım aracı olmayacağını göstermektedir.

KAYNAKÇA

- Aksoy, E., Teker, T., Mazak, M., & Kocabıyık, T. (2020). Kripto paralar ve fiyat ilişkileri üzerine bir analiz: Toda-Yamamoto nedensellik analizi ile bir inceleme. *Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (37), 110-129.
- Albuquerque, B.S.D., & Callado, M. D. C. (2015). Understanding Bitcoins: Facts and questions. *Revista Brasileira de Economia*, 69(1), 3-16.
- Baek, C., & Elbeck, M. (2015). Bitcoins as an investment or speculative vehicle? A first look. *Applied Economics Letters*, 22(1), 30-34.
- Bartos, J. (2015). Does Bitcoin follow the hypothesis of efficient market? *International Journal of Economic Sciences*, 4(2), 10-23.
- Berentsen, A., & Schär, F. (2018). A short introduction to the world of cryptocurrencies. *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Review*, 100(1), 1-16.
- Bunjaku, F., Gjorgieva-Trajkovska, O., & Miteva-Kacarski, E. (2017). Cryptocurrencies—advantages and disadvantages. *Journal of Economics*, 2(1), 31-39.
- Chancharat, S., & Butda, J. (2021). Return and volatility linkages between bitcoin, gold price, and oil price: Evidence from diagonal BEKK–GARCH model. *In Environmental, social, and governance perspectives on economic development in Asia*, 29, 69-81.
- Cheung, Y., & Ng, L. K. (1996). A Causality-in Variance Test and Its Applications to Financial Market Prices. *Journal of Econometrics*, 72, 33-48.
- Claeys, G., Demertzis, M., & Efstathiou, K. (2018). Cryptocurrencies and monetary Policy. *Bruegel Policy Contribution*, 10, 1-12.
- Çevik, E., Çalışkan, H., & Çevik, E. İ. (2021). Bitcoin ile Önemli Döviz Kuruları Arasında Nedensellik İlişkisi. *İğdır Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 108-130.
- Dyhrberg, A. H. (2016). Bitcoin, gold and the dollar—A GARCH volatility analysis. *Finance Research Letters*, 16, 85-92.
- Erdaş, M. L., & Yağcılar, G. G. (2022). Bitcoin as An Investment Vehicle: The Asymmetric Relationships Between Bitcoin and Global Technology Indexes. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 9(3), 2070-2093.
- Fox, A. J. (1972). Outliers in Time series. *Journal of the Royal Statistical Society*, 55, 559-567.
- Giudici, G., Milne, A., & Vinogradov, D. (2020). Cryptocurrencies: market analysis and perspectives. *Journal of Industrial and Business Economics*, 47, 1-18.
- Hong Y. (2001). A Test for Volatility Spillover with Application to Exchange Rates. *Journal of Econometrics*, 103, 183-224.

- Katsiampa, P. (2019). Volatility co-movement between Bitcoin and Ether. *Finance Research Letters*, 30, 221-227.
- Koutmos, D. (2018). Return and volatility spillovers among cryptocurrencies. *Economics Letters*, 173, 122-127.
- Köseoğlu, S. D., & Çevik, E. İ. (2013). Testing for Causality in Mean and Variance between the Stock Market and the Foreign Exchange Market: An Application to the Major Central and Eastern European Countries. *Czechs Journal of Economics and Finance*, 63(1), 65- 86.
- Kristjanpoller, W., & Bouri, E. (2019). Asymmetric multifractal cross-correlations between the main world currencies and the main cryptocurrencies. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, 523, 1057-1071.
- Kumar, A. S., & Anandarao, S. (2019). Volatility spillover in crypto-currency markets: Some evidences from GARCH and wavelet analysis. *Physica A: statistical mechanics and its applications*, 524, 448-458.
- Mishkin, F. S. (2015). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. London: Pearson Education.
- Mokni, K., & Ajmi, A. N. (2021). Cryptocurrencies vs. US dollar: Evidence from causality in quantiles analysis. *Economic Analysis and Policy*, 69, 238-252.
- Nakamoto, S. (2008). Bitcoin: A peer-to-peer electronic cash system. <https://bitcoin.org/bitcoin.pdf>, (23.02.2023).
- Palazzi, R. B., Júnior, G. D. S. R., & Klotzle, M. C. (2021). The dynamic relationship between bitcoin and the foreign exchange market: A nonlinear approach to test causality between bitcoin and currencies. *Finance Research Letters*, 42, 101893.
- Perron, P. (1990). Testing for a unit root in a time series with a changing mean. *Journal of Business and Economic Statistics*, 8(2), 153-162.
- Radovanov, B., Marcikić, A., & Gvozdenović, N. (2018). A time series analysis of four major cryptocurrencies. *Facta Universitatis, Series: Economics and Organization*, 15(3), 271- 278.
- Salim, J. (2023). Simulation of Bitcoin in Dollarized Economies. *Journal of Economics and Technology Research*, 4(1), 41-45.
- Sovbetov, Y. (2018). Factors Influencing Cryptocurrency Prices: Evidence from Bitcoin, Ethereum, Dash, Litecoin, and Monero. *Journal of Economics and Financial Analysis*, 2(2), 1-27.
- Urquhart, A., & Zhang, H. (2019). Is Bitcoin a hedge or safe haven for currencies? An intraday analysis. *International Review of Financial Analysis*, 63, 49-57.
- Verardi, V. ve Vermandele, C. (2018). Univariate and multivariate outlier identification for skewed or heavy-tailed distributions. *The Stata Journal*, 18(3), 517-532.

Tüketici Güven Endeksi, Politika Faizi ve Bist100 Endeksi Arasında Fourier Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği

İbrahim Sezer Belliler¹

Ahmet Demiralp²

Özet

Bu çalışmada Türkiye’de tüketici güven endeksi, politika faizi ve BİST100 endeksi arasındaki kısa dönem nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. 2011:01-2023:01 dönemleri arasında aylık veriler kullanılarak Enders ve Jones (2016) Fourier Granger nedensellik analizi ile Nazhoğlu vd. (2016) Fourier Toda-Yamamoto nedensellik analizi kullanılarak analiz edilmiştir. Fourier Granger nedensellik analizinin ön şartı olarak değişkenlerin durağanlığı ADF birim kök testi ile incelemiştir. Yapılan analizler neticesinde tüketici güven endeksinden politika faizine ve BİST100’den tüketici güven endeksine doğru tek yönlü kısa dönem nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

1. GİRİŞ

Tüketici güveninin makroekonomik değişkenlerle güçlü bir ilişkisi vardır. Ekonomik karar birimlerinin düşünce, duygu ve kararları psikolojik, sosyolojik ve politik kararlardan etkilendiği gibi çeşitli makroekonomik değişkenlerden de etkilenir. Bir ekonomik durum göstergesi olan güven endeksi, ekonomik karar birimlerinin geleceğe yönelik beklenti ve davranışlarını etkilemektedir (Başarır vd. 2019:173).

Türkiye ekonomisinde ise yatırımcı duyarlılığını ölçmede kullanılan tüketici güven endeksi, pek çok ülkede, tüketiciler her ay ankete tabi tutulur ve toplanan verilerle tüketici güven endeksleri oluşturulur. Oluşturulan bu

1 Harran Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, e-mail: sezerbelliler@gmail.com, Orcid no: 0000-0001-8141-6347

2 Harran Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü, e-mail: ahmt.dmrp@gmail.com, Orcid no: 0000-0002-0981-7215

güven endeksi hükümetler, iş dünyası ve politikacılar tarafından yakından takip edilir. Bu endeks, Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) ve Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB) tarafından, “Tüketici Eğilim Anketi” üzerinden aylık olarak hesaplanarak elde edilir. TÜİK ve TCMB tarafından gerçekleştirilen anket, tüketicilerin mali durumlarının, genel ekonominin mevcut durumunun, geleceğe yönelik beklentilerinin, tüketim ve tasarruf eğilimlerinin belirlenmesine yönelik bilgiler sunmaktadır. Anket sonuçları ile hesaplanan tüketici güven endeksi beklentilere yönelik öncü bir gösterge olup, tüketicilerin ekonomik faaliyetlere olan güvenine ilişkin durumun olumlu olup olmadığını ortaya koymaktadır (Akkuş ve Zeren, 2019:54, Başarır vd. 2019:174).

Tüketici güven endeksi, hane halkının geleceğe yönelik yatırım ve tasarruflarını şekillendirdiği için ülke ekonomisi için çok önemli bir endekstir. Tüketicinin piyasaya duyduğu güven, ekonomi üzerinde olumlu bir etki bırakırken, tam tersi durumda ise, yatırımcı farklı piyasalara yönelmeye başlayacaktır (Çilingir, 2021:131).

Tüketici güven endeksleri yatırımcı hissiyatı için doğrudan finansal araştırmalarda bir tahmin aracı olarak kullanılmaya başlanmıştır. Hisse senedi piyasalarındaki değişikliklerin ekonomik koşullarda değişikliklere yol açtığı iyi bilindiğinden anketler, tüketicilerin gelecekteki ekonomik koşullarla ilgili beklentilerini ölçmek için oluşturulur, bu nedenle, borsalardaki değişikliklerin tüketicilerin ekonominin gelecekteki durumu hakkında görüşlerinin oluşmasına katkıda bulunabileceği beklenebilir (Ferrer vd. 2016:196).

Bu çalışma beş bölümden oluşmaktadır. İlk bölümde analize konu olan çalışma hakkında bilgi verilmiştir. İkinci bölümde Türkiye özelinde bu değişkenlerle yapılan literatür özetine yer verilmiştir. Üçüncü bölümde analizde kullanılacak veri seti ile analiz metotları tanıtılmıştır. Dördüncü bölümde ampirik bulgular tablolar halinde verilmiştir. Beşinci ve son bölümde ise yapılan çalışma özetlenmiştir.

2. LİTERATÜR ÖZETİ

Bu çalışmada Türkiye’de Tüketici Güven Endeksi (TGE), Politika Faizi (PF) ve BİST100 getiri endeksi arasındaki nedensellik ilişkisi incelenecektir. Bu doğrultuda literatür araştırması yapıldığında ele alınan değişkenler arasında nedensellik ilişkisinin incelenmediği görülmektedir. Ancak bu değişkenlerin de ayrı ayrı incelendiği birçok nedensellik çalışması mevcuttur. Bu bölümde Türkiye için yapılan tüketici güven endeksi, politika faizi ve Bist100 ile ilgili nedensellik çalışmalarından bazıları aşağıda özetlenmiştir.

