

KÜRESEL VE YEREL PERSPEKTİFLERLE MAKRODAN MİKROYA EKONOMİK YAKLAŞIMLAR

Editör
FUAT LEBE



BİDGE Yayınları

**KÜRESEL VE YEREL PERSPEKTİFLERLE MAKRODAN
MİKROYA EKONOMİK YAKLAŞIMLAR**

Editör: FUAT LEBE

ISBN: 978-625-372-693-5

1. Baskı

Sayfa Düzeni: Gözde YÜCEL

Yayınlama Tarihi: 2025-06-25

BİDGE Yayınları

Bu eserin bütün hakları saklıdır. Kaynak gösterilerek tanıtım için yapılacak kısa alıntılar dışında yayıncının ve editörün yazılı izni olmaksızın hiçbir yolla çoğaltılamaz.

Sertifika No: 71374

Yayın hakları © BİDGE Yayınları

www.bidgeyayinlari.com.tr - bidgeyayinlari@gmail.com

Krc Bilişim Ticaret ve Organizasyon Ltd. Şti.

Güzeltpe Mahallesi Abidin Daver Sokak Sefer Apartmanı No: 7/9 Çankaya /
Ankara



ÖNSÖZ

Küreselleşmenin derinleştiği, dijitalleşmenin üretim ve tüketim dinamiklerini yeniden şekillendirdiği ve ekonomik kırılğanlıkların hem yerel hem de küresel ölçekte etkiler doğurduğu bir dönemde ekonomi bilimine olan ilgi ve ihtiyaç her zamankinden daha fazladır. Ekonomik analizler, yalnızca büyüme ve kalkınma süreçlerini anlamakla kalmaz; aynı zamanda toplumsal refahın adil dağılımını, finansal piyasaların etkinliğini ve ekonomik karar alma süreçlerine yön veren davranışsal eğilimleri de kapsamlı bir şekilde incelemeyi gerektirir. Bu kitap, hem makroekonomik hem de mikroekonomik düzeyde güncel ve öncelikli araştırma konularını ele alan, ampirik temelli bölümlerden oluşmaktadır. Her biri özgün veri setlerine, gelişmiş ekonometrik yöntemlere ve güncel politika tartışmalarına dayanan bu çalışmalar, ekonomi disiplininin çok yönlü doğasına ışık tutmayı amaçlamaktadır.

Makrodan Mikroya Küresel ve Yerel Perspektiflerle Ekonomik Yaklaşımlar, ekonomi disiplininin temel kavramlarını ve kuramsal çerçevelerini, güncel gelişmeler ve farklı coğrafyalardan örnek olaylar bağlamında yeniden değerlendirmektedir. Kitap, bir yandan ekonomik büyüme, gelir dağılımı, para ve maliye politikası gibi makroekonomik konulara eğilirken; diğer yandan birey, firma ve sektör düzeyindeki mikroekonomik davranışları anlamaya yönelik çözümlemelere de yer vermektedir. Bu yönüyle eser, bütüncül bir ekonomik okuma imkanı sunmakta; okuyucusunu hem teorik bir donanım hem de pratik analiz becerileri ile buluşturmayı hedeflemektedir.

Eserde yer alan bölümler, alanında uzman akademisyenler ve araştırmacılar tarafından kaleme alınmış; disiplinlerarası yaklaşımlar benimsenerek ekonomi biliminin toplumsal, siyasal ve çevresel boyutlarıyla etkileşimi de dikkate alınmıştır. Böylece kitap, yalnızca ekonomi öğrencilerine değil, aynı zamanda iktisat

politikalarıyla ilgilenen karar vericilere, arařtırmacılarla ve konuya ilgi duyan tüm okurlara hitap etmektedir.

Bu alıřmanın ortaya ıkmasında katkı sunan tüm yazarlarımıza, bilimsel bir titizlikle süreci yürüten ve yayına hazırlık aşamasında emeęi geen tüm paydařlara teřekkür eder; kitabın okuyuculara farklı perspektifler kazandırmasını ve ekonomik düşün dünyasına katkı sunmasını temenni ederim.

Do. Dr. FUAT LEBE

OSMANİYE KORKUT ATA ÜNİVERSİTESİ

İÇİNDEKİLER

GROWTH CONVERGENCE: PANEL UNIT ROOT ANALYSIS ON G20 ECONOMIES	1
<i>İDRİS YAĞMUR</i>	
SOSYAL HARCAMALAR VE GELİR DAĞILIMI ARASINDAKİ İLİŞKİ: SEÇİLMİŞ OECD ÜLKELERİ ÜZERİNE AMPİRİK BİR İNCELEME	22
<i>EMRE ŞAKAR</i>	
TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY AND STOCK RETURN: EVIDENCE FROM G-7 AND EMERGING MARKETS	54
<i>CANER DİLBER, MERCAN HATİPOĞLU, CANER DİLBER</i>	
FİNANS	72
<i>MERCAN HATİPOĞLU, TANER SEKMEN</i>	
TÜRKİYE'DE EVCİL HAYVAN SİGORTACILIĞINA YÖNELİK TOPLUMSAL BİLİNÇ: ANKET VERİLERİNE DAYALI BİR DEĞERLENDİRME	89
<i>UFUK ALKAN, HAMİ GÖKSAN KUYRUKÇU</i>	

BÖLÜM 1

GROWTH CONVERGENCE: PANEL UNIT ROOT ANALYSIS ON G20 ECONOMIES

İDRİS YAĞMUR¹

Introduction

Economic growth is the primary motivating factor for countries to increase their welfare levels and achieve their development goals. Therefore, increasing integration and interdependence in the global economy have made it more critical than ever to understand the convergence trends in economic growth dynamics between countries (Salai-Martin, 2006). The question of whether countries' levels of prosperity converge over time is a fundamental issue that has been debated in academic literature for a long time and has been attempted to be explained through various theoretical frameworks (Solow, 1956; Barro and Sala-i-Martin, 1992). This debate holds significant importance in terms of global income inequalities, the effectiveness of development policies, and the potential benefits of international economic cooperation. Therefore, the economic growth convergence hypothesis offers important insights into economic flexibility and policy effectiveness,

¹ Öğr. Gör. Dr., Manisa Celal Bayar Üniversitesi, Kırkağaç Meslek Yüksekokulu, Muhasebe ve Vergi Bölümü, idris.yagmur@cbu.edu.tr, Orcid: 0000-0002-9743-2189

particularly during periods of global shocks and structural transformation. In this context, the analysis of the growth trajectories of the G20 countries, which bring together the world's largest economies, is of great importance for global economic stability and future projections.

Previous studies have examined convergence dynamics through various macroeconomic indicators such as unemployment rates (Blanchard & Wolfers, 2000; Carrera & Rodríguez, 2012) or income levels (Quah, 1996). However, these analyses may not adequately account for the effects of structural breaks or shocks on time series, which can limit the reliability of the findings. In particular, major shocks such as the 2008 global financial crisis or the COVID-19 pandemic have led to permanent changes in economic trajectories, prompting a reevaluation of traditional convergence models (Estrada et al., 2013; Furceri and Mourougane, 2012). This situation has increased the need for new econometric approaches that can endogenously identify structural breaks and more accurately test the stationarity properties of the series.

This study examines the convergence trend in the annual growth rates of G20 countries during the period 1990-2023. G20 countries form an ideal group for growth convergence analysis due to their representation of a significant portion of the world economy, their varying levels of development, and their central role in global economic integration. The study addresses this gap by employing the two-break panel unit root test method developed by Lee and Tieslau (2019).

This innovative approach makes it possible to automatically detect two possible structural breaks in each country's growth series and to reliably test the tendency of growth rates to return to equilibrium (stationarity) in the long term despite the presence of these breaks (Lee and Tieslau, 2019). This will enable a much clearer assessment of the potential effects of global and national shocks on

growth convergence. Furthermore, this study aims to make a significant contribution at the methodological and empirical levels by providing an in-depth look at the existing literature on growth convergence in G20 countries through the application of a modern econometric test. The findings will provide valuable insights for policymakers, particularly regarding the critical importance of establishing resilient and stable macroeconomic frameworks against global shocks. In order to maintain and strengthen the potential for convergence in the economic growth rates of G20 countries, it is essential to implement structural reforms at the country level and to develop coordinated global intervention mechanisms against common shocks.

The study consists of five sections. Following the introduction, the second section will provide a literature review on economic growth and convergence. The third section will detail the data set used in the study and the Lee and Tieslau (2019) panel unit root test methodology. The fourth section will present the findings from the econometric analysis. Finally, the fifth section will summarize the overall results of the study and present policy recommendations.

Literature Review

The dynamics of economic growth and their evolution over time across countries and regions have been a central area of research in macroeconomic literature. The question of whether countries' income or production levels converge across different geographical units, or in other words, whether they approach each other over time, is of great importance to both theoretical and applied economists. To this end, this section of the study will present empirical studies related to economic growth convergence.

At the outset of the convergence literature, many studies presented findings supporting the hypothesis. Baumol (1986)

demonstrated convergence in income levels in his analysis of OECD countries covering the period 1870-1979. Similarly, Barro (1991) and Barro and Sala-i-Martin (1992) presented evidence of conditional convergence in their detailed studies of a large sample of countries and US states, particularly when control variables such as human capital and savings rates were included. These important findings have also been supported by Mankiw et al. (1992), who empirically tested the expanded Solow model, which includes human capital. Islam (1995), who used panel data analysis to take country-specific effects into account, also found evidence of convergence in a large sample of countries for the period 1960-1985.

The convergence hypothesis has been examined in greater detail in studies conducted on different country groups, and these studies have sometimes yielded different results. In Sala-i-Martin's (1996) analysis of 110 countries between 1960 and 1990, it was concluded that there was no convergence in general. However, different trends were observed in specific country groups. Kim (2001) identified convergence among 17 Asian countries during the 1960-1992 period, while Beyaert (2003) noted convergence among the EU-15 countries during the 1970-2000 period within the European Union. On the other hand, Dufrénot and Sanon (2005) did not observe convergence in their study of 12 West African Economic Community (ECOWAS) member countries between 1985 and 2003. Margaritis et al. (2007) examined the convergence of labor productivity and per capita GDP variables in OECD countries for the period 1960-2001 and concluded that both labor productivity and per capita GDP variables converged for the panel as a whole. These findings are supported by Göğül and Korap (2014)'s analysis of 26 OECD countries covering the period 1970-2012, providing evidence in favor of growth convergence.

Studies that do not support the convergence hypothesis or find partial convergence also occupy an important place in the

literature. Tüzemen and Tüzemen (2015) examined whether the net per capita GDP of Balkan countries converged with each other for the period 2000-2013 and found that 12 Balkan countries did not converge with each other. Similarly, Yılandı and Canpolat-Gökçe (2020) examined the existence of stochastic convergence using per capita GDP data for 18 OECD member countries covering the period 1960-2015 and found that convergence to the OECD group mean did not occur for more than half of the selected countries. Yılmaz and Kesbiç (2020), in their study examining whether the per capita GDP of the fragile five countries converged with each other during the period 1980-2017, found that these countries did not converge with each other.

The convergence of the Turkish economy with other country groups has also been examined by researchers. Demirel and Kurt (2021) examined the convergence of Türkiye's GDP with that of the G7 country group using data covering the period 1970-2019 and concluded that Türkiye's GDP has not converged with that of the G7 countries. In contrast, Aydın (2022) tested whether Türkiye's economy converged with G7 and BRICS countries using per capita GDP data and found that convergence between Türkiye and G7 countries was not valid, but the convergence hypothesis was valid between Türkiye and BRICS countries. These findings suggest that economic groupings and similar levels of development may influence convergence. Finally, Eryer (2023) tested the validity of the convergence hypothesis using per capita income level data for the E-7 countries covering the period 1990-2021 and found that convergence is valid.

These empirical studies show that there are different and varied empirical evidences regarding economic growth convergence depending on the period examined, methodology, and country/region group.

Data and Methodology

In this study, convergence analysis was performed for G20 countries. For this purpose, GDP (annual %) data representing growth in G20 countries was used to perform convergence analysis with the help of Lee and Tieslau (2019) two-break panel unit root test. The Lee and Tieslau (2019) two-break panel unit root test provides separate results at both the panel and country levels. For this reason, it was specifically chosen for this study. The data were obtained from the World Bank database. The variables to be analyzed were selected annually with a total of 34 observations and were determined to cover the period from 1990 to 2023.

Lee and Tieslau (2019) Two-Break Panel Unit Root Test

A fundamental problem with panel unit root tests in the literature is the “disturbing parameter” issue that arises in Dickey Fuller and Lagrange Multiplier (LM)-based approaches. This situation affects the critical values of the test in an impractical manner, along with level and/or trend shifts. To overcome this methodological obstacle, as noted by Solarin and Stewart (2021), it is essential to use a test that is free from problematic parameters. In this context, the panel unit root test proposed by Lee and Tieslau (2019), which allows for both level and trend breaks and eliminates the disturbing parameter problem compared to the test presented by Im et al. (2005), is an important development that fills this gap.

Although the panel unit root tests by Tam (2006) and Carrion-i-Silvestre and Surdeanu (2013) allow for trend breaks in their factor structure, their invariance to the disturbing parameter that determines the location of the trend break is unclear. To address this critical shortcoming, Lee and Tieslau (2019) employed an innovative transformation to make the asymptotic distribution independent of the size or location of trend shifts, unlike previous tests. This method offers a more reliable and practical solution by

developing an LM-type unit root test based solely on the number of breaks and extending it to panel data sets with heterogeneous trend shifts.

The data generation process for the Lee and Tieslau (2019) panel unit root test is outlined below (Lee and Tieslau, 2019):

$$Y_{it} = Z'_{it}a_i + \mu_{it} \text{ with } \mu_{it} = \rho_i\mu_{it-1} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T. \quad (1)$$

The terms (Y) , (i) , (t) and (ε_{it}) in the equation represent, respectively, the series under consideration, each cross-section, each time period, and the error terms that allow for varying variance across cross-sections. The assumptions below are related to the regression in equation 1. (ε_{it}) follows the classical assumptions of zero mean and constant variance. The null hypothesis implies that there is a unit root for all (i) . That is, $H_0: \rho_i = 1$ for all $i = 1, \dots, N$ and the alternative is $H_1: \rho_i < 1$ for at least one (i) . (Z_{it}) represents a vector of potentially different exogenous terms for each (i) . In this application, dummy variables are also added to (Z_{it}) , which can include both level and trend shifts. A model that allows for both level and trend breaks is denoted by $Z_{it} = [1, t, D_{it}, DT_{it}^*]'$.

The regression process of the LM test consists of two steps. In the first step of this process, a trend-adjusted series is created for each cross-sectional unit using the specified equation.

$$\tilde{Y}_{it} = Y_{it} - \tilde{\psi}_i - Z_{it}\tilde{\delta}_i. \quad (2)$$

Here, $(\tilde{\delta}_i)$ is the trend removal coefficient, obtained from the model using the first differences of Y_{it} and Z_{it} . $(\Delta Y_{it}$ and $\Delta Z_{it})$, and here $\tilde{\psi}_i = Y_{i1} - Z_{i1}\tilde{\delta}$ is the constrained maximum likelihood estimate.

In the second stage of the LM test, the specified regression analysis is performed to obtain the unit root test statistics.

$$\Delta Y_{it} = \delta'_i \Delta Z_{it} + \phi_i \tilde{Y}_{it-1} + e_{it}, \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T. \quad (3a)$$

Both ΔZ_{it} and $B_{it}=\Delta D_{it}$ should be included in the model as impulse dummy variables. It should be noted that these impulse variables do not directly affect the asymptotic distribution of the test. However, it is of great importance that they are not omitted from the regression equation in order to ensure the accuracy of the model specification and to prevent bias in the parameter estimates.

The actual test regression is constructed by adding lagged $\Delta \tilde{Y}_{it-p}$ terms to correct for innovations that exhibit related and heterogeneous distributions between series.

$$\Delta Y_{it} = \delta'_i \Delta Z_{it} + \phi_i \tilde{Y}_{it-1} + \sum_{p=1}^P d_{ip} \Delta \tilde{Y}_{it-p} + e_{it},$$

$$i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T. \quad (3b)$$

The LM unit root test statistic for the cross-section unit (i) is expressed as the t-statistic for the hypothesis $\phi_i=0$ in equation (3b). Unlike Amsler and Lee's (1995) cut-point specification, the distributions of test statistics with cut-points in the slopes depend on the parameters $\lambda_{ir^*}, \lambda_{i1^*} = \frac{T_{Bi1}}{T}, \lambda_{ir^*} = \frac{T_{Bir} - T_{Bi,r-1}}{T}, r = 2, \dots, R$, and $\lambda_{i,R+1^*} = \frac{T - T_{BiR}}{T}$ (Lee and Strazicich, 2003). Similar to the approach in Park and Sung (1994), the dependence of the test statistic on insignificant parameters can be eliminated through the transformation in Equation 4.

$$\tilde{Y}_{it}^* = \begin{cases} \frac{T}{T_{Bi1}} \tilde{Y}_{it} & \text{for } t \leq T_{Bi1} \\ \frac{T}{T_{Bi2} - T_{Bi1}} \tilde{Y}_{it} & \text{for } T_{Bi1} < t \leq T_{Bi2} \\ \vdots & \\ \frac{T}{T - T_{BiR}} \tilde{Y}_{it} & \text{for } T_{BiR} < t \leq T \end{cases} \quad (4)$$

Subsequently, by replacing $\tilde{Y}_{it-1}$ with $\tilde{Y}_{it-1}^*$ in the test regression (3b), the following equation is obtained:

$$\Delta Y_{it} = \delta_t' \Delta Z_{it} + \phi_i \tilde{Y}_{it-1}^* + \sum_{p=1}^P d_{ip} \Delta \tilde{Y}_{it-p} + \varepsilon_{it}. \quad (5)$$

When $\tilde{\tau}_i^*$ is assumed as the t-statistic for $\phi_i = 0$ from the regression above, the asymptotic distribution of this test statistic is given as follows:

$$\tilde{\tau}_i^* \rightarrow -\frac{1}{2} \left[\sum_{r=1}^{R+1} \int_0^1 \underline{v}_r(r)^2 dr \right]^{-\frac{1}{2}}. \quad (6)$$

With the elimination of the effect of the insignificant λ parameter on the asymptotic distribution, the transformed unit root t-statistic is now free from this dependency in the trend break model. This allows the t-statistic to be constructed using breakpoint information, while the asymptotic distribution of the test is determined solely by the number of trend breaks, as the transformed distribution consists of the sum of R independent stochastic terms. With one trend break ($R = 1$), the distribution of the test is the same as that of the untransformed test, using $\lambda = 1/2$, regardless of the actual location of the breaks. With two trend breaks ($R = 2$), the distribution is the same as that of the untransformed test, using $\lambda_1 = 1/3$ and $\lambda_2 = 2/3$. Generally, the same applies to the case of multiple breaks for R . The distribution $\lambda_r = r/(R + 1)$, $r = 1, \dots, R$ is the same as the untransformed test. Instead, only the critical values corresponding to the number of breaks R are required.

For unit root tests to yield reliable results, the location and number of structural breaks must be correctly identified. Errors in the location or number of breaks lead to a loss of power under the stationary alternative hypothesis. Furthermore, as emphasized by Perron (1989), if the series is actually stationary but the structural

break is not accounted for, traditional Augmented Dickey-Fuller tests (including trend-break LM tests) tend to show a bias toward rejecting the null hypothesis.

The new panel LM t-statistic incorporating trend shifts is as follows:

$$H_0: \phi_i = 0 \quad \text{for all } i$$

against the alternative hypothesis

$$H_1: \phi_i < 0 \quad \text{for some } i.$$

For the hypothesis in question, the panel LM statistic is obtained by standardizing the following mean test statistic:

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \tilde{t}_i^*, \quad (7)$$

Here, $\tilde{t}_i^*$ is the t-statistic in the test regression (5) for $\phi_i = 0$. Although the distribution of $\bar{t}$ depends on T , it is independent of other parameters under the null hypothesis. Under the null hypothesis, the expected value and variance of $\bar{t}$ are denoted as $E(\bar{t})$ and $V(\bar{t})$, respectively. Although simulation results confirm that critical values remain nearly unchanged across different values of N in the data generation process, the effect of the autocorrelation structure should not be overlooked. Therefore, the values of $E(\bar{t})$ and $V(\bar{t})$ for various combinations of N and T (sample size), P (cutoff lag), and R (number of breaks) were calculated through stochastic simulations. As mentioned above, since the test statistics are independent of the location of the breaks, there is no need to obtain different values for the mean and variance at different break locations. This is a fundamental property of the proposed panel test statistic.

Formally, the panel test statistic is calculated using the following expression, and this standardized statistic follows an asymptotic standard normal distribution.

$$LM(\tilde{\tau}^*) = \frac{\sqrt{N}[\bar{\tau} - \tilde{E}(\bar{\tau})]}{\sqrt{\tilde{V}(\bar{\tau})}} \quad (8)$$

Here, $\tilde{E}(\bar{\tau})$ and $\tilde{V}(\bar{\tau})$ represent the mean and variance of $\bar{\tau}$, which depend on the parameter values of P (number of cut delays) and R (number of breaks). The calculation of these values was performed using terms derived from the estimated parameter values of P and R .

$$\tilde{E}(\bar{\tau}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N E\left(\bar{\tau}(\tilde{R}_i, \tilde{P}_i)\right) \quad \text{and} \quad \tilde{V}(\bar{\tau}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \text{Var}\left(\bar{\tau}(\tilde{R}_i, \tilde{P}_i)\right) \quad (9)$$

Here, $\tilde{R}_i$ and $\tilde{P}_i$ denote the estimated values of R_i and P_i in the test regression for the i -th cross-section unit. In the analysis performed, varying numbers of breaks and cut delays between cross-section units are allowed. The assumption that the locations and numbers of breaks can be consistently estimated for each cross-sectional unit is maintained, and any consistent estimation procedure can be applied to determine these parameters.

As a result, as noted by Lee and Tieslau (2019), the proposed panel statistic is made independent of disturbing parameters by integrating all consistently estimated parameter values (Lee and Tieslau, 2019).

Empirical Findings

In this section of the study, descriptive statistics for the variables are first presented. Then, the results of the Lee and Tieslau (2019) two-break panel unit root test conducted for the growth variable are interpreted.

Table 1 Descriptive Statistics

Country	Argentina	Australia	Brazil	Canada
Mean	2.463823	2.973641	2.156851	2.13541
Median	3.334341	3.122465	2.558672	2.647825
Maximum	10.44181	5.027684	7.528226	5.286957
Minimum	-10.89448	-0.38226	-4.35	-5.03823
Std. Dev.	5.959653	1.261288	2.887278	2.185206
Skewness	-0.443819	-0.964061	-0.53596	-1.36909
Kurtosis	2.189851	3.742588	2.864262	5.449873
Jarque-Bera	2.046009	6.047878	1.653847	19.12435
Probability	0.359513	0.048609	0.437393	0.00007
Sum	83.77	101.1038	73.33295	72.60394
Sum Sq. Dev.	1172.076	52.49796	275.1004	157.5791
Observations	34	34	34	34
Country	China	France	Germany	India
Mean	8.79774	1.569264	1.497699	6.057321
Median	8.811862	1.894016	1.64463	6.727154
Maximum	14.23086	6.882338	5.255006	9.689592
Minimum	2.238638	-7.44065	-5.54517	-5.77773
Std. Dev.	2.924949	2.218377	2.19721	2.838761
Skewness	-0.08783	-1.80124	-1.15408	-2.28047
Kurtosis	2.954035	10.13157	5.390904	10.01293
Jarque-Bera	0.046703	90.43593	15.6457	99.14303
Probability	0.976919	0	0.0004	0
Sum	299.1232	53.35498	50.92178	205.9489
Sum Sq. Dev.	282.3258	162.3995	159.3151	265.9327
Observations	34	34	34	34
Country	Indonesia	Italy	Japan	Korea Rep.
Mean	4.71468	0.834579	0.963596	4.796082
Median	5.122039	1.290903	1.227867	4.306639
Maximum	8.220007	8.931062	4.840929	11.46694
Minimum	-13.1267	-8.86822	-5.69324	-5.12945
Std. Dev.	3.665497	2.846436	2.050458	3.47895
Skewness	-3.68619	-0.80482	-1.15701	-0.24564
Kurtosis	18.00302	7.242413	5.516162	3.539184
Jarque-Bera	395.877	29.1678	16.55477	0.75378
Probability	0	0	0.000254	0.685992
Sum	160.2991	28.3757	32.76227	163.0668
Sum Sq. Dev.	443.3836	267.3726	138.7445	399.402
Observations	34	34	34	34

Table 1 Continued

Country	Mexico	Russian Federation	Saudi Arabia	South Africa
Mean	2.266872	0.895405	3.471363	2.02117
Median	2.811015	2.011933	3.251964	2.442734
Maximum	7.198876	10.00007	10.99376	5.603806
Minimum	-8.35404	-14.5311	-3.58154	-6.16892
Std. Dev.	3.46698	6.054505	3.43056	2.424668
Skewness	-1.49627	-0.7736	0.262295	-1.13951
Kurtosis	5.245728	2.972854	2.494196	5.131069
Jarque-Bera	19.8314	3.392267	0.752297	13.79185
Probability	0.000049	0.183391	0.686501	0.001012
Sum	77.07365	30.44377	118.0263	68.71979
Sum Sq. Dev.	396.6584	1209.682	388.3685	194.0074
Observations	34	34	34	34
Country	Türkiye	United Kingdom	United States	
Mean	4.784526	1.859416	2.491121	
Median	5.648317	2.419299	2.689812	
Maximum	11.4394	8.575951	6.055053	
Minimum	-5.75001	-10.2969	-2.5765	
Std. Dev.	4.456738	2.990588	1.757601	
Skewness	-0.89371	-1.97542	-1.02047	
Kurtosis	3.137397	10.1412	4.754551	
Jarque-Bera	4.55281	94.35818	10.26211	
Probability	0.102653	0	0.00591	
Sum	162.6739	63.22015	84.69811	
Sum Sq. Dev.	655.4631	295.1393	101.9423	
Observations	34	34	34	

Table 1 provides explanatory statistics on annual growth data for G20 countries covering the period 1990-2023. When examining the growth rates of G20 countries, the mean, minimum, and maximum values show significant differences in growth performance. Countries such as China, Brazil, Indonesia, and the Republic of Korea stand out in terms of mean growth rates, while Italy and Japan have the lowest means. According to the data in the table, the highest mean growth rates were calculated as 8.79%, 6.05%, and 4.79% for China, India, and the Republic of Korea, respectively. When maximum values are analyzed, it is found that

the highest growth rate occurred in China at 14.23%, while the lowest growth rate occurred in the Russian Federation at -14.53%.

Table 2 Lee and Tieslau (2019) Growth Rate Panel Unit Root Test Results

Country	LM Test Statistics	Time Break 1	Time Break 2	Optimal Lag
Argentina	-5.664***	2001	2007	0
Australia	-6.083***	2007	2012	0
Brazil	-5.227**	1995	2014	0
Canada	-6.177***	2001	2009	0
China	-9.661***	2007	2011	0
France	-5.474***	1996	2000	0
Germany	-9.188***	2007	2012	0
India	-9.259***	2007	2011	0
Indonesia	-11.089***	1996	2000	0
Italy	-9.865***	2007	2011	0
Japan	-11.382***	2007	2012	0
Korea Rep.	-12.308***	1997	2002	0
Mexico	-5.506***	2007	2013	0
Russian Federation	-6.227***	2000	2018	0
Saudi Arabia	-5.387***	2004	2016	0
South Africa	-10.43***	2004	2018	1
Türkiye	-8.902***	1997	2003	0
United Kingdom	-7.444***	2007	2011	0
United States	-6.742***	1996	2000	0

Notes: ***, ** and * Critical values indicate 1%, 5% and 10% significance level, respectively. 1%, 5% and 10% critical values are -5.365, -4.661 and -4.338, respectively (Lee and Tieslau, 2019).

The panel unit root test by Lee and Tieslau (2019) in Table 2 shows the convergence results of the growth variable in G20 countries. This test, developed by Lee and Tieslau, allows for two breaks. These breaks indicate periods that permanently affect growth dynamics, such as global economic crises, significant policy changes, or country-specific shocks. When examining the break dates, it was determined that the first break in G20 countries occurred between 1995 and 2007, and the second break occurred

between 2000 and 2018. According to the LM test statistics calculated for the G20 countries listed in the table, Brazil was found to be significant at the 5% level, while all other countries were significant at the 1% level. These significance levels indicate that convergence is valid for all G20 countries included in the analysis of the growth series. This result indicates that the economic growth rates of G20 countries have become similar over time or are moving toward a certain common equilibrium level.

Conclusions and Policy Recommendations

In this study, convergence analysis was conducted using annual growth rates for G20 countries covering the period 1990–2023, employing the Lee and Tieslau (2019) two-break panel unit root test. When analyzing the results of the Lee and Tieslau (2019) panel unit root test, it was found that the LM test statistic values calculated for G20 countries were greater than the table critical values in absolute terms, indicating that all series exhibit a stationary trend. In other words, convergence is valid for all G20 countries included in the analysis of the growth series. Furthermore, although the break dates vary by country, it is noteworthy that many countries (Australia, Canada, China, Germany, India, Italy, Japan, Mexico, and United Kingdom) experienced a common break between 2007 and 2012 due to the impact of the global financial crisis. This suggests that external shocks have a synchronizing effect on growth dynamics among G20 countries. The identification of breaks in different periods, such as 1997 and 2003 in Türkiye and 2004 and 2018 in South Africa, shows that each country's internal dynamics and specific shocks also affect its growth trajectory.

Lee and Tieslau (2019) panel unit root test results show that the growth rates of each G20 country are stationary with structural breaks, which can be interpreted as strong evidence supporting convergence in growth rates. The fact that the growth rates of all

countries are stationary means that they will return to their equilibrium trajectories in the long term after shocks. This may particularly point to the existence of the convergence hypothesis. The test's consideration of structural breaks is important for understanding how global shocks and country-specific changes affect the convergence process. The persistence of growth despite the presence of breaks suggests that economies can maintain their long-term growth potential or adapt to shocks. In conclusion, the results of the Lee and Tieslau (2019) growth rate panel unit root test strongly support the existence of a general convergence trend in growth rates among G20 countries.

When evaluating the findings obtained from the analysis, the fact that the growth rates of G20 countries remain stable even under structural breaks offers several important implications for policymakers. In particular, the tendency of each country's growth rate to return to its long-term equilibrium path emphasizes the importance of stability-oriented and shock-absorbing policies. Policymakers should develop strong macroeconomic frameworks to limit the effects of economic shocks such as financial crises and commodity price fluctuations. Furthermore, the identified structural break points indicate the need for a more in-depth analysis of the effects of policy decisions taken or not taken during these periods on the growth trajectory. The fact that growth remained stable despite the breaks suggests that structural reforms and economic flexibility can act as a buffer against external shocks and support long-term growth. Therefore, in order to preserve and strengthen the convergence potential observed in the economic growth rates of G20 countries, it is of great importance to establish coordinated intervention mechanisms at the global level against common shocks, along with the implementation of structural reforms tailored to the needs of each country. These approaches can maximize countries'

growth potential while minimizing the effects of shocks and providing a more stable growth environment.