Görmüş ve Güneş (2010), 2002:01-2008:12 dönemleri arasında Türkiye’de TGE’nin reel döviz kuru ve borsa endeksi üzerindeki etkisini Granger nedensellik testi ile incelemişlerdir. Hisse senedi fiyatından ve reel döviz kurundan TGE’ye tek yönlü nedensellik ilişkisine ulaşılmıştır.

Topuz (2011), 2004:01 ve 2009:01 dönemleri arasında Türkiye’de TGE ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik ilişkisi ile incelemişlerdir. Çalışmada hisse senetlerinden TGE’ye tek yönlü bir nedensellik ilişkisi elde edilmiştir.

Kale ve Akkaya (2016), 2004:01 ve 2015:06 dönemleri arasındaki aylık veriler kullanılarak Türkiye’de TGE, reel sektör güven endeksi ve beş farklı hisse senedi endeksleri (mali, sınai, hizmet, teknoloji ve toplam) arasındaki ilişkiyi VAR modeli ile analiz etmişlerdir. TGE ile hisse senedi getirisi arasında bir nedensellik ilişkisi bulunmamakla birlikte hisse senetlerinin TGE üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Canöz (2018), BİST100, TGE ve Bloomberg HITGE arasındaki ilişkiyi 2004:01-2017:12 dönemleri için Toda-Yamamoto nedensellik testi ile incelemiştir. BİST100 endeksinden TGE’ye tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Tekin ve Cengiz (2018), tüketici güven endeksi ile BİST100 endeksi arasındaki ilişkiyi 2004:01-2017:08 dönemleri arasında aylık verileri kullanarak Granger nedensellik testi, Engle-Granger eşbütünleşme ve Johansen eşbütünleşme testi ile analiz etmişlerdir. BİST100 endeksinden tüketici güven endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Başarır vd. (2019), 2012:01-2018:06 dönemleri arasında aylık verileri kullanarak Türkiye’de tüketici güven endeksi, sanayi üretim endeksi, BİST100 kapanış fiyatları, TÜFE ve dolar kuru arasındaki ilişkiyi ADF ve PP birim kök testleri, Granger nedensellik ve VAR analizi kullanarak incelemişlerdir. Granger nedensellik testinin sonuçlarına göre, tüketici güven endeksinden sanayi üretim endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ve BİST100, dolar kuru ve TÜFE’den tüketici güven endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi elde edilmiştir.

Bağcı (2019), 2003-2018 yılları arasındaki verileri kullanarak merkez bankası politika faizi, dolar kuru ve euro kuru arasındaki ilişkiyi ADF birim kök testi, VAR analizi ve Granger nedensellik testi ile incelemiştir. Granger testinin sonuçlarından politika faizi ile döviz kuru (dolar ve euro) arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Kaya (2020), tüketici güven endeksi ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi 2004:01-2020:05 dönemleri arasında aylık verileri kullanarak FADF birim

kök testi, FADL eşbütünleşme testi ve Hacker Hatemi (2006) nedensellik testi ile incelemiştir. Nedensellik testinden ve döviz kurundan tüketici güven endeksine tek yönlü nedensellik bulunmuştur.

Güler (2020), 2011:01-2018:05 yılları arasındaki aylık verileri kullanarak nominal döviz kuru ile para politikası faiz oranı, ortalama fonlama maliyeti ve gösterge faiz oranı arasındaki ilişkiyi ADF ve PP birim kök testi, ARDL sınır testi ve Granger nedensellik testi ile incelenmiştir. Analiz sonuçlarından hem kısa dönemde hem de uzun dönemde nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

Aksoy (2021), 2012:01-2020:04 dönemleri arasında aylık veriler kullanarak tüketici güven endeksi ile dolar kuru arasındaki ilişkiyi Zivot-Andrews(1992) ve Lee-Strazicich (2013) yapısal kırılmalı birim kök testleri, Gregory-Hansen (1996) yapısal kırılmalı eşbütünleşme analizi ve Hacker Hatemi J (2006) Bootstrap nedensellik testi ile analiz etmiştir. Nedensellik testinden tüketici güven endeksinden dolar kuruna doğru nedensellik tespit edilmiştir.

Tüzün vd. (2021), Türkiye’de güven endeksleri (Finansal hizmetler güven endeksi, Reel kesim güven endeksi, tüketici güven endeksi), kredi temerrüt takası, BİST100, BİST Sanayi ve BİST Mali sektör endeksleri arasındaki ilişkiyi 2012:05-2018:11 dönemleri arasında aylık verileri kullanarak Hacker ve Hatemi-J (2012) Bootstrap nedensellik testi ve Balcılar vd. (2010) Bootstrap Kayan Pencere nedensellik testi ile incelemiştir. Nedensellik testi sonuçlarına göre kredi temerrüt takasından BİST100’e, finansal hizmetler güven endeksinden BİST Sanayiye ve reel kesim güven endeksinden BİST Mali endeksine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi ayrıca BİST100 endeksinden ise tüketici güven endeksine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Bozkurt (2021), merkez bankası politika faizi, piyasa faizi, dolar kuru ve enflasyon arasındaki ilişki 2011:01-2021:08 dönemleri arasında aylık veriler kullanılarak VAR analizi, etki-tepki fonksiyonları ve Granger nedensellik testi ile incelemiştir. Piyasa faizinden politika faizine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin yanı sıra piyasa faizinden dolar kuruna ve dolar kurundan enflasyona doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi elde edilmiştir.

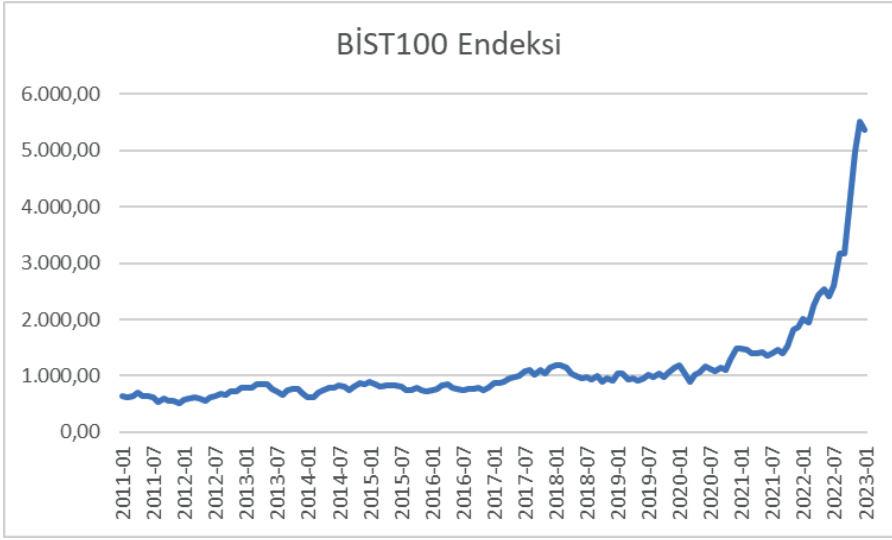
Önem (2022), 2012:01-2021:08 dönemleri arasındaki aylık verileri kullanarak Türkiye’de tüketici güven endeksi ile bazı BİST sektörel endeksleri (BİST100, Kurumsal yönetim, Sigorta, Sınai) arasındaki ilişkiyi ARDL Sınır Test ve Granger nedensellik testi ile incelemiştir. Granger nedensellik testinin sonucuna göre, tüketici güven endeksinden BİST bankacılık sektörüne doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Zanbak vd. (2022), 2007:01-2020:12 yılları arasında aylık veriler yardımıyla enflasyon oranı, döviz kuru, işsizlik oranı, genç işsizlik oranı, tüketici kredisi faizi ile tüketici güven endeksi arasında ilişkiyi ADF birim kök testi, Johansen eşbütünleşme analizi ve Granger nedensellik analizi ile incelemiştir. Döviz kuru, işsizlik oranı, genç işsizlik oranı, enflasyon ve tüketici kredisi faizi ile tüketici güven endeksi arasında kısa dönemde nedensellik ilişkisi anlamlı çıkmazken uzun dönemde nedensellik ilişkisi anlamlı çıkmıştır.