References

Amsler, C., & Lee, J. (1995). An LM Test for a Unit Root in the Presence of a Structural Change, *Econometric Theory*, 11(2), 359-368.

Aydın, A. (2022). Türkiye Ekonomisi İçin G7 ve BRICS Ülkeleriyle Yakınsama Analizi. *Efil Journal of Economic Research*, 5(3), 66-83.

Barro, R. J. (1991). Economic Growth in a Cross Section Countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443. <https://doi.org/10.2307/2937943>

Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2), 223-251. <https://doi.org/10.1086/261816>

Baumol, W. J. (1986). Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long-Run Data Show. *The American Economic Review*, 76(5), 1072-1085.

Beyaert, A. (2003). Growth Convergence in Europe: A Panel Data Approach with Bootstrap. *II Workshop on International Economics*, 1-21.

Blanchard, O., & Wolfers, J. (2000). The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence. *The Economic Journal*, 110(462), C1-C33.

Carrera, D. R., & Rodríguez, G. (2012). Have European Unemployment Rates Converged? *SJ-Economics Scientific Journal*, 10, 135-155. <https://doi.org/10.58246/sjeconomics.v10i.454>

Carrion-i-Silvestre, J. L., & Surdeanu, L. (2013). Panel GLS Unit Root Tests and Common Factors. Mimeo, Department of Econometrics, Statistics and Spanish Economy, University of Barcelona.

Demirel, E., & Kurt, Ü. (2021). Türkiye Ekonomisinde Yakınsama Hipotezi Geçerliliğinin Test Edilmesi: G7 Grubu Ülke Örneği. *OPUS International Journal of Society Researches*, 18(44), 7777-7794. <https://doi.org/10.26466/opus.908963>

Dufrénot, G., & Sanon, G. (2005). Testing Real Convergence in the ECOWAS Countries in Presence of Heterogeneous Long-Run Growths: A Panel Data Study. CREDIT Research Paper, No. 05/14.

Eryer, A. (2023). Yakınsama Hipotezinin Test Edilmesi: E7 Ülkelerinden Ampirik Kanıtlar. *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi Uygulamalı Bilimler Dergisi*, 7(2), 245-255. <https://doi.org/10.31200/makuubd.1315889>

Estrada, Á., Galí, J., & López-Salido, D. (2013). Patterns of Convergence and Divergence in the Euro Area. *IMF Economic Review*, 61(4), 601-630. <https://doi.org/10.1057/imfer.2013.22>

Furceri, D., & Mourougane, A. (2012). The Effect of Financial Crises on Potential Output: New Empirical Evidence from OECD Countries. *Journal of Macroeconomics*, 34(3), 822-832. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2012.05.010>

Gögöl, P. K., & Korap, L. (2014). Ekonomik Yakınsama Olgusunun Sınanması Üzerine Yeni Bulgular: OECD Örneği. *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 4(2), 60-73.

Im, Kyung-So., Lee, J., & Tieslau, M. (2005). Panel LM Unit-root Tests with Level Shifts. *Oxford Bulletin of Economics and*

Statistics, 67(3), 393-419. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2005.00125.x>

Islam, N. (1995). Growth Empirics: A Panel Data Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1127-1170.

Kim, J. U. (2001). Empirics for Economic Growth and Convergence in Asian Economies: A Panel Data Approach. *Journal of Economic Development*, 26(2), 49-59.

Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>

Lee, J., & Tieslau, M. (2019). Panel LM Unit Root Tests with Level and Trend Shifts. *Economic Modelling*, 80, 1-10. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.11.001>

Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A Contribution to the Empirics of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437. <https://doi.org/10.2307/2118477>

Margaritis, D., Färe, R., & Grosskopf, S. (2007). Productivity, Convergence and Policy: A Study of OECD Countries and Industries. *Journal of Productivity Analysis*, 28(1-2), 87-105. <https://doi.org/10.1007/s11123-007-0044-8>

Park, J. Y., & Sung, J. (1994). Testing for Unit Roots in Models with Structural Change. *Econometric Theory*, 10(5), 917-936. <https://doi.org/10.1017/s0266466600008926>

Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401. <https://doi.org/10.2307/1913712>

Quah, D. T. (1996). Twin Peaks: Growth and Convergence in Models of Distribution Dynamics. *The Economic Journal*, 106(437), 1045-1055. <https://doi.org/10.2307/2235377>

Sala-i-Martin, X. (1996). The Classical Approach to Convergence Analysis. *The Economic Journal*, 106(437), 1019-1036. <https://doi.org/10.2307/2235375>

Sala-i-Martin, X. (2006). The World Distribution of Income: Falling Poverty and ... Convergence, Period. *The Quarterly Journal of Economics*, 121(2), 351-397. <https://doi.org/10.1162/qjec.2006.121.2.351>

Solarin, S. A., & Stewart, C. (2021). Is the Reports-Based Measure of Uncertainty Stationary? Evidence from a New Panel Residual Augmented Least Squares Unit Root Test. *The Singapore Economic Review*, 1-35. <https://doi.org/10.1142/S0217590821500727>

Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. <https://doi.org/10.2307/1884513>

Tam, P. S. (2006). Breaking Trend Panel Unit Root Tests. *Society for Computational Economics, Computing in Economics and Finance*, No: 341.

Tüzemen, Ö. B., & Tüzemen, S. (2015). Yakınsama Hipotezi: Balkan Ülkeleri Örneği. *Balkan Sosyal Bilimler Dergisi*, 4(7).

World Bank (2025). *World Development Indicators*, https://data.worldbank.org/indicator/SL.UEM.TOTL.ZS?name_desc=false, 28.04.2025.

Yılandı, V., & Canpolat-Gökçe, E. (2020). OECD Ülkelerinde Yakınsama Hipotezinin Geçerliliği: Kalıntılarla Genişletilmiş Panel Fourier SURADF Birim Kök Testi.

Sosyoekonomi, 28(44), 395-407.
<https://doi.org/10.17233/sosyoekonomi.2020.02.18>

Yılmaz, M., & Kesbiç, C. Y. (2020). Kırılgan Beşli Ekonomileri İçin Yakınsama Hipotezinin Geçerliliği. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 19(75), 1275-1293.
<https://doi.org/10.17755/esosder.590425>

BÖLÜM 2

SOSYAL HARCAMALAR VE GELİR DAĞILIMI ARASINDAKİ İLİŞKİ: SEÇİLMİŞ OECD ÜLKELERİ ÜZERİNE AMPİRİK BİR İNCELEME

Emre ŞAKAR¹

Giriş

Yakın geçmişte yaşanan sürekli ekonomik büyümeye ve sosyal politika alanındaki ilerlemelere rağmen, gelir eşitsizliği birçok ekonomide varlığını sürdürmeye devam etmektedir. Örneğin, OECD verilerine göre, 2022 yılında en yüksek gelire sahip %10'luk nüfus diliminin ortalama geliri, en düşük gelire sahip %10'luk kesimin gelirinin neredeyse dokuz katına ulaşmıştır (OECD, 2022). Bu artan eşitsizlik, devletin yeniden dağıtım rolüne yönelik ilgiyi artırmış; özellikle sosyal harcamalar gibi gelir dağılımını dengelemeyi amaçlayan mali araçların etkinliği ön plana çıkmıştır. Sosyal harcamaların gelir eşitsizliğine etkisinin kapsamlı biçimde değerlendirilmesi, artan toplumsal eşitsizliklerin önüne geçilmesi için gerekli politika araçlarının tasarlanmasına önemli bir zemin hazırlamaktadır.

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Uşak Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Maliye Bölümü, Orcid: 0000-0003-4309-2884

Sosyal harcamalar, bireyleri gelir kaybı ve sosyal risklerden korumayı amaçlayan kamu destekleri ve hizmetlerinden oluşur. Bu harcamalar yaşlılık, ölüm, sakatlık, sağlık, aile, aktif iş gücü piyasası politikaları, işsizlik, konut ve diğer sosyal koruma alanlarında yapılan kamu harcamalarını içermekle birlikte çağdaş refah devletlerinde gelirin yeniden dağıtımın temel araçlarından biri olarak görülmektedir (Adema ve Ladaique, 2009: 16-20). Kuramsal ve ampirik literatüre göre, sosyal harcama düzeyindeki artışların vergi ve transfer öncesi gelirlerin transferler ve kamu hizmetleri yoluyla yeniden dağıtılması sayesinde gelir eşitsizliğini azaltması beklenmektedir (Brady, 2005; Kenworthy ve Pontusson, 2005). Sanayileşmiş OECD ülkelerinde sosyal transferlerin ortaya çıkışı ve artışıındaki farklılıklar, demokratikleşme, nüfusun yaşlanması, küreselleşme, kişi başına gelirin artması ve orta gelirli seçmenlerin sosyal politikalara yönelik bağlılık düzeylerindeki uluslararası farklılıklar gibi faktörlerle açıklanabilmektedir (Lindert, 2004:188). Diğer taraftan, gelir dağılımı, ülkedeki gelir eşitsizliğini ölçmek için sıklıkla kullanılan Gini katsayısı ile ifade edilmekte olup, Gini katsayısının yüksek olması daha fazla eşitsizliği, düşük olması ise daha adil bir gelir dağılımını göstermektedir (Deininger & Squire, 1996).

Sosyal harcamalar ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişki, yeniden dağıtım ve refah ekonomisi teorilerine dayanmaktadır (Musgrave ve Musgrave,1989:9-11). Klasik refah devleti kuramına göre, devletler piyasa başarısızlıklarını düzeltmek ve sosyal adaleti sağlamak amacıyla yeniden dağıtıcı politikalar uygularlar (Andersen, 2012; Korpi ve Palme, 1998). Bu çerçevede sosyal harcamalar, özellikle düşük gelir gruplarına yönelik nakdi transferler ve kamu hizmetleri aracılığıyla piyasa gelirlerinin yeniden dağıtılmasını sağlar. Bu tür harcamalar, toplumsal uyumu güçlendirme, yoksulluğu azaltma ve fırsat eşitliğini artırma gibi hedeflere hizmet eder.

Maliye politikası, özellikle sosyal transferler ve kamu hizmetleri aracılığıyla gelir dağılımını etkilemede önemli bir araçtır. Kamu harcamalarının kaynak tahsisi, gelir dağılımının yeniden düzenlenmesi ve makroekonomik istikrar sağlama olmak üzere üç temel işlevi bulunduğu; bu işlevlerden yeniden dağıtımın ise doğrudan sosyal adaletin sağlanmasına hizmet ettiği kabul edilmektedir (Musgrave & Musgrave, 1989: 73-86). Günümüz refah devletlerinde sosyal harcamalar sadece işsizlik, hastalık, yaşlılık gibi sosyal risklere karşı güvence sağlamakla kalmaz, aynı zamanda piyasa kaynaklı eşitsizlikleri dengelemeyi amaçlar. Ancak sosyal harcamaların eşitsizlik üzerindeki etkisi, uygulandığı ülkenin kurumsal yapısına, refah rejimi türüne, vergi sistemine ve işgücü piyasası koşullarına bağlı olarak farklılık gösterebilir (Chu vd., 2000). Örneğin Korpi ve Palme (1998), sosyal yardımların yalnızca yoksullara yönlendirilmesinin yoksulluk ve eşitsizlikle mücadelede en etkili yöntem olduğu yönündeki yaygın varsayıma karşı çıkarak bunun yerine, herkesi kapsayan evrensel refah politikalarının, yalnızca yoksulları hedefleyen sistemlerden daha etkili olduğunu savunmaktadırlar.

Literatürde sosyal harcamalar ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi inceleyen ampirik çalışmalar ülkeler, yöntemler ve araştırma bulguları bakımından değişkenlik göstermektedir. Bazı çok ülkeli analizler, sosyal harcama düzeyinin yüksek olduğu ülkelerde gelir eşitsizliğinin daha düşük olduğunu ve özellikle kapsamlı refah sistemlerine sahip ülkelerde kamu transferleri ile hizmetlerin güçlü bir yeniden dağıtım etkisi yarattığını ortaya koymaktadır (Brady, 2005; Kenworthy & Pontusson, 2005;). Bu bulgular, sosyal harcamaların piyasa gelirleri ile harcanabilir gelirler arasındaki farkı daraltarak eşitsizliği azalttığını göstermektedir. Buna karşılık, bazı araştırmalar sosyal harcamaların eşitsizlik üzerindeki etkisinin her durumda belirgin olmadığını; bu etkinin büyük ölçüde refah rejimlerinin yapısına, harcama bileşenlerine ve programların

hedefleme düzeyine baėlı olduėunu ne srmektedir (International Monetary Fund [IMF], 2014; Korpi & Palme, 1998). Ayrıca ekonomik byme, demografik baskılar ve mali srdrlebilirlik gibi faktrler de sosyal harcamaların eřitliki roln kısıtlayabilmektedir (Ayala-Cañn vd., 2022; Bastagli vd., 2012).

Bu alıřmanın temel amacı, 2000–2021 dnemi iin seilmiř 12 OECD lkesini - Almanya, Amerika Birleřik Devletleri, Birleřik Krallık, Danimarka, Fransa, Hollanda, İspanya, İsve, İtalya, Japonya, Kore ve Polonya - kapsayan panel veri seti zerinden sosyal harcamalar, gelir daėılımı ve kiři baři milli gelir seviyeleri arasındaki nedensel iliřkileri ampirik olarak incelemektir. alıřmanın rnekleminde yer alan lkeler kurumsal srekliliğe sahip kkl OECD yeleri olmaları, refah devleti yaklařımlarında eřitlilik gstermeleri ve analiz iin gerekli uzun dnemli, karřılařtırılabilir veri setlerini sunmaları esas alınarak seilmiřtir. Bu erevede, sosyal harcamalar ile kiři bařına dřen mill gelir dzeylerindeki deėiřimlerin gelir daėılımı zerinde nedensel bir etkisinin bulunup bulunmadıėının yanı sıra, gelir daėılımındaki deėiřimlerin bu iki temel ekonomik gsterge ile olan iliřkisini gncel panel veri seti aracılıėıyla ampirik olarak analiz etmek ve bu doėrultuda literatre katkı saėlamak amalanmaktadır. Bu baėlamda arařtırma, řu temel sorular etrafında yapılandırılmıřtır: 1. Sosyal harcamalar, seilmiř OECD lkelerinde gelir daėılımını etkiler mi? 2. Seilmiř OECD lkelerinde gelir daėılımındaki deėiřimler, sosyal harcama dzeylerini etkiler mi? 3. Kiři bařına dřen milli gelir ile sosyal harcamalar ve gelir daėılımı arasında nedensel iliřkiler mevcut mudur? Ayrıca, bu sorulara dayanarak alıřmada řu hipotezler test edilmektedir: (H1) Sosyal harcamaları, gelir daėılımının Granger nedenidir. (H2) Gelir daėılımı, sosyal harcamalarının Granger nedenidir. (H3) Sosyal harcamalar ile kiři bařına dřen gelir, gelir daėılımı zerinde ortak nedensel etkiye sahiptir. Bu hipotezler, 2000–2021 dnemini kapsayan ve 12

seçilmiş OECD ülkesinden oluşan panel veri seti kullanılarak, Dumitrescu ve Hurlin (2012) tarafından geliştirilen heterojen paneller için uygun Granger nedensellik testi aracılığıyla analiz edilmektedir. Söz konusu yöntem, panel veri setlerinde heterojenlik varsayımını dikkate alarak her birim için farklı nedensellik ilişkilerinin var olabileceğini kabul etmekte ve bu yönüyle geleneksel Granger testlerine kıyasla daha esnek ve güvenilir sonuçlar sunmaktadır. Nedensellik analizlerinden önce ise yatay kesit bağımlılığı ve durağanlık testleri gibi ikinci nesil panel veri testleri uygulanmaktadır.