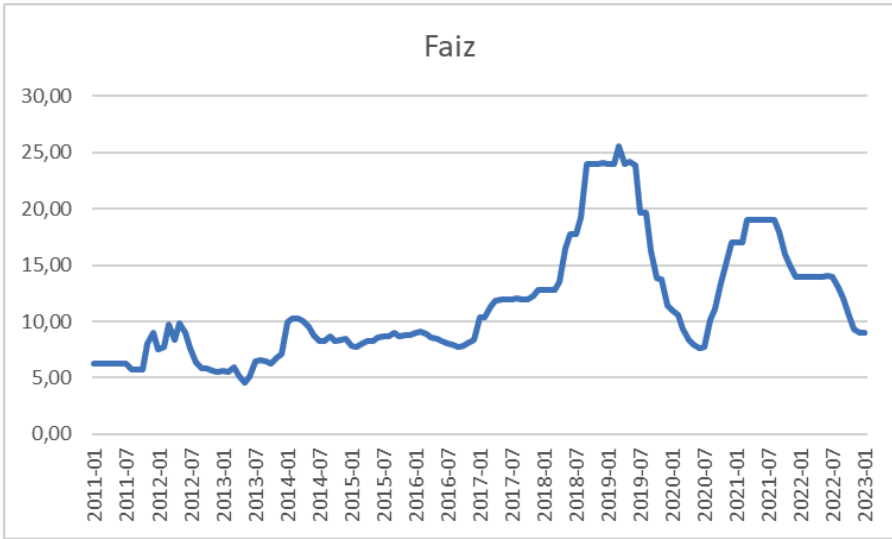
3. VERİ SETİ ve ARAŞTIRMA YÖNTEMİ

3.1. Veri Seti

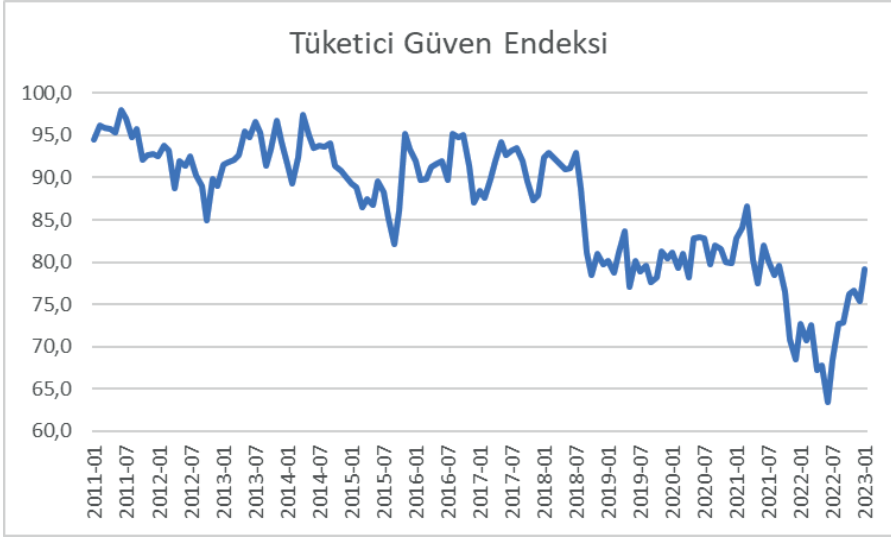
Çalışmada kullanılacak olan veriler TCMB Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)'den çekilmiştir. BİST100 verisi Borsa İstanbul 100 fiyat endeksinin aylık kapanış verileri olarak incelemeye alınmıştır. Tüketici Güven Endeksi verisi ise TÜİK ve TCMB'nin aylık sıklıkta gerçekleştirmiş olduğu anketler sonucunda genel olarak tüketicinin güveninin ölçülmesini sağlayan endeks olarak tanımlanabilir. Tüketici güven endeksi verisi 2011 yılı için TÜİK internet sayfasından, 2012 ile 2023 yılları arasındaki aylık veriler ise EVDS' den çekilmiştir. Faiz verisinin belirlenmesinde ise TCMB ağırlıklı fonlama maliyetinden faydalanılmıştır. Ağırlıklı ortalama fon maliyeti, TCMB tarafından piyasada oluşacak olan faizleri belirleyebilmek amacıyla borç verme faizi ve haftalık repo faizinin ağırlıklı ortalaması olarak hesaplanmaktadır. Çalışmada kullanılan veri seti 2011:01-2023:01 aralığındaki aylık verileri kapsamaktadır. BİST100, politika faizi ve tüketici güven endekslerine ait 2011-2023 yılları arasındaki verilerin grafikleri Şekil 1, Şekil 2 ve Şekil 3'te verilmiştir.



Şekil 1. BİST100 endeksi



Şekil 2. Faiz



Şekil 3. Tüketici güven endeksi

BİST100 endeks verisi incelendiğinde 2011 yılından 2021 yılına kadar olan süreç içerisinde Borsa İstanbul yaklaşık 1000 puan seviyesinde seyretmekte iken 2020 yılında Türkiye’de etkisini göstermeye başlayan Covid19 pandemisi, artan döviz kuru ve enflasyonist süreç neticesinde Borsa İstanbul ani yükseliş kaydederek 5500 seviyelerine kadar yükseliş göstermiştir. Borsa İstanbul küçük ve yerel yatırımcının ilgisini, Kur Korumalı Vadeli Mevduat sistemi ile kontrol altına alınan ve yatay bir seyir izlemeye başlayan döviz kuru ile birlikte çekmeye başlamıştır. 2011 ile 2018 yılları arasında 90 seviyelerinde dalgalı bir seyir izleyen Tüketici Güven Endeksi, 2018 yılından sonra ani bir kırılma yaşayarak 80 seviyelerine çekilmiştir. 2021 ile 2022 yılları arasında tarihi dip seviyelere doğru kırılmalar gösteren endeks 2022 yılının ortasından itibaren toparlanma eğilimine girip 2023 ocak ayı itibari ile tekrar 80’li seviyelere tırmanmayı başarabilmiştir.

2011-2023 yılları arasındaki Türkiye’deki tüketici güven endeksi, faiz ve BİST100 değişkenlerine ait betimleyici istatistikler aşağıdaki Tablo 1’de verilmiştir.

Tablo 1. Betimleyici istatistikler

Değişkenler	BİST100	Faiz	Tüketici Güven Endeksi
Ortalama	1121.533	11.3815	86.739
Medyan	874.783	9.27	89.300
En Büyük Değer	5509.160	25.500	98.000
En Küçük Değer	512.666	4.520	63.400
Standart Sapma	806.983	5.150	7.6984
Çarpıklık	3.550	1.095	-0.7775
Basıklık	17.128	3.388	2.7993
J-B Normallik Test İstatistiği	1510.718	29.888	14.853
J-B Normallik Olasılık Değeri	0.000	0.000	0.001

Tablo 1’de ifade edilen tanımlayıcı istatistiklere göre BİST100, faiz ve Tüketici Güven Endeksinin ortalaması sırasıyla yaklaşık 1121.5, 11.38 ve 86.74 olarak bulunmuştur. BİST100 ve faiz değişkeni için pozitif çarpıklık tespit edilirken Tüketici Güven Endeksi değişkeni negatif çarpık olarak bulunmuştur. Basıklık değerleri faiz ve BİST100 değişkeni için 3’ün üzerinde bulunmakla birlikte Tüketici Güven Endeksi için 3’ün altında hesaplanmıştır. Jargue-Bera test istatistiğinde normal dağılım için uygun görülen basıklığın 3, çarpıklığın ise 0 değerinden oldukça uzak olmasından dolayı hiçbir değişkenin normal dağılmadığı ifade edilebilir. J-B normallik olasılık değerlerinin tüm değişkenler için yaklaşık olarak 0 bulunmuştur. Bu nedenle tüm değişkenler için normallik varsayımının sağlandığını ifade eden temel hipotez reddedilmektedir.

3.2. Araştırma Yöntemi

Temel olarak iki değişken ele alındığında, ilgili değişkenlerin arasında kurulabilecek nedensellik ilişkisi bir değişkenin diğer değişken hakkında sağlayabildiği faydalı bilgi mantığına dayanmaktadır. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin Granger (1969) ile sınanmaya başlanmasıyla birlikte literatürde birçok nedensellik ilişkisini analiz eden çalışma ortaya çıkmıştır. Nedensellik ilişkisi temel olarak incelenmek istenildiği zaman aşağıda ifade edilen vektör otoregresif (VAR) modeli ele alınabilir.

$$Y_t = \alpha_{01} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} X_{t-i} + u_{1t} \quad (1)$$

$$X_t = \alpha_{02} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} X_{t-i} + u_{2t} \quad (2)$$

Yukarıda ifade edilen denklem sisteminde görüldüğü üzere değişkenler arasında meydana gelen yapısal değişimler dikkate alınmamıştır. Makro ekonomik politikalarda meydana gelen değişiklikler, kriz vb. gibi iktisadi olaylarda değişkenler arasında meydana gelebilecek ani veya yumuşak kırılmaların modellenmesi gerekmektedir. Yapısal değişimler dikkate alınmadan incelen nedensellik ilişkisi, yanıltıcı sonuçların elde edilmesine yol açacaktır. Nedensellik analizlerinde yapısal değişimler literatürde uzun bir süre boyunca dikkate alınmamıştır. Enders ve Jones (2016) çalışması ile nedensellik analizlerinde yapısal değişimler modellenmeye başlanmıştır. Enders ve Jones (2016) nedensellik analizinde Fourier fonksiyonları yardımıyla yapısal değişimleri modellemiştir. Fourier fonksiyonlarının dahil edilmesiyle dikkate alınan yapısal değişimler aşağıdaki denklemdeki gibi ifade edilebilmektedir.

$$Y_t = \alpha_{01} + \sum_{i=1}^p \alpha_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{1i} X_{t-i} + \theta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \theta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + u_{1t} \quad (3)$$

$$X_t = \alpha_{02} + \sum_{i=1}^p \alpha_{2i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{2i} X_{t-i} + \theta_3 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \theta_4 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + u_{2t} \quad (4)$$

Enders ve Jones (2016) tarafından önerilen Fourier nedensellik analizi denklem 3 ve 4'te belirtildiği gibi vektör otoregresif (VAR) modeli formunda ifade edilebilmektedir. Enders ve Jones (2016) nedensellik analizine tabi tutulacak değişkenlerin Granger nedensellik analizine benzer bir şekilde durağan bir yapıda olması gerektiğini savunmuşlardır. Değişkenler birim köklü olduğu durumda fark alınarak durağan bir yapıya getirilmesi gerekmektedir. Fakat değişkenlerin farkının alınması bilgi kaybına neden olacağı için Nazlıoğlu vd. (2016), Enders ve Jones (2016)'un çalışmasını genişleterek Toda-Yamamoto (1995) tabanlı Fourier nedensellik testini literatüre kazandırmışlardır. Toda-Yamamoto (1995) nedensellik analizine tabi tutulacak değişkenlerin durağan olmak zorunda olmadığını savunmuşlardır. Toda-Yamamoto (1995) nedensellik analizinde değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesi kadar gecikmenin modele eklenecek fark alınmasının gerekli olmadığını savunmuşlardır. Nazlıoğlu vd. (2016) çalışmalarında Toda-Yamamoto (1995) önerisini dikkate alarak modeli aşağıdaki gibi genişletmiştir.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \beta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{i=1}^{l+d_{max}} \theta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{l+d_{max}} \theta_{1i} X_{t-i} + u_t \quad (5)$$

$$X_t = \lambda_0 + \lambda_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \lambda_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{i=1}^{l+d_{max}} \phi_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{l+d_{max}} \phi_{1i} X_{t-i} + v_t \quad (6)$$

Yukarıda ifade edilen denklemlerde l ve d_{max} sırasıyla VAR modelin optimal gecikme uzunluğu ve VAR modelindeki değişkenlerin maksimum bütünleşme derecesini ifade etmektedir. Denklemlerde ifade edilen Fourier terimleri olan k , frekans sayısını, t ise zaman değişkenini ifade etmektedir. T ise toplam gözlem sayısını göstermektedir. Optimal frekans uzunluğunun belirlenmesi için ise k yerine 1 ile 5 aralığında değerler verilip minimum kalıntı kareler toplamının bulunduğu k değeri uygun frekans uzunluğu olarak belirlenmektedir. Fourier Toda-Yamamoto nedensellik analizinde değişkenlerin farkının alınmaması ve eşbütünleşme ilişkisine bakılmamasından dolayı oldukça avantajlı bir test haline gelmektedir. İfade edilen bu nedenlerden dolayı Nazlıoğlu vd. (2016) testi kullanılacaktır.

4. AMPİRİK BULGULAR

Çalışmada değişkenler arasındaki kısa dönem nedensellik ilişkisini incelemek için Enders ve Jones (2016) Fourier Granger nedensellik testi ile Nazlıoğlu vd. (2016) Fourier Toda-Yamamoto nedensellik analizi kullanılmıştır. Çalışmada kullanılacak olan nedensellik testlerinden Enders ve Jones (2016) Fourier Granger nedensellik testinin ön şartı değişkenlerin durağan olmasıdır. Bu nedenle çalışmada kullanılacak serilerin durağanlıkları ADF birim kök testi ile incelenmiştir. Aşağıda BİST100, faiz ve TGE'ye ait birim kök testinin sonuçları Tablo 2, Tablo 3 ve Tablo 4'de verilmiştir.

Tablo 2. BİST100 değişkeni için ADF test istatistik sonucu

Model Tipi	ADF Test İstatistiği	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
Sabitsiz ve Trendsiz	3.1175	-2.581	-1.943	-1.615
Sabit Terimli	4.8463	-3.476	-2.881	-2.578
Sabit ve Trendli	4.2729	-4.023	-3.441	-3.145

Tablo 3. Faiz değişkeni için ADF test istatistik sonucu

Model Tipi	ADF Test İstatistiği	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
Sabitsiz ve Trendsiz	-1.0324	-2.581	-1.943	-1.615
Sabit Terimli	-2.7816*	-3.477	-2.882	-2.578
Sabit ve Trendli	-3.3138*	-4.024	-3.442	-3.146

Not: *, serinin %10 anlamlılık seviyesinde birim köklü olduğunu ifade eden temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 4. Tüketici Güven Endeksi değişkeni için ADF test istatistik sonucu

Model Tipi	ADF Test İstatistiği	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
Sabitsiz ve Trendsiz	-0.6593	-2.581	-1.943	-1.615
Sabit Terimli	-2.0948	-3.477	-2.882	-2.578
Sabit ve Trendli	-3.8329**	-4.023	-3.441	-3.145

Not: **, serinin %5 anlamlılık seviyesinde birim köklü olduğunu ifade eden temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Serilerin düzey değerlerine uygulanan ADF birim kök testi sonucunda BİST100 değişkeni sabit terimli, sabit terimli ve trendli, sabitsiz ve trendsiz bütün durumlarda birim köklü olarak bulunmuştur. Faiz değişkeni ise sabit terimli, sabit terimli ve trendli durumlarda %10 anlamlılık seviyesine göre durağan bulunmuştur. TGE değişkeni ise sabitli ve trendli durum için %5 anlamlılık seviyesine göre durağan bulunmuştur. Serilerin hepsinin düzey değerinde durağan olmamasından dolayı aşağıda bu değişkenlerin birinci farkları alınarak yapılan ADF birim kök testlerine ait bulgular aşağıdaki tablolarda verilmiştir.

Tablo 5. Birinci Farkı Alınmış BİST100 değişkeni için ADF test istatistik sonucu

Model Tipi	ADF Test İstatistiği	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
Sabitsiz ve Trendsiz	4.3418	-2.583	-1.943	-1.615
Sabit Terimli	-7.3197***	-3.476	-2.881	-2.578
Sabit ve Trendli	-7.8269***	-4.023	-3.441	-3.145

Not: ***, serinin %1 anlamlılık seviyesinde birim köklü olduğunu ifade eden temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Tablo 6. Birinci Farkı Alınmış Faiz değişkeni için ADF test istatistik sonucu

Model Tipi	ADF Test İstatistiği	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
Sabitsiz ve Trendsiz	-3.9920***	-2.581	-1.943	-1.615
Sabit Terimli	-3.9777***	-3.477	-2.881	-2.578
Sabit ve Trendli	-4.0058**	-4.024	-3.442	-3.146

*Not: ***, ** sırasıyla serinin %1 ve %5 anlamlılık seviyesinde birim köklü olduğunu ifade eden temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.*

Tablo 7. Birinci Farkı Alınmış Tüketici Güven Endeksi değişkeni için ADF test istatistik sonucu

Model Tipi	ADF Test İstatistiği	Kritik Değerler		
		%1	%5	%10
Sabitsiz ve Trendsiz	-9.4145***	-2.581	-1.943	-1.615
Sabit Terimli	-9.4412***	-3.477	-2.881	-2.578
Sabit ve Trendli	-9.4004***	-4.024	-3.442	-3.146

*Not: ***, serinin %1 anlamlılık seviyesinde birim köklü olduğunu ifade eden temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir*

Birinci farkı alınan BİST100, faiz ve Tüketici Güven Endeksi değişkenlerin tamamının serinin birim köklü olduğunu ifade eden temel hipotezi reddettiği tespit edilmiştir. Bu nedenle birinci farkı alınan bütün değişkenlerin I(1) olduğu bulunmuştur. Değişkenlerin durağan olduğu varsayımına dayanan Enders ve Jones (2016) Fourier nedensellik testi için bütün değişkenlerin birinci farklarının kullanılmasına karar verilmiştir. Fourier Granger nedensellik analizinin sonuçları aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tablo 8. Fourier Granger Nedensellik Test Sonucu

Model	Wald İstatistiği	Asimptotik p-değeri	Bootstrap p-değeri	k	p
Faiz → BİST100	1.0504	0.3054	0.2838	1	3
BİST100 → Faiz	1.0235	0.3116	0.3011	1	3
TGE → Faiz	3.9194	0.0477**	0.0467**	1	3
Faiz → TGE	1.1002	0.2942	0.3035	1	3
BİST100 → TGE	0.2458	0.6221	0.6092	1	3
TGE → BİST100	0.0745	0.7849	0.7796	1	3

Not: **, %5 anlamlılık seviyesinde nedenselliğin olmadığını ifade eden temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Yukarıdaki tabloda verilen Enders ve Jones (2016) Fourier Granger nedensellik sonucu incelendiği zaman sadece Tüketici Güven Endeksinden Faiz değişkenine doğru %5 güven düzeyinde tek yönlü bir nedensellik bir ilişkisi bulunmuştur. Serilerin durağan olma şartına bakmaksızın kısa dönem nedensellik ilişkisinin incelendiği Fourier Toda-Yamamoto nedensellik testinin sonuçları aşağıda verilmiştir.

Tablo 9. Fourier Toda- Yamamoto Nedensellik Test Sonucu

Model	Wald İstatistiği	Asimptotik p-değeri	Bootstrap p-değeri	k	p
Faiz → BİST100	0.0714	0.7892	0.7572	1	1
BİST100 → Faiz	1.1419	0.2852	0.2454	1	1
TGE → Faiz	4.0667	0.0437**	0.0553**	1	1
Faiz → TGE	2.1645	0.1412	0.1203	1	1
BİST100 → TGE	5.5768	0.0181**	0.0360**	1	1
TGE → BİST100	0.3380	0.5609	0.4572	1	1

Not: **, %5 anlamlılık seviyesinde nedenselliğin olmadığını ifade eden temel hipotezin reddedildiğini göstermektedir.

Yukarıdaki tabloda ifade edilen Fourier Toda-Yamamoto nedensellik test sonuçlarına göre Tüketici Güven Endeksinden faiz'e doğru ve BİST100' den Tüketici Güven Endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir.

5. SONUÇ

Covid-19 salgınının etkilerinin küresel piyasalarda zayıflamaya başlamasından sonra makro ekonomik göstergelerin öncelikli değişkenlerinden olan Tüketici Güven Endeksi, faiz ve BİST100 endeksi Türkiye için önemini giderek arttırmıştır. Özellikle 2020 yılının başlarında 1000 puan civarında olan BİST100 fiyat endeksinde başlayan sıçrama 2023 yılı Ocak ayı itibariyle 5000'li puanların üzerini görmüştür. Ayrıca salgın sonrası dönemde başlayan küresel enflasyon ülkemizde de etkilerini ciddi boyutlarda hissettirmiştir. Enflasyonist süreç ile başa çıkmaya çalışan gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin Merkez Bankalarının faiz politikaları çok daha önemli bir unsur haline gelmiştir. Literatürde BİST100, faiz ve Tüketici Güven Endeksi değişkenlerini birlikte ele alan ekonometrik analizlerin bulunmaması bu çalışmanın özgün değerini göstermektedir.

Salgın sonrası dönem ile başlayan enflasyonist süreç küresel anlamda para politikalarının değişmesine neden olmuştur. Bu bağlamda Türkiye için de değişen makro ekonomik politikaların etkisi daha tam olarak hissedilememiştir. Bu nedenle ele alınan BİST100, faiz ve Tüketici Güven Endeksi değişkenlerinin arasında kısa dönemli nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Değişkenler için uygulanan geleneksel Arttırılmış Dickey Fuller birim kök testi sonucunda Faiz, Tüketici Güven Endeksi ve BİST100 serileri düzeyde birim köklü, birinci farkta ise durağan olarak bulunmuştur. Değişkenlerin durağan olması varsayımına dayanan Enders ve Jones (2016) Fourier Granger nedensellik testi için farkı alınarak durağan hale getirilmiş seriler ile analiz gerçekleştirilmiştir. Enders ve Jones (2016) testi sonucunda Tüketici Güven Endeksinden faiz değişkenine doğru tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir. Değişkenlere uygulanan fark alma işleminin bilgi kaybına sebep olmasından dolayı Nazlıoğlu vd. (2016) Fourier Toda- Yamamoto nedensellik testi uygulanmıştır. Fourier Granger nedensellik testinde bulunan sonuçlara ek olarak Fourier Toda-Yamamoto testinde BİST100 endeksinden Tüketici Güven Endeksine doğru nedensellik bulunmuştur. Bu bağlamda BİST100 endeksinde meydana gelen olumlu gelişmeler Tüketici Güven Endeksi için öncü gösterge olma özelliği taşımaktadır. Çalışmada elde edilen ampirik bulgular ise Otto (1999), Jansen ve Nahuis (2003), Karnizova ve Khan (2015) ile aynı doğruluda bulunmuştur. Nitekim bahsi geçen çalışmalarda da tek yönlü olarak hisse senedi piyasasından tüketici güvenine doğru nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Türkiye özelinde ise çalışmanın ampirik bulguları Topuz (2011), Canöz (2018) ve Baştürk (2019) çalışmasıyla aynı yönde bulunmuştur. İlgili çalışmalarda da tek yönlü olmak üzere hisse senedi piyasasından Tüketici Güven Endeksine doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Bu çalışma için yazarların getirebileceği öz eleştiri olarak veri setlerinin genişletilmesi olmaktadır. Bir sonraki çalışmalara öncü olmak üzere çalışmada kullanılan Faiz, Tüketici Güven Endeksi ve BİST100 endeks değişkenlerine ek olarak enflasyon ve Döviz Kuru değişkenleri de eklenebilir. Frekans ve zaman alanında da analiz yapılabilmesini sağlayan dalgacık tabanlı ekonometrik tekniklerin kullanılması sonraki çalışmalar için öneri niteliğinde olarak kabul edilebilir.