Çalışmanın sonraki bölümleri şu şekilde organize edilmiştir: Öncelikle gelir dağılımı, sosyal harcamalar ve kişi başına düşen milli gelir arasındaki dolaylı ya da doğrudan etkileşimler ele alınarak ilgili literatür gözden geçirilmiştir. Devamında, kullanılan veri seti ve izlenen metodolojik yaklaşımlar ayrıntılı biçimde sunulmuştur. Ardından, elde edilen ampirik bulgular değerlendirilmiş ve nihayetinde çalışmanın genel sonuçları tartışılmıştır.

1. Literatür Taraması

Sosyal harcamalar ile gelir dağılımı arasındaki ilişki, ekonomik büyümenin sağlanması ve ekonomik eşitsizliklerin azaltılması çabaları bağlamında güncel iktisadi araştırmaların temel odak alanlarından biri hâline gelmiştir. Bu bölümde, sosyal harcamalar, gelir dağılımı ve kişi başına düşen milli gelir arasındaki ilişkilere yönelik literatürde öne çıkan bazı temel yaklaşımlar ve ampirik bulgular özetlenmektedir.

Sosyal harcamalar; emeklilik, işsizlik yardımları, sağlık, eğitim ve aile destek programları gibi alanlara tahsis edilen kamusal kaynakları ifade eder ve bireylerin refahını artırma ve toplumsal eşitliği sağlama amacı taşır (Adema ve Ladaique, 2009; Lindert, 2004). Bu harcamalar, devletin piyasa mekanizmasına müdahale ederek gelir eşitsizliklerini azaltmada kullandığı temel araçlardan

biridir. Sosyal harcamaların gelir dağılımı üzerindeki etkisini konu alan teorik ve ampirik literatür, bu iki değişkenin nasıl etkileşime girdiğine dair farklı yaklaşımlar ve bulgular ortaya koymaktadır (Benabou, 2000; Ostry vd., 2014). Bu kapsamda, d’Agostino vd. (2020), OECD ülkelerinde sosyal transferlerin gelir eşitsizliği üzerindeki nedensel etkisini, seçim sistemleri ile iktidara gelen koalisyon hükümetlerinin siyasi bileşimine dayalı teorik bir modelden türetilmiş araç değişken kullanarak tahmin etmişler ve ampirik analizleri sonucunda, sosyal transferlerdeki %1’lik bir artışın gelir eşitsizliğini yaklaşık %0,5 oranında azalttığını, ancak bu etkinin yolsuzluğun yüksek olduğu ülkelerde zayıfladığını tespit etmişlerdir. Çalışmanın bir diğer bulgusu ise, bu yeniden dağıtım amaçlı transferlerin kişi başına düşen milli gelir (KBMG) artışını engellemediği yönündedir. Çalışma, iyi tasarlanmış sosyal harcamaların gelir dağılımı düzeltirken ekonomik büyümeden ödün vermeden uygulanabileceğini göstermektedir. Doumbia ve Kinda (2019), 87 gelişmekte olan ülkeyi kapsayan örneklemde panel regresyon analizleri ve genelleştirilmiş momentler yöntemi (GMM) kullanarak kamu harcamalarının yeniden tahsisinin gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini incelemişler; özellikle eğitim ve sağlık harcamalarına öncelik verilmesinin gelir eşitsizliğini azaltmada etkili olduğunu, ancak birçok ülkede mevcut harcama kompozisyonunun bu yönde yeniden dağıtım sağlamadığını ortaya koymuşlardır. Ayrıca bulgular, toplam kamu harcamalarının GSYH içindeki payının yüzde 1 artırılmasının, gelir eşitsizliğinde yaklaşık %0,8 ila %1 oranında bir azalma ile ilişkili olduğunu göstermektedir. Harcama bileşenleri bazında ise, sosyal koruma harcamalarındaki %1’lik artış Gini katsayısını %0,3, altyapı harcamalarındaki %1’lik artış ise yaklaşık %0,8 oranında azaltmaktadır. Buna karşılık, savunma ve sağlık harcamalarındaki %1’lik artışlar sırasıyla %0,6 ve %0,5 oranında gelir eşitsizliğini artırıcı yönde etkide bulunmaktadır. Bu bulgular, sosyal harcamaların bileşimine dair

tercihlerin yeniden dağıtım açısından belirleyici olduğunu ortaya koymaktadır.

Cammeraat (2020), 35 refah devleti örneği üzerinden sosyal koruma ve sosyal yatırım harcamaları gibi farklı sosyal harcama türlerinin yoksulluk, gelir eşitsizliği ve ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini 1990–2015 dönemini kapsayan panel veri analizi ile incelemiş, toplam sosyal harcamaların gelir eşitsizliğini ve yoksulluğu anlamlı düzeyde azalttığını, ancak kişi başına düşen milli geliri üzerinde belirgin bir etkisinin bulunmadığını tespit etmiştir. Baao, vd. (2024), 1995–2017 döneminde 36 OECD ülkesini kapsayan Panel Vektör Otoregresif (PVAR) model kullanarak sosyal harcama bileşenleri ile gelir eşitsizliği (vergilendirme ve transfer öncesi ve sonrası) ve ekonomik büyüme arasındaki dinamik ilişkileri araştırmışlar; özellikle aile yardımları, yaşlılık ve hak sahibi emeklilik ödemeleri, maluliyet yardımları ve aktif işgücü piyasası politikalarına yapılan harcamaların, hem eşitsizliği istatistiksel olarak anlamlı biçimde azalttığını hem de bu harcamaların büyümeyi pozitif yönde etkilediğini ortaya koymuşlardır. Buna karşılık, mevcut uygulamalar çerçevesinde konut sübvansiyonları gibi bazı sosyal harcama kategorilerinin uzun vadede eşitsizliği artırıcı ve büyümeyi olumsuz etkileyici etkiler yaratabildiğini belirtmişlerdir.

Bu çalışmaların her biri, iyi tasarlanmış sosyal harcamaların genel olarak gelir eşitsizliklerini azalttığını ve ekonomik büyümeyi engellemek zorunda olmadığını ortaya koyarak konunun çok boyutlu bir şekilde anlaşılmasına katkı sunmaktadır. Teorik modeller, gelir eşitsizliği ile kamusal yeniden dağıtım arasındaki etkileşim kanallarını açıklarken; küresel örnekler ve özellikle OECD ülkelerine odaklanan ampirik bulgular, güçlü sosyal harcamalar ile adil gelir dağılımının ekonomik performansla uyumlu, hatta çoğu zaman destekleyici olduğunu göstermektedir.

Korpi ve Palme (1998), 11 OECD ülkesine ilişkin karşılaştırmalı ampirik analizlerinde, yalnızca yoksulları hedef alan dar kapsamlı sosyal yardımların, sanıldığıının aksine, gelir eşitsizliğini azaltmada yeterince etkili olmadığını göstermişler; bu nedenle eşitlikçi sonuçlara ulaşmak için toplumun tüm kesimlerini kapsayan evrensel sosyal harcama stratejilerinin tercih edilmesi gerektiğini vurgulamışlardır. Şahbaz vd. (2017), seçilmiş 20 OECD ülkesi için 1995–2013 dönemine ait verilerle yürüttükleri çalışmada, hane halkına yönelik sosyal yardımlar ve işsizlik harcamalarının gelir eşitsizliği üzerindeki etkilerini panel eşbütünleşme analizi kullanarak incelemişler; FMOLS ve DOLS tahmin sonuçlarına göre, her iki sosyal harcama kaleminin de gelir eşitsizliğini azaltıcı bir rol oynadığını tespit etmişlerdir. Bu bulgu, özellikle doğrudan hanehalkına yönlendirilen sosyal transferlerin ve işsizliğe karşı geliştirilen sosyal politika araçlarının, gelir dağılımını iyileştirici etkisini vurgulamaktadır.

Kalkavan ve Ersin (2020), 1980–2015 döneminde 33 OECD ülkesinden oluşan örneklemde Pedroni ve Kao panel eşbütünleşme testleri ile Dumitrescu-Hurlin panel nedensellik analizini kullanarak, sosyal harcamalar ile gelir dağılımı arasındaki ilişkinin varlığını ve yönünü analiz etmişler ve sosyal harcamaların gelir eşitsizliğini azaltıcı yönde nedensel bir etkide bulunduğu sonucuna ulaşmışlardır. Goudswaard ve Caminada (2014), sosyal harcamaların yeniden dağıtım üzerindeki etkilerini OECD ülkelerine ait veriler aracılığıyla karşılaştırmalı olarak inceledikleri çalışmalarında, kamu sosyal harcamalarının gelir eşitsizliğini azalttığını ve gelir dağılımını iyileştirdiğini; ancak özel sosyal harcamaların anlamlı bir yeniden dağıtım etkisi oluşturmadığını ortaya koyarak, sosyal koruma sisteminde kamu/özel dengesindeki değişimlerin refah devletinin yeniden dağıtım kapasitesini etkileyebileceği sonucuna ulaşmışlardır.

Sánchez ve Pérez-Corral (2018), 2005–2014 döneminde Avrupa Birliği'nin 28 üye ülkesini kapsayan örneklemde dinamik panel veri modelleri kullanarak kamu sosyal harcamaları ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi araştırdıkları çalışmalarında toplam sosyal harcamalar ile gelir eşitsizliği arasında negatif bir ilişki tespit ederek yükselen AB üyelerinde sağlık ve sosyal koruma harcamalarının, diğer ülkelerde ise yalnızca sosyal koruma harcamalarının yeniden dağıtım işlevi gördüğü sonucuna ulaşmışlardır. Özsoy (2024), çalışmasında Avrupa Birliği ülkeleri ile Türkiye'de sosyal transferler öncesi ve sonrası gelir dağılımı farklılıklarını karşılaştırmalı olarak betimsel analiz yöntemi ile incelemiş, Türkiye'de sosyal transferlerin Gini katsayısını düşürme etkisinin AB ülkelerine kıyasla oldukça sınırlı olduğunu ve bu durumun sosyal transfer politikalarının etkinliği açısından çok boyutlu olarak değerlendirilmesi gerektiğini ortaya koymuştur.

Musibau vd. (2024), 37 OECD ülkesine ait 2000–2015 dönemi verilerini kullanarak, maliye politikasının gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini Bayesyen Model Ortalama (BMA) ve MCMC regresyon teknikleriyle analiz etmişler, özellikle vergi gelirlerinin artırılmasının yüksek gelir grubundan düşük gelir grubuna gelir transferi için dağıtım aracı işlevi görerek gelir eşitsizliğini ortalama %22 oranında azalttığını ve bu etkinin istatistiksel olarak anlamlı olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca, ekonomik büyüme ve kentsel nüfus oranının da eşitsizlik üzerinde belirleyici faktörler olarak öne çıktığını belirlemişlerdir. Dibo (2022), 2004–2017 döneminde 20 OECD ülkesine ait verilerle gerçekleştirdiği panel veri analizinde, sosyal transfer harcamalarının GSYH içindeki payı belirli bir seviyeye ulaşana kadar gelir eşitsizliğini azalttığını, ancak bu eşiğin (%26,5) aşılması durumunda eşitsizliği artırıcı bir etki ortaya çıktığını tespit etmiş, farklı maliye politikası yaklaşımlarının aynı anda geçerli olabileceğini göstermiştir.

Eroğlu vd. (2017), Türkiye dâhil 21 OECD ülkesinin 2004–2011 dönemine ait verilerini kullanarak gerçekleştirdikleri panel veri analizinde, sosyal yardım harcamalarının gelir dağılımı eşitsizliğini anlamlı şekilde azalttığını; bu etkinin eğitim harcamalarına kıyasla daha güçlü olduğunu ve işsizlik ile nüfus artışının eşitsizliği artırıcı, dışa açıklık ve eğitime katılımın ise eşitsizliği azaltıcı yönde etkiler yarattığını tespit etmişlerdir. İlgün (2015), 1995–2012 döneminde 17 OECD ülkesine ait verilerle yürüttüğü panel veri analizinde, kamu sosyal harcamalarının ve özellikle aktif işgücü piyasası programları, dul ve yetim aylıkları ile işsizlik sigortası harcamalarının GSYH içindeki payının artmasının, gelir dağılımındaki eşitsizliği azaltıcı yönde etkiler yarattığını ve devletin ekonomideki payının artışının yeniden dağıtım açısından olumlu sonuçlar doğurduğunu göstermiştir.

Verberi ve Yaşar (2021), 2008 küresel krizinin etkilerinin hissedildiği 2009 ve 2011 ile kriz sonrası 2015 yılı için 30 OECD ülkesine ait verileri kullanarak uyguladıkları OLS temelli yatay kesit regresyon analizinde, sosyal harcamalardaki artışın ve ticari açıklığın gelir eşitsizliğini azalttığını; işsizliğin ise eşitsizliği artırdığını ve kriz dönemlerinde sosyal harcamaların yeniden dağıtım etkisinin zayıflayabildiğini ortaya koymuşlardır. Afonso vd. (2010), OECD ülkelerinde yürüttükleri çalışmada kamu sosyal harcamalarının gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini ve bu harcamaların etkinliğini Veri Zarflama Analizi (DEA) ile incelemiş; yüksek sosyal harcamalar ve daha iyi eğitim çıktılarının, daha eşit bir gelir dağılımı ile ilişkili olduğunu tespit etmişlerdir. Ayrıca, kurumsal kalite ve eğitim başarı düzeyi, sosyal harcamaların etkinliğini artıran unsurlar olarak öne çıkarken, yalnızca harcama miktarının değil, harcamanın etkin ve verimli kullanımının da yeniden dağıtımda belirleyici olduğu vurgulanmaktadır.

Miranda-Lescano vd. (2024), 2010–2021 dönemini kapsayan ve 82 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeyi içeren çalışmalarında,

sağlık, eğitim ve sosyal koruma harcamalarının insani kalkınma üzerindeki dağılımsal etkilerini panel veri analizi yoluyla analiz etmişler, İnsani Gelişmişlik Endeksi (HDI) ve alt bileşenleri (yaşam süresi, eğitim süresi, kişi başına gelir) temel alınarak, sosyal kamu harcamalarının HDI üzerindeki eşitsizlik kaynaklı kayıpları anlamlı düzeyde azalttığı bulgularına ulaşmışlardır. Bulgular, kamu kaynaklarının sosyal harcamalara yönlendirilmesinin yalnızca toplam gelişmişlik düzeyini değil, aynı zamanda bu gelişmişliğin toplum genelinde daha adil bir biçimde paylaşımını sağladığını ortaya koymakta; bu yönüyle sosyal harcamaların sosyal kapsayıcılık ve fırsat eşitliği açısından da önemli bir politika aracı olduğunu göstermektedir (Miranda-Lescano vd., 2024). Topuz ve Doğan (2020), gelir eşitsizliği düzeylerine göre iki gruba ayrılan 39 ülkeyi kapsayan örneklemede, Emirmahmutoğlu ve Köse (2011) panel nedensellik testi aracılığıyla transfer harcamaları ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiyi araştırmışlar; analiz sonucunda, gelir eşitsizliği yüksek ülkelerde tek yönlü (transfer harcamalarından eşitsizliğe doğru), düşük eşitsizlik grubunda ise çift yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit ederek transfer politikalarının ülke bazında tasarlanması gerektiğini vurgulamışlardır.

Literatürdeki bulgular genel olarak, sosyal harcamaların kapsamı, bileşimi ve uygulanma biçiminin gelir dağılımı üzerinde belirleyici olduğunu ortaya koymaktadır. Etkin biçimde tasarlanan ve sürdürülebilir kaynaklarla desteklenen sosyal harcamalar hem ekonomik büyümeyi destekleyici hem de eşitsizliği azaltıcı sonuçlar doğurabilmektedir. Ancak etki düzeyi, ülke özelliklerine, yönetim kalitesine ve mevcut politika bileşimlerine bağlı olarak farklılaşmaktadır.

2. Veri ve Metodoloji

Bu çalışma, sosyal harcamalar, gelir dağılımı ve kişi başı milli gelir düzeyi arasındaki ilişkiyi 12 seçilmiş OECD ülkesi

kapsamında incelemektedir. Analize dâhil edilen ülkeler; Almanya, Amerika Birleşik Devletleri, Birleşik Krallık, Danimarka, Fransa, Hollanda, İspanya, İsveç, İtalya, Japonya, Kore ve Polonya’dır. Bu ülkeler, uzun süredir OECD üyesi olan, farklı refah devleti modellerini temsil eden ve zaman serisi açısından tutarlı, güvenilir verilere sahip ekonomiler arasından seçilmiştir. Bu kapsamda, farklı refah rejimlerine sahip bu ülkelerde kişi başı milli gelir, sosyal harcamalar ve gelir dağılımı arasındaki nedensellik ilişkisini analiz etmek amaçlanmaktadır. Ekonometrik analizler panel veri yaklaşımı çerçevesinde yapılmakta olup, değişkenler arası ilişkilerin tespiti için gelişmiş nedensellik testlerinden yararlanılmaktadır. Veri seti, 2000–2021 dönemine ait yıllık gözlemlerden oluşmaktadır. Değişkenler ve ilgili veri kaynakları Tablo 1’de sunulmuştur.

Tablo 1. Değişkenler ve Veri Kaynakları

Değişken	Kısaltma	Kaynak
Gini Katsayısı	GINI	SWIID (Solt, 2020)
Sosyal Harcamalar (% GSYH)	SH	OECD (2024)
Kişi Başına Düşen Milli Gelir	KBMG	Dünya Bankası (2024)

Çalışmada gelir dağılımı göstergesi olarak Gini Endeksi (GINI) kullanılmaktadır. Solt (2020) tarafından geliştirilen Standardized World Income Inequality Database (SWIID) veri tabanından elde edilmiştir. SWIID, mümkün olan en geniş ülke ve yıl kapsamını sağlarken, farklı veri kaynaklarından elde edilen eşitsizlik ölçümlerini karşılaştırılabilir hale getirmeyi amaçlayan bir veri kaynağıdır. Veri üretim sürecinde, Luxembourg Income Study (LIS) tarafından sağlanan Gini katsayıları referans alınmakta ve farklı refah tanımları ile eşdeğerlik ölçekleri arasında istatistiksel dönüşümler gerçekleştirilerek uyumlu bir GINI dizisi oluşturulmaktadır (Solt, 2020).

Sosyal koruma düzeyini yansıtan değişken olarak sosyal harcamaların GSYH’ye oranı (SH) kullanılmaktadır. SH verileri, Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü (OECD) tarafından

yayımlanan ve üye ülkelerin sosyal politika harcamalarını kapsayan Social Expenditure Database (SOCX) veri tabanından elde edilmiştir. Bu veri tabanı, sosyal harcamaları eğitim, sağlık, yaşlılık, işsizlik, aile ve engellilik gibi çeşitli işlevsel kategorilere göre sınıflandırmakta ve GSYH'ye oran formatında sunarak ülkeler arası karşılaştırılabilirlik sağlamaktadır.

Çalışmada ekonomik kalkınma düzeyini kontrol değişkeni olarak temsil eden değişken, kişi başına düşen milli gelir (KBMG) olarak tanımlanmıştır. Bu değişken, Dünya Bankası'nın World Development Indicators (WDI) veri tabanından elde edilmiş ve 2015 sabit ABD doları cinsinden ifade edilmiştir. Bu sayede zaman serisi boyunca enflasyon etkilerinden arındırılmış reel gelir düzeyleri kullanılmakta, ülkeler arasında sağlıklı karşılaştırmalar yapılmasına olanak tanınmaktadır. Ayrıca, analizlerde değişkenin doğal logaritması alınarak (lnKBMG), birim kök ve durağanlık sorunları minimize edilmekte ve doğrusal modellerde kullanılabilir hâle getirilmektedir. KBMG, hem gelir düzeyi farklılıklarını kontrol altına almak hem de sosyal harcamaların ve gelir dağılımının ekonomik büyüklükle ilişkisini izlemek amacıyla çalışmaya dâhil edilmiştir.

Bu kapsamda, seçilmiş 12 OECD ülkesi için 2000–2021 dönemine ait GINI katsayısı, sosyal harcamalar ve kişi başına düşen milli gelir değişkenlerinin betimleyici istatistikleri Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2. Betimleyici İstatistikler

Değişken	Gözlem	Ortalama	Std. Sapma	Min.	Maks.
GINI	264	30.519	3.535	22.6	39.0
SH	264	22.380	6.153	4.245	34.693
KBMG	264	37324.525	12465.242	7401.577	62996.289

Tablo 2'ye göre, örneklem genelinde GINI ortalaması 30,52 olup, standart sapması 3,54'tür. GINI değerleri 22,60 ile 39,00

arasında değişmekte olup, bu durum seçilen OECD ülkeleri arasında gelir dağılımı düzeylerinde kayda değer farklılıkların olduğunu göstermektedir. SH (GSYH'ye oranla sosyal harcamalar) değişkeninin ortalama değeri %22,38 olup, minimum %4,25 ve maksimum %34,69 arasında değişmekte; standart sapması ise 6,15'tir. Bu geniş varyasyon, ülkeler arasında refah devleti uygulamaları ve sosyal politika yaklaşımlarında belirgin farklar bulunduğunu ortaya koymaktadır. KBMG (kişi başına düşen GSYH, 2015 sabit ABD doları cinsinden) ortalama değeri 37.324 \$ olup, 7.402 \$ ile 62996,29 \$ aralığında değişmekte olup standart sapması ise 12.465 \$ olarak hesaplanmıştır. Bu göstergeler, örnekleme yer alan yüksek gelirli ülkeler arasında ekonomik yapılar açısından önemli düzeyde çeşitlilik bulunduğuna işaret etmektedir. Veri setinde hem zamansal hem de birimler arası değişkenliğin bulunması, dinamik ilişkilerin analiz edilmesine imkân tanımakta ve panel veri ekonometrisi uygulamaları açısından güçlü bir analitik zemin oluşturmaktadır. Bu yapı, sosyal harcamalar ile gelir dağılımı arasındaki ilişkinin zaman içindeki evrimini ve ülke farklılıklarını eşzamanlı olarak değerlendirme olanağı sunmaktadır.

Bu çalışmada kullanılan panel veri analizi kapsamında öncelikle değişkenler arasında yatay kesit bağımlılığının olup olmadığı incelenmektedir. Bu bağlamda, Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen Lagrange Çarpanı (LM) testi ile Pesaran (2004) tarafından önerilen CD_{LM} testi kullanılarak paneldeki birimler arası bağımlılık durumu analiz edilmektedir. Serilerin durağanlık özellikleri ise, yatay kesit bağımlılığını dikkate alan Pesaran (2007) tarafından geliştirilen Yatay Kesitsel Genişletilmiş Dickey-Fuller (Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller-CADF) testi aracılığıyla değerlendirilmektedir. Böylece, değişkenlerin hem zaman serisi hem de panel düzeyindeki bütünleşme dereceleri sistematik olarak ortaya konulmaktadır. Nedensellik analizinde, Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel Granger nedensellik testi

uygulanmıştır. Bu yöntem, dengeli panel veri setleri için uygun olup, birimler arası heterojenliği dikkate alması bakımından geleneksel Granger nedensellik testine göre üstünlük taşımaktadır. Klasik Granger testi tüm birimler arasında nedenselliğin aynı yönde olduğunu varsayarken, Dumitrescu-Hurlin (2012) yaklaşımı bazı ülkelerde nedensellik mevcutken bazılarında bulunmayabileceğini öngörmektedir. Bu yönüyle yöntemin, kurumsal yapıları ve sosyal politika rejimleri farklılık gösteren OECD ülkeleri için uygun olduğu düşünülmektedir.

3. Ampirik Bulgular

Bu bölümde, çalışmada kullanılan değişkenlerin yatay kesit bağımlılığı, durağanlık düzeyleri ve karşılıklı nedensellik ilişkilerine dair ekonometrik test sonuçları sunulmaktadır.

3.1. Yatay Kesit Bağımlılığı Testi

Bu çalışmada, gelir dağılımı, sosyal harcamalar ve kişi başına milli gelir göstergelerinin yer aldığı panel veri setinde, yatay kesit bağımlılığının mevcudiyet durumu ampirik analiz sürecinin ilk aşamasında test edilmektedir. Makroekonomik panel veri setlerinde, ülkeler benzer dışsal şoklara ve küresel ekonomik gelişmelere maruz kaldıkları için birimler arasında eşzamanlı ilişkilerin bulunması yaygın bir durumdur. Zira bu tür bir bağımlılığın göz ardı edilmesi, tahmin edilen katsayıların güvenilirliğini azaltabilir, test istatistiklerinde sapmalara yol açabilir ve sonuçların geçerliliğini önemli ölçüde zayıflatabilir (Pesaran, 2004). Dolayısıyla, yatay kesit bağımlılığının varlığında birinci nesil panel veri testlerinin sunduğu bulgular yanıltıcı olabilir. Bu nedenle, serilerin durağanlığı ya da nedensellik yönleri incelenmeden önce, panel veri setinde gözlemlerin birbirleriyle ilişkili olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir. Kullanılacak test yöntemi ise panel veri setinin boyutlarına bağlı olarak değişmektedir. Zaman boyutu (T), yatay kesit boyutundan (N) büyükse, Breusch ve Pagan (1980) tarafından

geliştirilen Lagrange Çarpanı (LM) testi tercih edilirken; yatay kesit boyutu zaman boyutundan büyük olduğunda ($N > T$), Pesaran (2004) tarafından geliştirilen CD_{LM} testi kullanılmaktadır (Denklem 1). Panelde N ve T değerleri birbirine eşit olduğunda ise, yine Pesaran (2004) tarafından önerilen CD_{LM2} testi önerilmektedir.

$$CD_{LM} = \sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n (T\hat{\rho}_{ij}^2 = \pi r^2 - 1)} \quad (1)$$

Bu kapsamda, CD_{LM1} (Breusch ve Pagan, 1980), CD_{LM2} (Pesaran, 2004), CD_{LM} (Pesaran, 2004) ve yanlışlığı düzeltilmiş CD (Bias-Adjusted CD) testleri uygulanmıştır. Bu testler sayesinde ülkeler arası etkileşimlerin varlığı değerlendirilmiş ve analizde uygun yöntemlerin seçilmesi hedeflenmiştir. Elde edilen sonuçlar Tablo 3'te sunulmaktadır.

Tablo 3 Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Yatay kesit bağımlılığı testleri								
	CDLM1 (BP,1980)		CDLM2 (Pesaran, 2004)		CDLM (Pesaran, 2004)		Bias-Adjusted CD Test	
	İstatistik	P Değeri	İstatistik	P Değeri	İstatistik	P Değeri	İstatistik	P Değeri
GINI	352.5178	0.0000	3.459695	0.0005	24.93818	0.0000	24.65246	0.0000
SH	604.6082	0.0000	19.56514	0.0000	46.87982	0.0000	46.59411	0.0000
KBMG	970.8514	0.0000	24.69859	0.0000	78.75720	0.0000	78.47149	0.0000

Yatay kesit bağımlılığı test sonuçları, CD_{LM1} (Breusch-Pagan, 1980), CD_{LM2} (Pesaran, 2004), CD_{LM} (Pesaran, 2004) ile yanlışlığı düzeltilmiş CD test istatistikleri temelinde değerlendirilmiştir. Bu testler, panel veri setindeki ülkeler arasında herhangi bir yatay kesit bağımlılığının olmadığını öngören ortak sıfır hipotezine sahiptir. GINI (gelir dağılımı eşitsizliği), SH (sosyal harcamalar) ve KBMG (kişi başına düşen milli gelir) değişkenleri için gerçekleştirilen tüm testler sıfır hipotezini %1 anlamlılık

düzeyinde reddetmiştir. Bu sonuçlar, çalışmada yer alan 12 OECD ülkesi arasında ortak şokların veya dışsallıkların etkili olduğunu ve değişkenler arasında güçlü bir yatay kesit bağımlılığı bulunduğunu göstermektedir. Bu nedenle, panel veri analizinde yatay kesit bağımlılığını dikkate alan ikinci nesil panel veri yöntemlerinin kullanılması uygun olacaktır.

3.2. Panel CADF Birim Kök Testi

Panel veri analizlerinde, serilerin durağanlık özelliklerinin belirlenmesi, ampirik uygulamaların geçerliliği açısından kritik öneme sahiptir. Geleneksel birinci nesil panel birim kök testleri panelde yer alan birimler arasında yatay kesit bağımlılığının olmadığı varsayımına dayanmaktadır. Ancak, özellikle makroekonomik göstergeleri içeren panel veri setlerinde, birimler sıklıkla ortak şoklara maruz kalmakta ve bu durum test sonuçlarının güvenilirliğini zayıflatabilmektedir. Bu nedenle, çalışmada serilerin durağanlık düzeyi, yatay kesit bağımlılığını açıkça dikkate alan Pesaran (2007) tarafından geliştirilen ikinci nesil Panel CADF (Cross-sectionally Augmented Dickey-Fuller) testi ile analiz edilmiştir. Panel CADF testi, klasik ADF (Augmented Dickey-Fuller) regresyonuna yatay kesit ortalaması ve yatay kesit ortalamasının birinci farkı gibi ortak faktör bileşenlerini ekleyerek, panel birimleri arasındaki eşzamanlı ilişkileri model içerisine entegre etmektedir. Böylece, paneldeki birimler arasında var olabilecek ortak dinamikler test sürecine dâhil edilmekte ve daha güvenilir çıkarımlar elde edilmektedir. Bu çalışmada kullanılan CADF regresyonu denklem 2’de sunulmuştur.

$$\Delta y_{it} = \alpha_{1i} + \alpha_{2i}y_{i,t-1} + \alpha_{3i}\bar{y}_{t-1} + \alpha_{4i}\Delta\bar{y}_t + e_{it} \quad (2)$$

Burada,

$$\bar{y}_t = \frac{\sum_{i=1}^N y_{it}}{N} \quad (3)$$

$$\Delta \bar{y}_t = \frac{\sum_{i=1}^N \Delta y_{it}}{N} \quad (4)$$

olarak tanımlanmaktadır.

Panel CADF testi kapsamında her bir yatay kesit birimi için bireysel CADF regresyonları tahmin edilmekte ve elde edilen t-istatistiklerinin aritmetik ortalaması alınarak CIPS (Cross-sectionally Augmented IPS) istatistiği hesaplanmaktadır. Bu istatistik, panel düzeyinde durağanlık değerlendirmesi yapılmasına olanak sağlamaktadır. Pesaran (2007) bu testin, hem zaman boyutu (T) hem de yatay kesit boyutu (N) bakımından esnek bir yapıya sahip olduğunu ve yatay kesit bağımlılığına karşı duyarlı olduğunu ortaya koymuştur. Bu testin önemli avantajlarından biri, zaman boyutunun yatay kesit boyutundan büyük ya da küçük olmasından bağımsız olarak uygulanabilir olmasıdır. CADF birim kök testine ait hipotezler aşağıda belirtilmiştir (Pesaran, 2007).

$$H_0 : \beta_i = 0 \text{ (Seri durağan değildir.)} \quad (3)$$

$$H_1 : \beta_i < 0, i = 1, 2, \dots, N_1, \beta_1 = 0, \quad (4)$$

$$i = N_1 + 1, N_1 + 2, \dots, N \text{ (Seri durağandır.)}$$

Her bir birime ait CADF t-istatistiklerinin yatay kesit ortalaması olarak hesaplanan ve panel düzeyindeki sonucu temsil eden CIPS istatistiği denklem 5'te yer almaktadır (Pesaran, 2007).

$$CIPS(N, T) = \bar{t} = N^{-1} \sum_{i=1}^N t_i(N, T) \quad (5)$$

Panel birim kök testi sonuçları, Pesaran (2007) tarafından geliştirilen CIPS testine dayalı olarak Tablo 4'te sunulmaktadır.