KAYNAKÇA

- Başarır, Ç., Bicil, İ. M., & Yılmaz, Ö. (2019). The Relationship Between Selected Financial and Macroeconomic Variables With Consumer Confidence Index. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 14, 173-183.
- Akkuş, H. T., & Zeren, F. (2019). Tüketici güven endeksi ve Katılım-30 İslami hisse senedi endeksi arasındaki saklı ilişkinin araştırılması: Türkiye örneği. *Third Sector Social Economic Review*, 54(1), 53-70.
- Çilingir, C. (2021). Hisse senedi endeksi ile tüketici güven endeksi arasındaki ilişkinin Granger nedensellik testi ile incelenmesi. *Sakarya Üniversitesi İşletme Enstitüsü Dergisi*, 3(1), 131-138.
- Ferrer, E., Salaber, J., & Zalewska, A. (2016). Consumer confidence indices and stock markets' meltdowns. *The European Journal of Finance*, 22(3), 195-220.
- Görmüş, Ş., & Güneş, S. (2010). Consumer Confidence, Stock Prices And Exchange Rates: The Case Of Turkey. *Applied Econometrics and International Development*, 10(2), 103-114.
- Topuz, Y. V. (2011). Tüketici Güveni ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 53-65.
- Kale, S., & Akkaya, M. (2016). The Relation Between Confidence Climate And Stock Returns: The Case Of Turkey. *Procedia Economics and Finance*, 38, 150-162.
- Canöz, İ. (2018). Borsa İstanbul 100 Endeksi ile Tüketici Güven Endeksleri Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Fiscaoeconomia*, 2(1), 136-153.
- Tekin, B., & Cengiz, S. (2018). Pay Senedi Piyasası ile Tüketici Güven Endeksi Arasındaki Nedensellik ve Eşbütünleşme İlişkileri: Borsa İstanbul'da Bir Uygulama. *Journal Of Social and Humanities Sciences Research*, 5(29), 3837-3847.
- Bağcı, E. (2019). Merkez Bankası Politika Faiz Oranı ve Döviz Kuru İlişkisi: Türkiye Örneği. *Adıyaman Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (31), 324-348.
- Kaya, L. (2020). Türkiye'de Tüketici Güven Endeksi ile Döviz Kuru Arasındaki İlişki: Fourier Fonksiyonları Yaklaşımı. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 5(4), 598-608.
- Güler, A. (2020). Türkiye'de Döviz Kuru ve Faiz Oranı Arasındaki Etkileşim: Türkiye İçin Ampirik Kanıtlar. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 15(58), 337-346.
- Aksoy, E. E. (2021). Yapısal Kırılma Durumunda Tüketici Güveniyle Döviz Kuru Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik İlişkisinin Analizi: Tür-

- kiye Uygulaması. *Uluslararası Muhasebe ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 3(1), 18-38.
- Tuzun, O., Ceylan, I. E., & Ceylan, F. (2021). Güven Endeksleri ile Hisse Senedi Piyasası Arasındaki Nedensellik Analizi: Türkiye Örneği. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 30(2), 166-181.
- Bozkurt, H. (2021). Türkiye’de Para Politikası-Döviz Kuru-Enflasyon İlişkisinin Ampirik Analizi. *Ordu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 11(3), 981-994.
- Önem, H. B. (2022). Tüketici Güven Endeksi ve Bazı Bist Endeksleri Arasındaki Eşbütünlük ve Nedensellik İlişkisi. *Finans Ekonomi ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 7(1), 12-22.
- Zanbak, M., Özgür, R. Ö., & Çiçek, E. (2022). Tüketici Güven Endeksi ile Seçilmiş Makro Değişkenler Arasındaki İlişkinin Johansen Eşbütünlük ve Nedensellik Analizi: Türkiye Örneği. *Gaziantep University Journal of Social Sciences*, 21(1), 108-126.
- Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and CrossSpectral Methods, *Econometrica*, (37).
- Enders, W., & Jones, P. (2016). Grain prices, oil prices, and multiple smooth breaks in a VAR. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 20(4), 399-419.
- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Nazlioglu, S., Gormus, N. A., & Soytas, U. (2016). Oil prices and real estate investment trusts (REITs): Gradual-shift causality and volatility transmission analysis. *Energy economics*, 60, 168-175.
- Otto, M.W. (1999), “Consumer Sentiment and the Stock Market” (No. 1999-60), Board of Governors of the Federal Reserve System (US).
- Jansen, W.J. ve Nahuis, N.J. (2003), “The Stock Market and Consumer Confidence: European Evidence”, *Economics Letters*, 79(1), 89-98.
- Karnizova, L. ve Khan, H. (2015), “The Stock Market and the Consumer Confidence Channel: Evidence from Canada”, *Empirical Economics*, 49(2), 551-573.
- Baştürk, M. F. (2019). Tüketici güven endeksi ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişki: Türkiye örneği. *Maliye Dergisi*, 177, 145-159.

Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme Arasında Frekans Alanında Nedensellik Analizi: Türkiye Örneği

Buket Kırcı Altınkeski¹

Fatih Çemrek²

Özet

Enerji, modern endüstriyel ekonomide en temel girdi unsurudur. Ekonomik büyüme enerji tüketimi ile yakından ilişkilidir. Bu çalışmada enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki frekans alanında nedensellik testi ile araştırılarak hem ilişkinin yönünün belirlenmesi hem de kısa, orta ve uzun vadede ilişkinin yönünün değişip değişmediğinin tespit edilmesi amaçlanmıştır. Çalışmada, enerji tüketimi ile ekonomik büyüme ilişkisi Türkiye ekonomisi için 1968-2021 dönem aralığında yıllık veriler kullanılarak frekans boyutunda nedensellik testi yardımıyla incelenmiştir. Breitung ve Candelon (2006) nedensellik testi yapılmadan önce enerji tüketimi ile ekonomik büyüme değişkenleri kullanılarak VAR model tahmin edilmiş ve optimal gecikme sayısı belirlenmiştir.

Elde edilen sonuçlara göre, enerji tüketiminden ekonomik büyümeye yönelik sadece uzun dönemde bir nedensellik ilişkisi tespit edilirken, ekonomik büyümeden enerji tüketimine yönelik bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Elde edilen bu sonuçlar Aydın (2020) ve Rashed ve Eren (2021) tarafından bulunan sonuçlar ile örtüşmektedir. Elde edilen bulgular doğrultusunda, emek ve sermayeyi tamamlayıcı bir unsur olan enerji tüketimi, uzun vadede Türkiye ekonomisinde ekonomik büyümeyi etkileyecektir. Bu bağlamda, karar vericilerin enerji teşvik politikalarını uygulamaları önemlidir. Enerji hammaddeleri üreticilere düşük fiyatlarla veya düşük vergi oranlarıyla sunulabilirse, bu büyümeye olumlu katkı sağlayacaktır.

1 Dr., Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, Tekirdağ. ORCID: 0000-0002-0188-7809.

2 Doç. Dr., Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, Fen Fakültesi, İstatistik Bölümü, Eskişehir. ORCID: 0000-0002-6528-7159.

GİRİŞ

Genel tanımı olarak enerji, bir cismin ya da sistemin iş yapabilme yeteneği olarak ifade edilmektedir. Enerji, insanlık tarihinde hayatın en önemli parçasıdır. Şu an yaşadığımız yüzyıl içerisinde nüfusun artması ile birlikte, sanayi sektörü ve teknolojik alanda yaşanan son gelişmelerin hızlanması nedeniyle enerji vazgeçilmez bir ihtiyaç olarak önemli bir kavram olmuştur. Sanayi Devrimi ile ortaya çıkan makinalaşma nedeniyle enerji talebi artmıştır. Enerji kullanımının artmasıyla da üretimde artış sağlanmış ve bunun sonucunda da yaşam standartları yükselmiştir.

Enerji, modern endüstriyel ekonomide en temel girdi unsurudur. Enerji, insan yaşamında pişirme ve alan/su ısıtma, aydınlatma açısından temel bir bileşendir. Sağlık, gıda üretimi ve depolanması, eğitim, maden çıkarma, endüstriyel üretim ve ulaşım için oldukça önemlidir. Enerjinin yoğun kullanımı, genel üretim ve yaşam standartlarını iyileştirmiştir. Sanayileşme süreci ile yakından ilgili olan kentleşme aşamasına geçilmesi ile birlikte enerji talebi de hızla artmıştır. Enerji üretimi ve tüketimi ise ülkelerin gelişmişlik düzeyi ile doğru orantılı olmuştur. Bundan dolayı enerjiyi en uygun ve doğru bir şekilde kullanabilmek üzere, var olan enerji kaynaklarını en iyi duruma getirebilmek amacıyla ülkeler enerji politikaları ortaya koymuşlardır.

İktisat bilimi açısından ise enerjinin kendisi yerine enerji kaynakları ve enerjiyi arz ve talep açısından almaktadır. Enerji, iktisat bilimi açısından en önemli üretim kaynaklarından birisidir ve içsel üretim faktörüdür. Enerjiyi üretimde kullanabilmek için ülkeler kendi kaynaklarından ya da bu kaynaklara sahip ülkelere temin etmektedirler. Bu durum da enerji satan ülkeler için ihracat geliri oluşturmakta ve ekonomilerini olumlu etkilemektedir. Enerjiyi ithal eden ülkeler açısından da önemli bir maliyet unsuru olmakta ve enerji bağımlılığı ve cari açık problemlerini beraberinde getirmektedir.