Tablo 4. İkinci Nesil Pesaran (2007) CIPS Birim Kök Testi

Değişkenler	Sabit			
	Düzy		Birinci Fark	
	t istatistiği	p-değeri	t istatistiği	p-değeri
GINI	-1.93069	≥ 0.10	-2.74909	< 0.01
SH	-0.89006	≥ 0.10	-3.25141	< 0.01
KBMG	-1.54563	≥ 0.10	-2.81061	< 0.01

Pesaran (2007) CIPS (Cross-sectionally Augmented IPS) testinin sıfır hipotezi, serilerin birim kök içerdiğini yani durağan olmadığını varsaymaktadır. Elde edilen sonuçlara göre, hem GINI (gelir dağılımı eşitsizliği), hem SH (sosyal harcamalar), hem de KBMG (kişi başına düşen GSYH) değişkenlerinin düzey değerlerinde birim kök olduğu, dolayısıyla durağan olmadıkları tespit edilmiştir (t-istatistikleri sırasıyla -1.93069, -0.89006 ve -1.54563 olup, p-değerleri %10 anlamlılık düzeyinin üzerindedir). Ancak bu değişkenlerin birinci farkları alındığında tüm serilerin istatistiksel olarak anlamlı düzeyde durağan hâle geldiği görülmüştür (t-istatistikleri sırasıyla -2.74909, -3.25141 ve -2.81061 olup, p-değerleri < 0.01 düzeyindedir). Bu sonuçlar, analizde yer alan değişkenlerin birinci dereceden bütünlük (I(1)) olduğunu göstermektedir. Bu kapsamda, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini incelemek amacıyla Dumitrescu ve Hurlin (2012) tarafından geliştirilen panel Granger nedensellik testi uygulanacaktır. Bu yöntem, panel veri setlerinde hem zaman boyutunu hem de yatay kesit boyutunu dikkate alarak heterojenlik içeren nedensellik ilişkilerini analiz etmeye olanak tanımaktadır.

3.3. Dumitrescu ve Hurlin (2012) Nedensellik Testi Sonuçları

Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testi panel veri setlerinde yatay kesit birimleri arasındaki heterojenliği dikkate alması ve geleneksel Granger nedensellik testlerine kıyasla daha esnek bir yapı sunması nedeniyle tercih edilmiştir. Dumitrescu-Hurlin testi, her bir ülke için ayrı ayrı hesaplanan Wald istatistiklerini

temel olarak bu istatistiklerin ortalamasını alır ve standartlaştırılmış bir Z istatistiği aracılığıyla nedensellik ilişkisini değerlendirir. Böylece, nedensellik katsayılarının ülkeler arasında farklılık gösterebileceği varsayımı altında daha güvenilir çıkarımlar yapılmasına olanak tanır. Ayrıca testin uygulanabilmesi için serilerin eşbütünleşik olması ya da aynı düzeyde durağanlık göstermesi zorunlu değildir. Bu yönüyle test, panel veri yapısında yer alan heterojenlik ve potansiyel yapısal farklılıklar karşısında güçlü ve geçerli sonuçlar üretme kapasitesine sahiptir. Bu çerçevede, Dumitrescu ve Hurlin (2012) testinin sunduğu bir diğer önemli avantaj, paneldeki ülkeler arasında farklı nedensellik ilişkilerine izin vermesidir. Yöntem, bireysel birimlerdeki Granger nedenselliğini ayrı ayrı değerlendirirken, tüm panel için geçerli ortak bir sıfır hipotezini test etmektedir. Hem $T > N$ hem de $T < N$ koşullarında geçerliliğini koruması ve dengesiz panel veri yapısında da uygulanabilir olması, yöntemin ampirik çalışmalarda yaygın olarak tercih edilmesini sağlamaktadır. Test kapsamında, X ve Y değişkenleri T zaman dönemine sahip N birim için tanımlanmış iki durağan süreç olarak kabul edilmekte; her bir birim özelinde X'in Y üzerinde nedensel etkisi olup olmadığı analiz edilmektedir. Elde edilen bireysel test sonuçları, panel genelini temsil eden toplulaştırılmış bir test istatistiğine dönüştürülerek değerlendirilmekte, böylece değişkenler arasındaki nedensellik ilişkileri hem mikro hem de makro düzeyde ortaya konulmaktadır. Bu yaklaşım, heterojen panel yapısında politika etkilerini ve yapısal farkları daha sağlıklı biçimde analiz edebilme imkânı sunmakta olup, analizler denklem 6'da yer alan doğrusal heterojen model çerçevesinde yürütülmektedir.

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \gamma_i^k Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^K \beta_i^k X_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

Denklem 6'da, K parametresi her bir birim için belirlenen optimal gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. Bu modele dayalı

olarak test edilen sıfır hipotezi, tüm yatay kesitler için X'ten Y'ye doğru Granger nedenselliği bulunmadığını ileri sürmektedir. Buna karşılık alternatif hipotez, en az bir birimde bu nedenselliğin var olduğunu öne sürmektedir. Dumitrescu ve Hurlin (2012) nedensellik testine ilişkin hipotezler aşağıda sunulmaktadır.

$$H_0: \beta_i = 0 \forall i = 1, 2, \dots, N \quad (7)$$

$$H_1: \beta_i = 0 \forall i = 1, 2, \dots, N_1 \\ \beta_i \neq 0 \forall i = N_1 + 1, \dots, N \quad (8)$$

Sıfır hipotezi, seriler arasında anlamlı bir Granger nedenselliğin olmadığını iddia ederken, alternatif hipotez ise en az bir yatay kesit için anlamlı bir nedenselliğin olduğunu ileri sürmektedir (Dumitrescu ve Hurlin, 2012). Sosyal harcamalar (SH), kişi başına düşen mlli gelir (KBMG) ve gelir eşitsizliği göstergesi olarak kullanılan GINI endeksi arasındaki nedensellik ilişkileri, durağan olmayan serilerin birinci farkları üzerinden değerlendirilmiştir. Gecikme uzunluğu 1 olacak şekilde gerçekleştirilen testin sonuçları Tablo 5'te yer almaktadır.

Tablo 5. Dumitrescu ve Hurlin (2012) Nedensellik Testi Sonuçları

Sıfır Hipotezi	W-Stat.	Zbar-Stat.	P Değeri
$\Delta\text{KBMG} \nrightarrow \Delta\text{GINI}$	3.32348	4.34396	1.E-05
$\Delta\text{GINI} \nrightarrow \Delta\text{KBMG}$	1.33200	0.40900	0.6825
$\Delta\text{SH} \nrightarrow \Delta\text{GINI}$	1.25644	0.25970	0.7951
$\Delta\text{GINI} \nrightarrow \Delta\text{SH}$	1.94621	1.62262	0.1047
$\Delta\text{SH} \nrightarrow \Delta\text{KBMG}$	5.91565	9.46580	0.0000
$\Delta\text{KBMG} \nrightarrow \Delta\text{SH}$	3.05168	3.80690	0.0001

Elde edilen bulgular, kişi başına düşen milli gelirin, gelir eşitsizliği üzerinde Granger nedenselliği oluşturduğuna işaret etmektedir ($\Delta\text{KBMG} \rightarrow \Delta\text{GINI}$). İlgili sıfır hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiş olup ($p = 0.00001$), bu durum ekonomik

büyümedeki değişimlerin panelde yer alan ülkelerde gelir dağılımını anlamlı şekilde etkilediğini göstermektedir. Buna karşılık, ters yöndeki ilişki ($\Delta GINI \rightarrow \Delta KBMG$) için sıfır hipotezi reddedilememiştir ($p = 0.6825$). Bu sonuç, gelir eşitsizliğindeki değişimlerin kısa vadede kişi başına düşen geliri Granger anlamında etkilemediğini ortaya koymaktadır.

Bu bulgu, ekonomik büyümenin gelir dağılımını etkileyen önemli bir faktör olduğunu gösterirken, aynı etkinin ters yönde geçerli olmaması, büyümenin daha çok makroekonomik dinamikler ve üretim yapısı gibi faktörlerle şekillendiğine işaret etmektedir. Özellikle panelde yer alan ekonomilerde, gelir eşitsizliğindeki dalgalanmaların ekonomik büyümeye doğrudan yansımaması, bu ülkelerde uygulanan maliye politikaları, gelir transfer mekanizmaları veya sosyal refah sistemlerinin büyüme üzerindeki şokları yumuşatma kapasitesiyle de ilişkilendirilebilir. Ayrıca, ekonomik büyümenin gelir dağılımını etkilemesi, büyümenin niteliğine bağlı olarak değişebileceğinden, bu sonuçlar aynı zamanda büyüme politikalarının gelir dağılımı üzerindeki etkisinin önemini vurgulamaktadır.

Sosyal harcamalar ile gelir eşitsizliği arasındaki ilişkiye dair ise iki yönlü nedensellik bağlamında anlamlı bir bulgu elde edilememiştir. Hem $\Delta SH \rightarrow \Delta GINI$ ($p = 0.7951$) hem de $\Delta GINI \rightarrow \Delta SH$ ($p = 0.1047$) yönlerinde nedensellik tespit edilmemiştir. Bu sonuçlar, kısa vadede sosyal harcamaların gelir dağılımı üzerinde belirleyici bir rol oynamadığını ve aynı şekilde gelir eşitsizliğinin de sosyal harcamaları yönlendiren bir unsur olmadığını göstermektedir. Ancak bu durum, söz konusu harcamaların gelir dağılımına etkisinin tamamen göz ardı edilebileceği anlamına gelmemelidir. Sosyal transferlerin ve kamu destekli refah politikalarının etkisi genellikle zaman içinde kademeli olarak ortaya çıkmakta; bu nedenle söz konusu politikaların uzun vadeli etkileri, kısa dönemli analizlerde tam olarak yakalanamayabilir. Ayrıca, panelde yer alan ülkeler

arasında sosyal harcamaların niteliği, hedef kitlesi ve uygulama biçimi bakımından yapısal farklılıklar bulunmaktadır. Örneğin, bazı ülkelerde sosyal harcamalar daha çok yaşlı nüfusa yöneltilirken, diğerlerinde düşük gelir gruplarına doğrudan nakit transferleri şeklinde uygulanmakta; bu durum, politika etkinliğini ve dolayısıyla gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini farklılaştırabilmektedir. Benzer şekilde, sosyal harcamaların eşitsizlik üzerindeki etkisi, vergilendirme sistemleri, asgari ücret politikaları ve diğer yeniden dağıtım mekanizmalarıyla birlikte ele alınmalıdır. Bu bağlamda elde edilen sonuçlar, sosyal harcamaların etkisinin daha karmaşık ve ülkeye özgü faktörlere bağlı olduğunu ortaya koymaktadır. Nitekim literatürde de vurgulandığı üzere, sosyal harcamaların eşitsizlik üzerindeki etkisi yalnızca harcama düzeyine değil; aynı zamanda harcamanın yapısına, hedefli kitlesine ve uzun vadeli sürdürülebilirliğine bağlıdır (Brady, 2005; Immervoll & Richardson, 2011; Kenworthy & Pontusson, 2005).

Bununla birlikte, sosyal harcamalar ile kişi başına düşen gelir arasında güçlü bir çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. $\Delta SH \rightarrow \Delta KBMG$ ($p = 0.0000$) ve $\Delta KBMG \rightarrow \Delta SH$ ($p = 0.0001$) yönündeki sıfır hipotezleri %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmiştir. Bu bulgular, sosyal harcamalar ile ekonomik performans arasında karşılıklı bir etkileşim mekanizmasının bulunduğunu ortaya koymakta; sosyal harcamaların ekonomik büyümeyi etkilerken, gelir seviyesindeki değişimlerin de kamu harcamalarını yönlendirebildiğini göstermektedir.

Özetle, elde edilen sonuçlar ekonomik büyümeden gelir dağılımına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisine, buna karşılık sosyal harcamalar ile ekonomik büyüme arasında dinamik ve karşılıklı bir nedensellik yapısına işaret etmektedir.

Sonuç

Bu çalışma, 2000–2021 dönemi için Almanya, Amerika Birleşik Devletleri, Birleşik Krallık, Danimarka, Fransa, Hollanda, İspanya, İsveç, İtalya, Japonya, Kore ve Polonya olmak üzere seçilmiş 12 OECD ülkesinde sosyal kamu harcamaları, kişi başına milli gelir ve gelir dağılımı arasındaki nedensellik ilişkilerini ampirik olarak incelemektedir. Örneklemede yer alan ülkeler; kurumsal olarak yerleşik OECD üyeleri olmaları, çeşitli refah devleti modellerini temsil etmeleri ve ampirik analiz için gerekli olan tutarlı ve güvenilir zaman serisi verilerine sahip olmaları nedeniyle tercih edilmiştir. Bu çerçevede, sosyal harcamalar ve ekonomik büyümedeki değişimlerin gelir eşitsizliği üzerinde nedensel bir etkisinin olup olmadığı, ayrıca gelir eşitsizliğindeki değişimlerin bu iki ekonomik gösterge ile ilişkisi analiz edilmektedir. Çalışmanın analiz kısmında, panel veri yapısındaki yatay kesit bağımlılığı ve heterojenlik gibi özellikler dikkate alınarak, nedensellik ilişkilerini güvenilir biçimde test edebilecek ikinci nesil ekonometrik yöntemler kullanılmaktadır. Elde edilen bulguların, sosyal politika ve ekonomik büyüme stratejilerinin gelir dağılımı üzerindeki etkilerini daha iyi anlamaya katkı sunması hedeflenmektedir.

Seçilmiş 12 OECD ülkesine ait verilerde, nedensellik analizine geçilmeden önce, yatay kesit bağımlılığı durumu test edilmiş ve bu amaçla, Breusch ve Pagan (1980) tarafından geliştirilen LM testi ile birlikte, Pesaran (2004) tarafından önerilen CD_{LM} ile CD_{LM2} testleri ve ayrıca yanlılığı düzeltilmiş CD testi kullanılmıştır. Test bulguları neticesinde paneldeki değişkenler arasında yatay kesit bağımlılığı saptanmıştır. Bu bulgular doğrultusunda, analizlerde birinci nesil panel veri yöntemleri yerine, karşılıklı bağımlılığı dikkate alan ikinci nesil yöntemler tercih edilmiştir. Serilerin durağanlık düzeylerini belirlemek amacıyla, yatay kesit bağımlılığına duyarlı ikinci nesil birim kök testlerinden olan Pesaran (2007) Panel CIPS testi uygulanmıştır. Elde edilen

sonuçlar, tüm değişkenlerin düzeyde durağan olmadığını, ancak birinci farklarının durağanlık özelliği taşıdığını ortaya koymuştur. Paneldeki değişkenler arasındaki olası nedensellik ilişkilerini belirlemek amacı ile Dumitrescu ve Hurlin (2012) tarafından geliştirilen heterojen paneller için Granger nedensellik testi kullanılmıştır. Bu yöntem, panel birimleri arasında nedenselliğin hem yönünü hem de yapısını farklılaştırmaya imkân tanımakta ve sabit gecikme yapısı varsayımından bağımsız biçimde çalışmaktadır. Bu metodolojik yapı, araştırmanın sadece teknik geçerliliğini değil aynı zamanda politika yapıcılar açısından güvenilir ve uygulanabilir çıkarımlar elde edilmesini de mümkün kılmıştır.

Çalışmada Dumitrescu ve Hurlin (2012) panel nedensellik testi kullanılarak elde edilen bulgular, kişi başına düşen milli gelirden (KBMG) gelir eşitsizliğine (GINI) doğru %1 anlamlılık düzeyinde tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğunu ortaya koymuştur. Bu durum, ekonomik büyümenin seçilmiş OECD ülkelerinde gelir dağılımını anlamlı biçimde etkilediğini göstermektedir. Buna karşılık, GINI'den KBMG'ye doğru bir nedensellik tespit edilememiştir; bu da gelir eşitsizliğindeki değişimlerin ekonomik büyüme üzerinde belirgin bir etkisinin olmadığını göstermektedir.

Sosyal harcamalardan (SH) gelir eşitsizliğine (GINI) ve GINI'den SH'ye doğru herhangi bir anlamlı nedensellik ilişkisinin bulunamaması, seçilen örneklem özelinde sosyal harcamaların kısa vadede gelir dağılımı üzerinde doğrudan etkili bir araç olmadığına ve gelir eşitsizliğindeki değişimlerin de sosyal harcama politikalarını kısa vadede otomatik olarak tetiklemediğine işaret etmektedir.

Öte yandan, SH ile KBMG arasında çift yönlü ve istatistiksel olarak güçlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu bulgu, ekonomik büyüme ile sosyal kamu harcamaları arasında karşılıklı bir etkileşim olduğunu göstermekte; sosyal harcamaların ekonomik

büyümeyi destekleyebileceği gibi, büyümenin de sosyal harcamaları artırmaya yardımcı olabileceğine işaret etmektedir.

Bu çalışma, seçilmiş OECD ülkelerinde sosyal kamu harcamaları, ekonomik büyüme ve gelir dağılımı arasındaki nedensel ilişkilere dair önemli ampirik bulgular sunmakla birlikte, bazı sınırlılıklar içermektedir. İlk olarak, çalışmada sosyal harcamalara ilişkin veriler toplam düzeyde kullanılmış olup, eğitim, sağlık veya emeklilik gibi alt kalemlerin gelir eşitsizliği üzerindeki farklılaştırıcı etkileri ayrıştırılamamıştır. Diğer yandan, yatay kesit bağımlılığı ve heterojenlik sorunlarını gidermek amacıyla ikinci nesil panel veri yöntemleri kullanılmış olsa da ülkelerin kurumsal yapıları veya sosyal politika tercihlerindeki farklılıklar gibi gözlemlenemeyen ülkeye özgü faktörler modele dâhil edilmemiştir. Ayrıca, analizin yalnızca veri bütünlüğü ve karşılaştırılabilirliği yüksek olan 12 OECD ülkesi ile sınırlı tutulması elde edilen sonuçların gelişmekte olan ülkeler veya OECD dışındaki ekonomiler için genellenebilirliğini kısıtlayabilir.

Bu çalışmanın bulgularının, ileride yapılacak araştırmalar için çeşitli açılımlar sunabileceği düşünülmektedir. Sosyal harcamalar ile gelir dağılımı arasındaki ilişkiyi daha geniş bir perspektifle değerlendirebilmek adına, örneklem kapsamının gelişmekte olan ülkeleri ve OECD dışındaki ekonomileri içerecek şekilde genişletilmesi anlamlı katkılar sağlayabilir. Ayrıca, toplam sosyal harcama düzeyi yerine sağlık, eğitim, barınma ve emeklilik gibi alt bileşenlerin ayrı ayrı incelenmesi, hangi harcama türlerinin eşitsizlik üzerindeki etkisinin daha belirgin olduğunu ortaya koyabilir. Ülkeler arası farklılıkları daha iyi açıklayabilmek için, kurumsal yapılar, refah rejimi türleri, vergi sistemleri ve yönetim kalitesi gibi faktörlerin de modellere entegre edilmesi yararlı olacaktır. Bununla birlikte, doğrusal nedensellik analizlerinin ötesine geçilerek dinamik panel veri modelleri veya doğrusal

olmayan yöntemlerle daha karmaşık ilişkilerin analiz edilmesi literatüre önemli katkılar sunabilir.

Kaynakça

Adema, W., & Ladaique, M. (2009). How expensive is the welfare state?: Gross and net indicators in the OECD Social Expenditure Database (SOCX).

Afonso, A., Schuknecht, L., & Tanzi, V. (2010). Income distribution determinants and public spending efficiency. *The Journal of Economic Inequality*, 8(3), 367-389. <https://doi.org/10.1007/s10888-010-9138-z>

Andersen, J. G. (2012). *Welfare States and Welfare State Theory*. (CCWS Working Paper). Centre for Comparative Welfare Studies, Institut for Økonomi, Politik og Forvaltning, Aalborg Universitet. https://vbn.aau.dk/ws/portalfiles/portal/72613349/80_2012_J_rgen_Goul_Andersen.pdf

Ayala-Cañón, L., Delgado-Rodríguez, M. J., & De Lucas-Santos, S. (2022). Synchronization and cyclicity of social spending in economic crises. *Empirica*, 49(4), 1153-1187. <https://doi.org/10.1007/s10663-022-09545-w>

Baço, P., Duarte, J., & Simões, M. (2024). Social expenditure composition, inequality and growth in the OECD: Labour market policies are most effective. *Journal of Policy Modeling*, 46(1), 75-89. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2024.01.001>

Bastagli, B., Coady, D. & R., Gupta, S. (2012). *Inequality and fiscal policy* (IMF Staff Discussion Note No. SDN/12/08, Rev.). International Monetary Fund. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/sdn/2012/sdn1208rev.pdf>

Benabou, R. (2000). Unequal societies: Income distribution and the social contract. *American Economic Review*, 91(1), 96-129. <https://doi.org/10.1257/aer.90.1.96>

Brady, D. (2005). The welfare state and relative poverty in rich western democracies, 1967–1997. *Social Forces*, 83(4), 1329-1364. <https://doi.org/10.1353/sof.2005.0056>

Breusch, T.S.; Pagan, A.R. (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification tests in econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47, 239–253. <https://doi.org/10.2307/2297111>.

Cammeraat, E. (2020). The relationship between different social expenditure schemes and poverty, inequality and economic growth. *International Social Security Review*, 73(2), 101-123. <https://doi.org/10.1111/issr.12236>

Chu, K., Davoodi, H., & Gupta, S. (2000). Income distribution and tax, and government social spending policies in developing countries. (IMF Working Paper No. WP/00/62). Washington DC: International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781451848281.001>

d’Agostino, G., Pieroni, L., & Scarlato, M. (2020). Social transfers and income inequality in OECD countries. *Structural Change and Economic Dynamics*, 52, 313-327. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2019.11.004>

Deininger, K., & Squire, L. (1996). A new data set measuring income inequality. *The World Bank Economic Review*, 10(3), 565-591. <https://doi.org/10.1093/wber/10.3.565>

Dibo, M. (2022). Kamu sosyal harcamaları ve gelir eşitsizliği: OECD ülkeleri kapsamında bir analiz. *JOEEP: Journal of Emerging Economies and Policy*, 7(2), 1–16.

Doumbia, D., & Kinda, T. (2019). *Reallocating public spending to reduce income inequality: Can it work?* (IMF Working Paper No. WP/19/188). Washington DC: International Monetary Fund. <https://doi.org/10.5089/9781513511863.001>

Dumitrescu, E. I., & Hurlin, C. (2012). Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels. *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.014>

Dünya Bankası. (2024). *GDP per capita (constant 2015 US\$)* [NY.GDP.PCAP.KD]. World Development Indicators. <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.KD>

Emirmahmutoğlu, F., & Köse, N. (2011). Testing for Granger causality in heterogeneous mixed panels. *Economic Modelling*, 28, 870-876. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2010.10.018>

Eroğlu, N., Altaş, D., Ün, T., & Ulu, M. İ. (2017). OECD ülkelerinde sosyal yardım harcamalarının gelir dağılımına etkisi: Panel veri analizi. *Uluslararası Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 3(3), 335-354.

Goudswaard, K., & Caminada, K. (2014). Private social expenditure and the redistributive impact of the welfare state. M. Budowski & M. Nollert (Eds.), *Private Macht im Wohlfahrtsstaat: Akteure und Institutionen* (pp. 188–204). Zürich: Seismo Verlag.

İlgün, M. F. (2015). Kamu sosyal harcamalarının gelir dağılımı üzerindeki etkisi: OECD ülkelerine yönelik panel veri analizi. *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 17(4), 493–516.

Immervoll, H., & Richardson, L. (2011). *Redistribution policy and inequality reduction in OECD countries: what has changed in two decades?* (IZA Discussion Paper No. 6030). Bonn: The Institute for the Study of Labor (IZA). <https://doi.org/10.2139/ssrn.1948026>

International Monetary Fund. (2014). *Fiscal policy and income inequality* (IMF PolicyPaper). Washington, D.C.: International Monetary Fund. <https://www.imf.org/external/np/pp/eng/2014/012314.pdf>

Kalkavan, H., & Ersin, İ. (2020). Sosyal harcamalar ile gelir dağılımı arasındaki ilişkinin incelenmesi: OECD üzerine bir uygulama. *Sosyal Güvençe Dergisi*, 8(17), 265–279. <https://doi.org/10.21441/sosyalguvence.823668>

Kenworthy, L., & Pontusson, J. (2005). Rising inequality and the politics of redistribution in affluent countries. *Perspectives on Politics*, 3(3), 449-471. <https://doi.org/10.1017/S1537592705050292>

Korpi, W., & Palme, J. (1998). The paradox of redistribution and strategies of equality: Welfare state institutions, inequality, and poverty in the Western countries. *American Sociological Review*, 63(5), 661-687. <https://doi.org/10.2307/2657333>

Lindert, P. H. (2004). *Growing public: Social spending and economic growth since the eighteenth century*. Cambridge, MA: Cambridge University Press.

Miranda-Lescano, R., Muinelo-Gallo, L., & Roca-Sagales, O. (2024). Human development and inequalities: The importance of social public spending. *Structural Change and Economic Dynamics*, 69, 363-377. <https://doi.org/10.1016/j.strueco.2023.12.008>

Musgrave, R. A., & Musgrave, P. B. (1989). *Public finance in theory and practice* (5th ed.). McGraw-Hill.

Musibau, H. O., Zakari, A., & Taghizadeh-Hesary, F. (2024). Exploring the Fiscal policy—income inequality relationship with Bayesian model averaging analysis. *Economic Change and*

Restructuring, 57(2), 21. <https://doi.org/10.1007/s10644-024-09577-1>

OECD. (2022). *Income inequality (indicator)*. OECD. <https://doi.org/10.1787/459aa7f1-en>

OECD. (2024). *OECD Social Expenditure Database (SOCX)*. OECD Data Explore. <https://data-explorer.oecd.org/>

Ostry, J. D., Berg, A., & Tsangarides, C. G. (2014). Redistribution, inequality, and growth. *IMF Staff Discussion Note*, 2014/002. <https://doi.org/10.5089/9781484352076.006>

Özsoy, D. (2024). Türkiye’de gelir dağılımı çalışmaları ve gelir dağılımında sosyal transferlerin etkisinin Türkiye ve Avrupa Birliği karşılaştırması. *Bingöl Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi (BUSBED)*, 14(27), 356–372. <https://doi.org/10.29029/busbed.1393920>

Pesaran, M. H. (2004). *General diagnostic tests for cross section dependence in panels* (Cambridge Working Papers in Economics No. CWPE 0435). Cambridge: University of Cambridge <https://doi.org/10.17863/CAM.5113>

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. <https://doi.org/10.1002/jae.951>

Sánchez, A., & Pérez-Corral, A. L. (2018). Government social expenditure and income inequalities in the European Union. *Hacienda Pública Española*, 227(4), 133-156. <https://doi.org/10.7866/HPE-RPE.18.4.5>

Solt, F. (2020). Measuring income inequality across countries and over time: The Standardized World Income Inequality Database. *Social Science Quarterly*, 101(3), 1183–1199. <https://doi.org/10.1111/ssqu.12795>

Şahbaz, A., Gömleksiz, M. ve Kaleci, F. (2017). Gelir eşitsizliğini azaltmaya yönelik kamu politikaları üzerine ampirik bir inceleme: Seçilmiş OECD ülkeleri örneği. S. Koç; S. Y. Genç ve K. Çolak (Eds.), *Dünden bugüne ekonomi yazıları* içinde (s. 291–306). Kocaeli Üniversitesi Vakfı Yayınları.

Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(94\)01616-8](https://doi.org/10.1016/0304-4076(94)01616-8)

Topuz, S. G. ve Doğan, E. (2020). Transfer harcamaları ve gelir eşitsizliği ilişkisi: Panel nedensellik analizi ile karşılaştırmalı bir değerlendirme. *İzmir İktisat Dergisi*, 35(3), 549–562. <https://doi.org/10.24988/ije.202035308>

Verberi, C., & Yaşar, S. (2021). The effects of social spending on income inequality in 30 OECD countries. *İstanbul İktisat Dergisi*, 71(1), 39-57.

BÖLÜM 3

TOTAL FACTOR PRODUCTIVITY AND STOCK RETURN: EVIDENCE FROM G-7 AND EMERGING MARKETS

CANER DİLBER¹
MERCAN HATİPOĞLU²

Introduction

The stock returns are closely related to companies' profits, human and physical capital, therefore the general outlook of the economy is useful indicator in analyzing intrinsic value of firms (Siegel, 2021: 130). Given total factor productivity, defined as the efficiency of firms in converting inputs into outputs according to the definition of Solow (1957), is the determinant of economic growth and under the assumption of a constant level of technology, economic growth subjects to increase in physical and human capital therefore it is expected that there will have been a direct relationship between stock returns and the efficiency of the economy (Baier et al., 2006; Hulten, 2001). The concept of innovation, which was first examined by Schumpeter as a determinant of qualitative economic

¹ Dr. Öğr. Üyesi, Çankırı Karatekin Üniversitesi, Çalışma Ekonomisi ve Endüstri İlişkileri, Orcid: 0000-0002-2648 - 925X

² Doç. Dr., Çankırı Karatekin Üniversitesi, İşletme, Orcid: 0000-0003-3307-5458

growth, underlines that companies that develop new raw materials, production technologies, products, markets and organizational methods contribute to total output of country by increasing productivity (Sweezy, 1943; Gilbert, 2006).

The common sense accepted that a functioning financial system reduces uncertainties, information asymmetry and liquidity risk in the economy, and facilitate transform savings into investments and directs resources into productive projects (Demirgüç-Kunt & Levine, 1996 ; Levine, 1997). While developed capital markets offer cheap financing opportunities to companies, small savings turn into large investments thanks to the markets (Levine & Zervos, 1998). Moreover, investors' confidence in capital markets prevents credit crunch by reducing firms' dependence on bank loans (Adjasi & Yartey, 2007). Fama (1990) strongly emphasized the proxy role of stock return in predicting of actual investment activity. By the same token, financial markets directly contribute to economic growth as they are institutions that attract both direct and portfolio investments to the country by removing barriers from investors faced. Hence stock markets play a conducive role to stimulating growth (Brennan & Cao, 1997).

Considering the benefits of financial markets described above, some empirical investigations have been conducted relating to causality from financial development to real output growth (supply-leading hypothesis). This line of researches contains the study of Colombage (2009), Pradhan et al. (2017), Caporale et al. 2004,

Of course there exists a literature that every wave of the economic growth, did not send the stock market up. Studies defending that economic growth would not affect stock prices underline two important claims. First, many of the companies listed on stock market indices are multinational ones whose profits determined by favorable international business conditions. So that

they are dependent on foreign markets rather than domestic economic growth rates. Secondly, even though the economy grows, companies cannot raise funds by going public due to weak institutional regulations and difficult legislation. Thirdly, the relative dominance of the banking sector in the country's financial structure weakens the effect of stock markets developments on growth (Ritter, 2005; Lee, 2012).