Enerji tüketimi ise ekonomik gelişme ve büyümenin temel göstergelerinden biridir. Ekonomik büyüme enerji tüketimi ile yakından ilişkilidir. Ekonomik kalkınma ancak daha fazla enerji tüketimiyle sağlanmaktadır. İnsan toplumunun gelişimi için önemli bir maddi temel olan enerji, aynı zamanda ekonomik büyümenin de ana itici gücüdür. Ancak enerji, ekonomik büyümeyi teşvik ederken, aynı zamanda dünya çevresine kirlilik sorunları da getirmekte ve giderek ekonominin sürdürülebilir kalkınmasını engelleyen bir darboğaz haline gelmektedir. Enerji ve ekonomik kalkınma arasındaki ilişki ekonomi açısından incelenmesinin iki yönü vardır. Bunlardan ilki, ekonomik kalkınmanın enerjiye bağlı olmasıdır. Bunun anlamı ekonomik kalkınma enerjiden ayrılmaz olmasıdır. İkinci yönü ise enerji kullanımının derecesinin ve ölçeğinin belirli ekonomik gelişme koşullarına bağlı olmasıdır. Böylece

ekonomik kalkınma, enerjinin büyük ölçekli gelişimine ve kullanımına neden olabilir.

Bu çalışmada enerji tüketimi ile ekonomik büyüme ilişkisi Türkiye ekonomisi için 1968-2021 dönem aralığında yıllık veriler kullanılarak frekans boyutunda nedensellik testi yardımıyla incelenmesi amaçlanmaktadır.

Çalışma beş bölümden oluşmaktadır. Giriş bölümünün ardından ikinci bölümde literatürde yer alan çalışmalara yer verilmiştir. Üçüncü bölümde kullanılan ekonometrik yöntem ayrıntılı bir şekilde anlatılmış olup, beşinci bölümde ise veri ve analiz sonuçlarına yer verilmiştir. Son bölümde ise elde edilen sonuç ile ilgili genel bir değerlendirme yapılmıştır.

Literatür

Şimşek (2016), enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki zamansal nedensellik ilişkisini ARDL sınır testi kullanarak araştırmıştır. Analiz sonucunda, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu belirlenmiştir. Nedensellik testi ile enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu sonucu elde edilmiştir.

Usta (2016), Türkiye’de bölgesel (İBBS Düzey 2) enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini belirlemek üzere panel veri analizi kullanmıştır. 2004-2011 dönemi yıllık veriler kullanılmıştır. Çalışmanın sonucuna göre bölgesel enerji tüketiminin ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediği sonucu elde edilmiştir.

Çınar ve Öz (2017), 1965-2015 dönemi için yenilenebilir enerji (termik, hidroelektrik ve jeotermal) tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Granger nedensellik testi sonuçları, hidroelektrik ve termik enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir.

Öncel vd. (2017), 1990-2011 dönemi için yıllık veriler kullanılarak, 22 OECD ülkesi için elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmada verilerin analizinde zamanla değişen panel nedensellik analizinden yararlanılmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlar değerlendirildiğinde, 1991-2005 döneminde elektrik tüketiminden ekonomik büyümeye doğru ve 1995-2009 döneminde ise ekonomik büyümeden elektrik tüketimine doğru nedensellik ilişkisinin olduğu belirlenmiştir.

Usta ve Berber (2017), 1970-2012 döneminde yıllık veriler incelenerek, Türkiye’de sektörel enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Çalışmada, Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi

kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, ulaştırma ve sanayi sektörlerinde enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında iki yönlü (karşılıklı) ilişki olduğunu beirlenmiştir. Ayrıca, tarım ve konut sektörleri enerji tüketimiyle ekonomik büyüme arasında bir ilişkinin olmadığı sonucu da elde edilmiştir.

Alper (2018), Türkiye için yenilenebilir enerji kullanımı ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Çalışmada, 1990-2017 dönemi verilerine Bayer-Hanck eş bütünleşme testi ve Toda-Yamamoto nedensellik testi yapılmıştır. Çalışma sonucunda, değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin olduğu belirlenmiştir. Yenilenebilir enerji kullanımının %1 artması, ekonomik büyümeyi %0.19 arttırdığı sonucu da elde edilmiştir. Nedensellik testi sonucunda ise, ekonomik büyümeden yenilenebilir enerji kullanımına doğru tek yönlü bir ilişkinin olduğu belirlenmiştir.

Durğun ve Durğun (2018), 1980'den 2015'e kadar olan dönem için kişi başına düşen gayri safi yurtiçi hasıla ile kişi başına düşen yenilenebilir enerji tüketim serileri arasındaki nedensellik ilişkisini incelemişlerdir. Çalışmada ilk olarak ADF ve Zivot-Andrews birim kök testleri uygulanmış ve eşbütünleşme analizi için kullanılan ARDL sınır testi sonuçlarına göre seriler arasında uzun dönemli ilişkinin olduğu belirlenmiştir.

Kızılkaya (2018), Türkiye özelinde 1960-2015 dönemi yıllık verilerini kullanarak enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Eşbütünleşme ilişkisinin varlığını belirlemek üzere Bayer ve Hanck (2012) eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Elde edilen sonuca göre, enerji tüketimi ile ekonomik büyüme serileri arasında uzun dönemde bir ilişki tespit edilememiştir.

Tayyar (2019) çalışmasında Türkiye özelinde 1970-2017 dönemi için ticari, aydınlatma, konut, diğer, kamu ve sanayi sektörlerinin elektrik tüketimi ve kullanılan toplam elektrik tüketimi ve reel gayri safi yurtiçi hasıla serilerini kullanmıştır. Çalışmada, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri Toda-Yamamoto (1995) ile Dolado-Lütkepohl (1996) analizleri yapılmıştır. Toda-Yamamoto testi sonuçlarına göre ticari, konut ve sanayi sektörlerinin elektrik tüketimi ile ekonomik büyüme arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu belirlenmiştir. Dolado-Lütkepohl testinden elde edilen sonuçlara göre, mesken ve aydınlatma sektörleri için koruma hipotezinin geçerli olduğu ve diğer sektörlerde nedensellik ilişkisinin bulunmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Yüksel Yıldırım (2019), Türkiye için ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve karbon emisyonu arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmada, 1961-2014 dönemi için yıllık veriler kullanılmıştır. Birim kök testlerinden sonra, değişkenler arasında eşbütünleşme analizi yapılmış ve daha sonra Granger nedensellik analizi uygulanmıştır. Analiz sonucunda ekonomik büyüme ile enerji tüketimi arasında ve enerji tüketimi ile CO2 emisyonları arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

Çetin (2020), Türkiye için ekonomik büyüme ve elektrik enerjisi kullanımı arasındaki ilişkiyi Granger Nedensellik Analizi ve ARDL testi ile araştırmıştır. Çalışmada 1961-2018 dönemi yıllık veriler kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlar, elektrik tüketimi ile GSYİH arasında tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Ayrıca, uzun vadeli sonuçlar, elektrik enerjisi kullanımı ile büyüme değişkenleri arasında bir ilişki bulmuştur.

Demirgil ve Birol (2020), Türkiye’de 1980-2018 dönemi için yenilenebilir enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini inceledikleri çalışmalarında, sınır ARDL testi ile kullanmışlardır. Çalışmadan elde edilen sonuçlar incelendiğinde, Sınır ARDL testi sonucunda incelenen değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu belirlenmiştir. Ayrıca, uzun dönemde yenilenebilir enerji tüketiminin %1’artmasıyla, ekonomik büyüme üzerinde %0,91 oranında artış meydana getirdiği sonucu elde edilmiştir. Toda-Yamamoto nedensellik testi ile yenilenebilir enerji tüketiminden ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu sonucu elde edilmiştir.

Taşçı ve Ağralıoğlu (2020), Türkiye için 1985-2018 dönemlerini kapsayan yıllık verileri inceleyerek, enerji tüketimi, enerji verimliliği, sermaye birikimi, Ar-Ge harcamaları ile ekonomik büyüme ve nüfus arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Vektör hata düzeltme modeli kullanılarak, uzun vadede enerji tüketimi ile ekonomik büyüme, teknolojik gelişme ile ekonomik büyüme, nüfus ve ekonomik büyüme ve enerji tüketimi ile teknolojik yenilik arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Arslan vd. (2021), Türkiye için enerji tüketimi, ekonomik büyüme ve cari açık arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. 1980- 2015 yılları arasındaki yıllık verilerle yapılan çalışmada, Türkiye’de enerji tüketiminin ekonomik büyümenin nedeni olmadığı belirlenmiştir. Ancak cari açık ile enerji ithalatının arasında çift yönlü ilişkinin olduğu sonucu elde edilmiştir. İncelenen dönemde Türkiye’nin enerjide dışa bağımlı olmasının cari açık üzerinde etkili olduğu ifade edilmiştir.

Gürsucu (2021), 1960-2015 dönemi verileri yardımıyla, Türkiye için ekonomik büyüme, enerji tüketimi ve finansal gelişme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmada, değişkenler arasındaki ilişkiyi belirlemede Toda-Yamamoto nedensellik testi kullanılmıştır. Çalışma sonucunda, finansal gelişme ile ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin olduğu belirlenmiştir.

Mete (2021), G7 ülkelerinin 1993-2018 dönemine ait yıllık veriler kullanarak enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Çalışmada Gengenbach, Urbain and Westerlund panel eşbütünleşme analizi kullanılmıştır. Eşbütünleşme analizinden, enerji tüketimi, ticari açıklık, sera gazı emisyonu ve ekonomik büyüme serileri arasında uzun dönemli ilişki olduğu belirlenmiştir.

Emek ve Atay Polat (2022), 1990-2018 arası gelişmekte olan 15 pazar ülkesinde yenilenebilir ve yenilenebilir enerji tüketimi, küreselleşme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemek için panel veri analizi tekniklerini kullanmışlardır. Yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında Dumitrescu ve Hurlin'in (2012) nedensellik testi uygulanmaktadır. Yenilenebilir enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında ve küreselleşme ile ekonomik büyüme arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır.

Breitung ve Candelon (2006) frekans alanında nedensellik sınaması kullanan çalışmalardan bazıları da aşağıda verilmiştir.

Eren vd. (2018), Türkiye'de 1975-2013 dönemi için yıllık verileri kullanarak, vergi gelirleri ile kalkınma arasındaki ilişkinin varlığını araştırmışlar ve bu ilişkinin yönünü farklı ekonometrik testlerle analiz etmişlerdir. Breitung ve Candelon frekans alanında nedensellik testi ile toplam gelirden kalkınmaya, dolaysız vergi gelirinden kalkınmaya ve kalkınmadan dolaylı vergi gelirine tek yönlü bir ilişki olduğunu bulmuşlardır.

Karahan ve Aydın (2018), 2009-2018 dönemi için günlük verileri kullanarak Türkiye'de petrol fiyatları ile BIST 100 endeksi arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Breitung ve Candelon (2006) frekans alanında nedensellik ve Hatemi J (2012) asimetrik nedensellik testlerini kullanmışlardır. Frekans alanı nedensellik testi sonucuna göre Brent petrol fiyatlarından BIST 100 endeksine doğru sadece kısa dönem nedensellik ilişkisinin olduğu belirlenmiştir. Asimetrik nedensellik testinden de petrol fiyatları ile hisse senetleri arasında nedensellik ilişkisinin olmadığı ifade edilmiştir.

Aydın (2020), Türkiye için 1965- 2017 dönem aralığındaki veriler ile enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi zaman ve frekans

boyutlarında nedensellik testleri kullanarak araştırmıştır. Zaman boyutunda nedensellik ilişkisiyi araştırmada Toda ve Yamamoto nedensellik testinden; frekans boyutunda nedensellik ilişkisiyi araştırırken ise Breitung ve Candelon (2006) nedensellik testinden yararlanılmıştır. Araştırmalar zaman boyutunda nedensellik olmadığını göstermiştir. Frekans boyutunda ise Türkiye’de enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki olduğu bulunmuştur.

Rashed ve Eren (2021), Türkiye’de ekonomik, sosyal ve politik küreselleşme ile enerji tüketimi arasındaki ilişkiyi incelemek için 1970’den 2017’ye kadar yıllık verileri kullanmıştır. Çalışmada, Hacker ve Hatemi-J nedensellik testi sonucunda herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Breitung ve Candelon (2006) frekans dağılımı nedensellik testine göre ise, uzun, orta ve kısa vadede nedensellik ilişkileri tespit edilmiştir.

Frekans Alanında Nedensellik Testi

Bu çalışmada enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki dinamik ilişkiyi incelemek için Granger (1969) tarafından geliştirilen nedensellik testi konseptine bağlı olarak Breitung ve Candelon (2006) tarafından geliştirilen frekans alanı nedensellik testi kullanılacaktır. Breitung ve Candelon (2006) tarafından geliştirilen nedensellik testi, değişkenler arasındaki ilişkileri frekans boyutunda ele alarak değişkenler arasındaki kısa, orta ve uzun vadeli nedenselliğin belirlenebilmesini sağlamaktadır. Breitung ve Candelon (2006) frekans alanında nedensellik testinin aşamaları şu şekilde ifade edilebilir (Çevik ve Bektaş, 2019):

Breitung ve Candelon (2006) tarafından geliştirilen yöntemde, $z_t = [x_t, y_t]'$ iki boyutlu zaman değişkenlerinin bir vektörü olarak tanımlanırsa, z_t değişkeni için VAR modeli şu şekilde ifade edilir:

$$\theta(L)z_t = \varepsilon_t \quad (1)$$

Sistemin durağan olması varsayımı altında, VAR model Hareketli Ortalama (MA) formunda aşağıdaki gibi tanımlanabilir:

$$z_t = \Phi(L)\varepsilon_t = \begin{bmatrix} \Phi_{11}(L) & \Phi_{12}(L) \\ \Phi_{21}(L) & \Phi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

$$\Psi(L)\eta_t = \begin{bmatrix} \Psi_{11}(L) & \Psi_{12}(L) \\ \Psi_{21}(L) & \Psi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \end{bmatrix} \quad (3)$$

burada $\Phi(L) = \theta(L)^{-1}$ ve $\Psi(L) = \Phi(L)G^{-1}$ şeklinde tanımlanır ve x_t 'in spektral yoğunluk fonksiyonu aşağıdaki gibi gösterilir:

$$f_x(\omega) = \frac{1}{2\pi} \left\{ |\Psi_{11}(e^{-i\omega})|^2 + |\Psi_{12}(e^{-i\omega})|^2 \right\} \quad (4)$$

Geweke (1982) ve Hosoya (2001) frekans alanında nedensellik ilişkisini şu şekilde tanımlamışlardır:

$$M_{y \rightarrow x}(\omega) = \log \left[\frac{2\pi f_x(\omega)}{|\Psi_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right] = \log \left[1 + \frac{|\Psi_{12}(e^{-i\omega})|^2}{|\Psi_{11}(e^{-i\omega})|^2} \right] \quad (5)$$

Denklemden $|\Psi_{12}(e^{-i\omega})|^2 = 0$ olduğunda, ω frekans değerinde y 'den x 'e nedensellik yoktur. Breitung and Candelon (2006) ise ω frekans değerinde y 'den x 'e nedensellik yoktur sıfır hipotezini $M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0$ aşağıdaki kısıtlamaların kullanılarak sınanabileceğini belirtmiştir.

$$\Psi(L) = \theta(L)^{-1} G^{-1} \text{ ve } \Psi_{12}(L) = -\frac{g^{22} \theta_{12}(L)}{|\theta(L)|}$$

Bu durumda, ω frekans değerinde y 'den x 'e nedensellik yoktur hipotezi aşağıdaki gibi test edilebilir:

$$|\theta_{12}(e^{-i\omega})| = \left| \sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \cos(k\omega) - \sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \sin(k\omega) i \right| = 0 \quad (6)$$

Böylece, $|\theta_{12}(e^{-i\omega})| = 0$ için gerekli ve yeterli koşullar şu şekilde yazılabilir:

$$\sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \cos(k\omega) = 0 \text{ ve } \sum_{k=1}^p \theta_{12,k} \sin(k\omega) = 0 \quad (7)$$

Breitung ve Candelon (2006) tarafından geliştirilen bir test yöntemi, yukarıdaki denklemin doğrusal kısıtlamalarına dayanmaktadır. x_t için VAR denklemi şu şekilde yazılabilir:

$$x_t = \alpha_1 x_{t-1} + \dots + \alpha_p x_{t-p} + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p} + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

Nedensellik yoktur hipotezi $M_{y \rightarrow x}(\omega) = 0$ aşağıdaki doğrusal kısıtlama ile test edilir:

$$H_0 = R(\omega)\beta = 0$$

$$\text{burada } \beta = [\beta_1, \dots, \beta_p]' \text{ ve } R(\omega) = \begin{bmatrix} \cos(\omega) & \cos(2\omega) & \dots & \cos(p\omega) \\ \sin(\omega) & \sin(2\omega) & \dots & \sin(p\omega) \end{bmatrix}$$

Breitung ve Candelon (2006) $\omega \in (0, \pi)$ frekans aralığı için test istatistiğinin (2, T-2p) serbestlik dereceli F dağılımına sahip olduğunu belirtmişlerdir. Farklı frekans düzeylerine karşılık gelen zaman boyutu $= 2\pi/\omega$ formülü ile hesaplanmaktadır. Ciner (2011) kısa dönemde nedenselliğin 2.5 frekans seviyesinde, orta vadeli nedenselliğin 1.5 frekans seviyesinde ve uzun dönemde nedenselliğin 0.5 frekans seviyesine denk geldiğini belirtmiştir. 0.1'ten daha düşük frekans seviyesi ilişkinin kalıcı nedenselliği ifade etmektedir.

Veri ve Analiz Sonuçları

Çalışmanın amacı, enerji tüketiminin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini araştırmaktır. Çalışma, Türkiye ekonomisi özelinde olup, enerji tüketimi ve ekonomik büyüme arasındaki dinamik ilişki 1968 ile 2021 yılları arasında yıllık veriler kullanılarak analiz edilecektir. Çalışmada kullanılan değişkenlerden birincil enerji tüketimi 2022 BP (British Petroleum) Dünya Enerji İstatistikleri Raporu'ndan, ekonomik büyümeyi temsilen sabit fiyatlarla GSYİH verisi ise Dünya Bankası (World Bank) veri tabanından elde edilmiştir. Analize geçilmeden önce değişkenlerin doğal logaritmaları hesaplanmış ve tüm analizler logaritmik seriler üzerinden gerçekleştirilmiştir. Bu kapsamda öncelikle Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testleri kullanılarak serilerin bütünleşme dereceleri incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 1'de gösterilmiştir.

Tablo 1: Birim Kök Testi Sonuçları

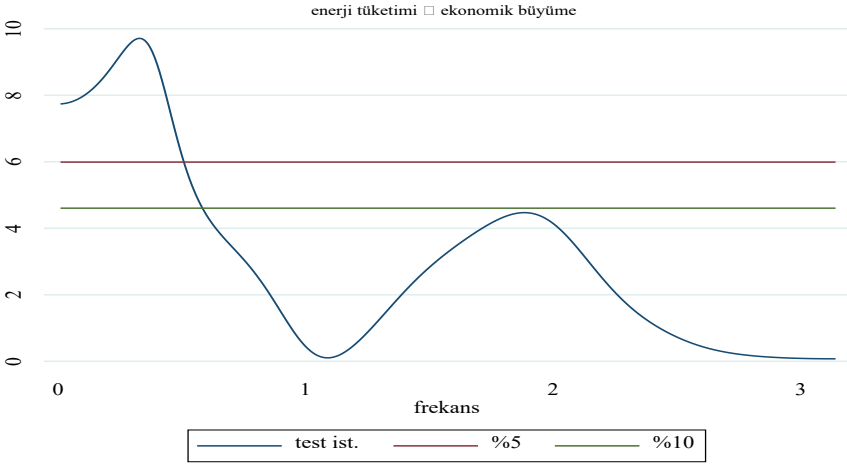
Değişkenler	Düzy				Birinci Fark			
	ADF		PP		ADF		PP	
	Sabit	Sabit & Trend	Sabit	Sabit & Trend	Sabit	Sabit & Trend	Sabit	Sabit & Trend
<i>Enerji Tüketimi</i>	-2.125 [0.235]	-2.737 [0.226]	-2.494 [0.122]	-2.677 [0.250]	-7.411 [0.000]	-7.732 [0.000]	-7.408 [0.000]	-7.769 [0.000]
<i>Ekonomik Büyüme</i>	0.790 [0.993]	-1.813 [0.684]	1.246 [0.998]	-1.831 [0.684]	-6.862 [0.000]	-4.400 [0.000]	-6.843 [0.000]	-7.053 [0.000]

ADF: Augmented Dickey Fuller testi, PP:Phillips-Perron testi anlamına gelmektedir.

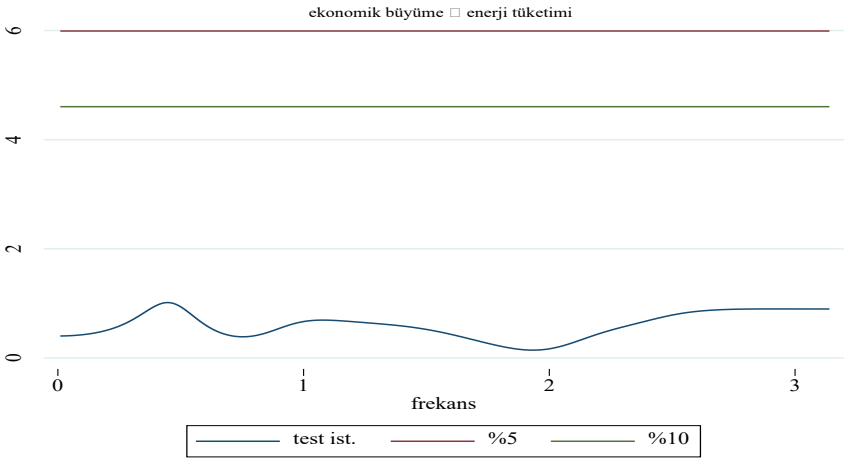
Köşeli parantez içerisindeki değerler ise olasılık değerlerini göstermektedir.

Tablo 1'deki bulgular incelendiğinde çalışmada kullanılan değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olmadıkları, birinci farkları alındığında ise durağan hale geldikleri anlaşılmaktadır. Breitung ve Candelon (2006) nedensellik testi yapılmadan önce enerji tüketimi ile ekonomik büyüme değişkenleri kullanılarak VAR model tahmin edilmiş ve optimal gecikme sayısı olarak 7 olarak belirlenmiştir. Frekans alanında nedensellik testi sonuçlarının grafiksel olarak gösterimi Şekil 1'de verilmiştir.

a) Enerji Tüketiminden Ekonomik Büyüme Yönelik Nedensellik Sonuçları



b) Ekonomik Büyümeden Enerji Tüketimine Yönelik Nedensellik Sonuçları



Şekil 1: Breitung ve Candelon (2006) Frekans Alanında Nedensellik Sonuçları

Şekil 1 Panel a'da enerji tüketiminden ekonomik büyüme yönelik nedensellik için test istatistiği, %5 ve %10 önem düzeyindeki kritik değerler yer almaktadır. Sonuçlara göre, enerji tüketiminden ekonomik büyüme yönelik nedensellik yoktur sıfır hipotezi 0.5'ten küçük frekans değerlerinden reddedilmektedir. Bu sonuç, enerji tüketiminden ekonomik büyüme yönelik

nedenselliğin sadece uzun dönemde geçerli olduğunu göstermektedir ve teorik beklentiler ile uyumludur.

Diğer taraftan Şekil 1 Panel b'deki sonuçlara göre, ekonomik büyümeden enerji tüketimine yönelik nedensellik testi sonuçlarına göre, tüm frekans düzeylerinde test istatistiği kritik değerleri aşmamıştır. Bu sonuç, ekonomik büyümeden enerji tüketimine yönelik bir nedensellik ilişkisi olmadığını göstermektedir. Panel a ve Panel b'den elde edilen sonuçlar Aydın (2020) ve Rashed ve Eren (2021) tarafından elde edilen sonuçlar ile örtüşmektedir.

Sonuç ve Değerlendirme

Enerji, modern endüstriyel ekonomide en temel girdi unsurudur. Ekonomik büyüme enerji tüketimi ile yakından ilişkilidir. Bu çalışmada enerji tüketimi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki frekans alanında nedensellik testi ile araştırılarak hem ilişkinin yönünün belirlenmesi hem de kısa, orta ve uzun vadede ilişkinin yönünün değişip değişmediğinin tespit edilmesi amaçlanmıştır. Çalışmada, enerji tüketimi ile ekonomik büyüme ilişkisi Türkiye ekonomisi için 1968-2021 dönem aralığında yıllık veriler kullanılarak frekans boyutunda nedensellik testi yardımıyla incelenmiştir. Breitung ve Candelon (2006) nedensellik testi yapılmadan önce enerji tüketimi ile ekonomik büyüme değişkenleri kullanılarak VAR model tahmin edilmiş ve optimal gecikme sayısı belirlenmiştir.

Elde edilen sonuçlara göre, enerji tüketiminden ekonomik büyümeye yönelik sadece uzun dönemde bir nedensellik ilişkisi tespit edilirken, ekonomik büyümeden enerji tüketimine yönelik bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Elde edilen bu sonuçlar Aydın (2020) ve Rashed ve Eren (2021) tarafından bulunan sonuçlar ile örtüşmektedir. Elde edilen bulgular doğrultusunda, emek ve sermayeyi tamamlayıcı bir unsur olan enerji tüketimi, uzun vadede Türkiye ekonomisinde ekonomik büyümeyi etkileyecektir. Bu bağlamda, karar vericilerin enerji teşvik politikalarını uygulamaları önemlidir. Enerji hammaddeleri üreticilere düşük fiyatlarla veya düşük vergi oranlarıyla sunulabilirse, bu büyümeye olumlu katkı sağlayacaktır.

Kaynaklar

- Alper, F. Ö. (2018). Yenilenebilir Enerji ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: 1990-2017 Türkiye Örneği. Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi, 8 (2), 223-242.
- Arslan, M., Gençer Çelik G., Kuzu, S. (2021). Enerji Tüketimi, Ekonomik Büyüme ve Cari Açık İlişkisi; Türkiye Örneği, Şarkiyat İlmî Araştırmalar Dergisi, 13(1), 26-40.
- Aydın, M., (2020). Enerji Tüketimi- Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye İçin Frekans Alanında Nedensellik Yaklaşımı, Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, 56, Mayıs-Ağustos 2020,83-96.
- Breitung, J. & Candelon, B. (2006). Testing for short and long-run causality: a frequency domain approach, Journal of Econometrics,132: 363–378.
- Ciner, Ç. (2011). Commodity prices and inflation: testing in the frequency domain, Research in International Business and Finance, 25, 229-237.
- Çetin, G., (2020). Türkiye Açısından Elektrik Enerjisi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Granger Nedensellik Analizi-ARDL Sınır Testi Karşılaştırması, Journal of Finance Letters, 114, 483-500.
- Çevik, E. İ., & Bektaş, G. (2019). Savunma harcamaları ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye örneği. Balkan Sosyal Bilimler Dergisi, 8(16), 229-236.
- Çınar, M. ve Öz, R. (2017). Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisine Yenilenebilir Enerji Bağlamında Bir Öneri, 3(13),40-54.
- Demirgil, B., Birol Y.E., (2020). Yenilenebilir Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye İçin Bir Toda-Yamamoto Nedensellik Analizi, Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 21(1),68-83.
- Durğun B., Durğun F., (2018). Yenilenebilir Enerji Tüketimi ile Ekonomik Büyüme Arasında Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği, International Review of Economics and Management, 6(1), 1-27.
- Emek, Ö.F., Atay Polat, M. (2022). Enerji Tüketimi, Küreselleşme ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Seçilmiş Yükselen Piyasa Ekonomileri İçin Bir Nedensellik Analizi İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi, 9(2),331-351.
- Eren M.V., Ergin Ünal, A., Aydın, H.İ., (2018). Türkiye’de Vergi Gelirleri ile Ekonomik Kalkınma Arasındaki İlişki: Frekans Alanı Nedensellik Analizi, Doğu Üniversitesi Dergisi, 19 (1) 2018, 1-18
- Gürsucu, O. (2021). Enerji Tüketimi, Ekonomik Büyüme ve Finansal Gelişme İlişkisi: Türkiye Örneği, Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi, 9(2), 69-79.
- Karahan, G., Aydın, H.İ., (2018). Petrol Fiyatları, Kur ve Hisse Senedi Getirileri Üzerine Bir Araştırma, Akademik Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi, 10(19), 405-413.

- Kızılkaya, O., (2018). Türkiye’de Enerji Tüketimi ve Büyüme İlişkisi: Eşbütünleşme ve Nedensellik Analizi, International Journal of Economics and Administrative Studies, Prof. Dr. Harun TERZI Special Issue, 59 – 72.
- Mete E., (2021). Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: G7 Ülkeleri Örneği, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 35(4), 1481-1495.
- Öncel, A., Kırca, M., İnal, V. (2017). Elektrik Tüketimi ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: OECD Ülkelerine Yönelik Zamanla Değişen Panel Nedensellik Analizi, Maliye Dergisi, 173, 398-420.
- Rashed, F. Eren, M. V., (2021). Türkiye’de Küreselleşme ve Enerji Tüketimi Arasındaki İlişki: Frekans Dağılımı Nedensellik Analizi. Fiscaeconomia, 5(2), 556-578.
- Şimşek, T., (2016). Türkiye’de Enerji Tüketimi Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin ARDL Sınır Testi ile İncelenmesi, Journal of International Management, Educational and Economics Perspectives, 4(1), 69–78.
- Taşçı, H., Ağırlioğlu, S. (2020). Ekonomik Büyüme ve Enerji Tüketiminin Eşbütünleşme ve Nedensellik İlişkisi ile Analizi: Türkiye Örneği, Uluslararası Ticaret ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi, 4(2), 65-71.
- Tayyar, A.E. (2019). Türkiye’de Sektörel Elektrik Tüketimi ile Ekonomik Büyüme İlişkisi: MWALD Temelli Nedensellik Analizlerinin Uygulanması, Üçüncü Sektör Sosyal Ekonomi Dergisi, 54(4), 1937-1956.
- Usta C., Berber, M. (2017). Türkiye’de Enerji Tüketimi Ekonomik Büyüme İlişkinin Sektörel Analizi, Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi, 13(1), 173-187.
- Usta, C., (2016), Türkiye’de Enerji Tüketimi Ekonomik Büyüme İlişkinin Bölgesel Analizi, Uluslararası Ekonomi ve Yenilik Dergisi, 2(2),181-201.
- Yüksel Yıldırım, C. (2019). Türkiye’de Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme: Granger Nedensellik Yaklaşımı, İktisadi İdari ve Siyasal Araştırmalar Dergisi, 4(9), 119-145.

Granger Nedensellik Sınamasında Yeni Yaklaşımlar

Editörler:

Prof. Dr. Emrah İsmail Çevik - Dr. Buket Kırcı Altınkeski

 ÖZGÜR
YAYINLARI

ISBN 978-975-447-602-6

9 789754 476026