A number of fundamental explanations have been offered in favor of economic growth contribute to the development of capital markets implying financial markets follow economic growth (demand following hypothesis) because growth requires more financial transactions (see Ang & McKibbin, 2007; Kar et al, 2013;

Since the total factor productivity and stock return relationship is a question so far unsolved, this paper argues whether the total factor productivity benefits equity markets. Furthermore, by using stock return as a process of financial development, unlike the paper of Calderón & Liu (2003) and Benhabib & Spiegel (2000), this study differs from studies in the literature that use financial development as market capitalization of listed companies, stock value, expressed as percentage of gross domestic product and number of listed companies in the stock market.

Literature

Generally, empirical literature offers conflicting findings about the direction of causality among the financial markets and real economy. According to Saliola & Seker (2011) findings the contribution of firms to aggregate productivity depends on the firm size. Demetriades & Hussein (1996) postulates that economic growth and finance nexus varies across the countries because implemented economic policies are country-specific. Later work of Arestis et al., (2001) argued that the bank-based financial system contributes more to economic growth than the market-based system.

Stolbov M (2017) studied causality between credit depth and GDP including 24 OECD economies. Yang et al. (2018) suggests causality flows from stock returns to output using Korean data. Guru & Yadav (2019) opined that banking sector is main driver of economic growth of BRICS.

Kumar & Nidugala (2020) reported that capital markets have a positive impact on TFP regardless of the country's income level. Pellegrini et al. (2015) found that productivity correlate positively with the annual return of eastern European emerging markets. Mahdavi & Sohrabian (1991) stressed that that stock prices are positively related to GNP in the US. Han & Shen (2015) emphasized the primary role of financial development in accelerating China's TFP growth. Studies by Enisan & Olufisayo (2009) and Ngare et al. (2014) proved that capital markets in African countries have a function of encouraging economic growth. Hiroki et al. (2022) provided evidence that Japanese firms with lower productivity are exposed to more market risks. Benhabib & Spiegel (2000) contend that the ratio of financial assets of the private sector to GDP and total factor productivity growth positively correlated. Calderón & Liu (2003) pointed out the stronger function of financial deeping in stimulating factor productivity. Beck et al. (2000) highlighted the affirmative impact of financial intermediaries on total factor productivity. Syverson (2011) summarized possible expectations regarding the relationship between management skills and total productivity in his survey. Gehringer et al.(2016) noted the human capital and communication technologies are the main drivers of TFP in the 17 European Union (EU).

Data and model

In this study, the relation between growth rates of total factor productivity (TFP) and stock return is analyzed for G-7 and emerging countries that consist of Brazil, Indonesia, South Korea,

Malaysia, Mexico, Thailand, Turkiye and Greece. Annual frequency data covers the period from 1969 to 2019 for the G-7 countries and 1987 to 2019 for the emerging markets. The choice of the time span was also determined by the availability of data. Instead of calculating TFP, we retrieved the data from Federal Reserve Bank of St. Louis website (fred.stlouisfed.org) where the TFP estimated by the methodology of Feenstra et al. (2015). We used stock price data downloaded from MSCI database website (www.msci.com) in denominated USD following the common practice of removing the impact of inflation and exchange rate fluctuations (Saiti et al.2014; Zhou & Ma, 2012; Diaconășu et al.2023).

This study focused to unveil the causality between stock return and TFP in the contex of G-7 and selected emerging countries. In doing so, we followed the econometric methodologies which are similar to those commonly used in the literature (see, for example, Marques et al.(2013), Gupta & Singh (2016), Pradhan (2018), Baek & Koo (2008), Shahbaz et al. (2011), Jebli & Youssef (2017), Morshed & Hossain (2022), Chen & Patel (1998), Tsouma,(2009).

Initially, we applied the Phillips-Perron (1988) unit root test in the log level and log first difference of each of the variables to detects the degree of integration. The second step in our analysis was based on the Johansen (1988) cointegration in order to reveal whether there is existence of a stable relationship between stock return and TFP growth. With the help of the vector autoregression (VAR) and vector error correction models (VECM) by Engle & Granger (1987) we carried out the Granger (1969) causality test to trace the direction of causality between return of stock market and TFP growth. We run VECM model if the outcomes of Johansen cointegration test reported any co-integration relationship among the variables. In cases where no cointegration relationship was found, we performed the standard Granger procedure.

Findings

We begin the analysis by checking the stationary proprieties of stock price and total factor productivity variables by using Phillips and Perron unit root test with constant and linear trend. The results of the tests are reported in Table 1. It shows that stock price are non-stationary except the Canada and Turkiye, but all price series are stationary after first differences. According to TFP results, all series are non-stationary in log forms excluding the Italy and Turkiye, but the hypothesis of a unit root in log first difference is strongly rejected in all countries.

Table 1: Phillips-Perron test statistic

Countries	Stock price		TFP	
	Log	Δ Log	Log	Δ Log
G-7				
Canada	-3.658374**	-10.00598***	-2.292600	-5.105956***
France	-2.081869	-7.003558***	-1.389845	-9.827233***
Germany	-2.476612	-8.301300***	-1.029653	-4.738841***
Italy	-2.043318	-6.042505***	-3.475159*	-9.129560***
Japan	-1.704301	-6.743418***	-2.101456	-7.850865***
UK	-1.838562	-9.133683***	-1.806033	-5.755288***
USA	-2.437453	-6.775690***	-2.207962	-6.642116***
Developing				
Brazil	-2.819864	-7.865117***	-2.252464	-5.214020***
Greece	-1.498702	-5.438038***	-1.518152	-3.651472**
Indonesia	-2.500414	-6.247902***	-1.246135	-4.166760**
Malaysia	-3.013551	-6.060615***	-1.588359	-5.480364***
Mexico	-2.986482	-5.709841***	-2.529560	-5.287763***
Thailand	-2.201308	-5.442399***	-2.663318	-5.074925***
Turkiye	-4.416159***	-14.87548***	-3.519433**	-7.574682***

Note: The asterisks *** and ** denote the significant at the 1% and 5% levels, respectively. Bandwidth: 1 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

Table 2: Results of Johansen's Co-integration Test

Countries	Rank	Trace	5% CV Trace	Max-eigen	5% CV Max	Decision
Canada	$H_0: r = 0$	14.94501	25.87211	9.462053	19.38704	No
	$H_1: r \geq 1$	5.482961	12.51798	5.482961	12.51798	
France	$H_0: r = 0$	23.02487	25.87211	16.58529	19.38704	No
	$H_1: r \geq 1$	6.439582	12.51798	6.439582	12.51798	
Germany	$H_0: r = 0$	19.55430	25.87211	14.62780	19.38704	No
	$H_1: r \geq 1$	4.926501	12.51798	4.926501	12.51798	
Italy	$H_0: r = 0$	21.70718	25.87211	12.14950	19.38704	No
	$H_1: r \geq 1$	9.557682	12.51798	9.557682	12.51798	
Japan	$H_0: r = 0$	21.05970	25.87211	14.66377	19.38704	No
	$H_1: r \geq 1$	6.395935	12.51798	6.395935	12.51798	
UK	$H_0: r = 0$	12.14193	25.87211	9.752711	19.38704	No
	$H_1: r \geq 1$	2.389217	12.51798	2.389217	12.51798	
USA	$H_0: r = 0$	16.13651	25.87211	10.56798	19.38704	No
	$H_1: r \geq 1$	5.568527	12.51798	5.568527	12.51798	
Developing countries						
Brazil	$H_0: r = 0$	26.86626	25.87211	20.38461	19.38704	Yes
	$H_1: r \geq 1$	6.481649	12.51798	6.481649	12.51798	
Greece	$H_0: r = 0$	16.96194	25.87211	13.79457	19.38704	No
	$H_1: r \geq 1$	3.167367	12.51798	3.167367	12.51798	
Indonesia	$H_0: r = 0$	13.96355	25.87211	10.35048	19.38704	No
	$H_1: r \geq 1$	3.613065	12.51798	3.613065	12.51798	
Malaysia	$H_0: r = 0$	31.57887	25.87211	21.76995	19.38704	Yes
	$H_1: r \geq 1$	9.808924	12.51798	9.808924	12.51798	
Mexico	$H_0: r = 0$	31.44742	25.87211	20.81189	19.38704	Yes
	$H_1: r \geq 1$	10.63553	12.51798	10.63553	12.51798	
Thailand	$H_0: r = 0$	8.502206	25.87211	5.530727	19.38704	No
	$H_1: r \geq 1$	2.971479	12.51798	2.971479	12.51798	
Turkiye	$H_0: r = 0$	24.34379	25.87211	13.07766	19.38704	No
	$H_1: r \geq 1$	11.26613	12.51798	11.26613	12.51798	

Since the series are integrated in the same order, the Johansen cointegration test is applied to uncover the presence of long run association between TFP and stock market for the individual countries.

The table indicates that in case of Brazil, Malaysia and Mexico, null hypothesis of no cointegrating vector rejected. These findings imply that there is stable long-run relationship between the two variables in aforementioned countries. The existence of cointegration leads to perform VECM approach.

Table 3: Results of VECM for Brazil, Malaysia and Mexico

	Brazil		Malaysia		Mexico	
	$\Delta \text{Log TFP}$	$\Delta \text{Log R}$	$\Delta \text{Log TFP}$	$\Delta \text{Log R}$	$\Delta \text{Log TFP}$	$\Delta \text{Log R}$
ECT_{t-1}	0.001327	-2.081906**	-0.225782***	0.061404	-0.081648	-2.068585**
$\Delta \text{Log TFP}_{t-1}$	-0.080266	-0.669202	-0.049591	-1.992330	0.138352	1.929548
$\Delta \text{Log R}_{t-1}$	0.018386**	-0.237090	-0.049466***	-0.086824	0.044033***	0.115155
constant	-0.012028**	0.096765	-0.004423	0.032396	-0.016199***	0.117595*
R^2	0.134763		0.567022		0.311991	
BG	0.0485		0.7709		0.3801	
White	0.5445		0.0236		0.2760	

The VECM results for Brazil and Mexico show that the error correction term, ECT_{t-1} , are -2.081 and -2.068 significant at %5 level which confirms the unidirectional long-run causality from TFP to stock market. Similarly, there exists a long run equilibrium relationship in Malaysia but the direction of causality runs from stock market to TFP. The results show that the error-correction terms are negatively significant in all countries. This confirmed the validity of short-run adjustment speed of the dependent variables to the long-run equilibrium. For example, the VECM results for Brazil and Mexico stock market adjusts nearly 200% to the long-run equilibrium in one year. This suggest that it takes less than half year ($1/2.06=0.48$ year) to correct long-run disequilibrium is also extraordinarily fast. Correspondingly, in the case of Malaysia, the speed of adjustment of TFP is 22% which implies that ($1/0.22=4.54$ year) it will take almost 4.5 years to regain the long term equilibrium.

Table 4: granger causality test using VECM model based on cointegrated regression

Name of countries	χ^2 statistics	Probability	short run causality implication
Brazil			
TFP $\rightarrow$ SM	0.027302	0.8688	No short run causality exists
SM $\rightarrow$ TFP	4.107632	0.0427	Stock return causing TFP
Malaysia			
TFP $\rightarrow$ SM	0.537140	0.4636	No short run causality exists
SM $\rightarrow$ TFP	27.40259	0.0000	Stock return causing TFP
Mexico			
TFP $\rightarrow$ SM	0.797168	0.3719	No short run causality exists
SM $\rightarrow$ TFP	11.35246	0.0008	Stock return causing TFP

For Brazil, Malaysia and Mexico, results indicate that there is unidirectional Granger causality running from stock market to TFP in the short run. Therefore we concluded that stock returns generally leads to TFP which means any change in stock market behavior has an immediate impact on TFP. Also the this findings can be interpreted that financial system is a promoter of productivity which to some extent reflects a stronger links with industry, capital market based system is favour of these countries.

Table 5: Results of Granger causality

Countries	TFP → Return		Return →TFP		Lag
	F-Statistic	Prob.	F-Statistic	Prob.	
Canada	0.87941	0.4224	3.67011	0.0338	2
France	2.30938	0.0760	0.41841	0.7943	4
Germany	0.33979	0.7138	3.69365	0.0331	2
Italy	0.63292	0.5359	5.44362	0.0078	2
Japan	1.45291	0.2451	10.9624	0.0001	2
UK	1.56482	0.2208	5.41365	0.0080	2
USA	0.48021	0.6219	7.17593	0.0020	2
Greece	0.36421	0.5510	3.15915	0.0864	1
Indonesia	1.79787	0.1864	4.42383	0.0227	2
Thailand	2.08168	0.1458	7.29651	0.0032	2
Turkiye	0.49214	0.6171	1.86485	0.1758	2

In case of France, there is unidirectional causality from TFP to stock return which implies that TFP growth induces stock market development. Thus, France is the only country that provides similar evidence in favour of the hypothesis that economic development leads to financial return which is accordance with prerequisite of discounted cash valuation model that economic activity promote stock return through the firm's earnings and dividends. The estimates presented in table 6 indicate that stock return is not sensitive to TFP for the rest of countries. In these countries, except France, where the TFP does not causes stock return, using discounted cash flow model to better explain the stock movements does not work. Besides, TFP is not adequate to promote stock return in these markets.

The results portrayed in Table 6 reject the Granger non-causality from stock return to TFP for all countries except the France and Turkiye. The one way causal link runs from stock market to TFP confirms the view that financial assets promote economic efficiency by mobilizing savings into markets. This finding can be attributed to firm valuation theory. Since the goal of companies is “value” maximization, rather than maximum profit, which means maximizing market values, makes them more competitive and innovative. On the other hand, this finding implies that any increase in stock return can promote the TFP growth. The only country in which we are unable to identify causality in any direction is Turkiye. The evidence on Turkiye implied that neither growth in TFP contributes modestly to the average performance of stock returns nor stock market is driver of TFP. By the same token, the evidence also highlighted the finance-growth nexus is weakened.

Conclusion

The direction of causality between stock return and total factor productivity is crucial because it needs different development policies. This study seeks to examine the causal relationship among stock return and TFP in the case of G-7 and developing countries. In all cases (except for France and the Turkiye), there is evidence of a one way Granger causality from stock return to TFP, suggesting that these countries may benefit from firms traded in financial markets to encourage the TFP. In this aspect, results of paper joined the view of King & Levine (1993) that a sound financial system facilitates the process of technological innovation and economic efficiency. If policymakers intend to stimulate total factor productivity, they should pioneer the evaluation of savings in capital markets. However, the results of the study for these countries point to a warning. Assuming that we evaluate the findings of the study in terms of portfolio management, as Rapach (2001) empirically proves the fact that real economic output has no effect on stock prices,

directs investors to buy bills and bonds. Therefore, in where TFP does not cause stock returns, investors' favor in fixed income markets would force companies to obtain funds through commercial papers rather than public offerings. We find that growth in TFP contributes modestly to the stock market in case of France, so that development of an stock market requires factor productivity to be advanced in France. The results for Turkey indicate no causality between stock return and TFP. This issue can be associated with globalization. With the help of globalization, the profits of many companies consist of export revenues, the cash flows of these companies depend on the development of export markets rather than domestic demand. Therefore, the stock market performance of these companies cannot be explained by the local economy. Thus, the relationship between domestic financial markets and economy has been weakening and disappearing over time. (Binswanger, 2004).

References

Adjasi, C. K., & Yartey, C. A. (2007). Stock Market Development in Sub-Saharan Africa: Critical Issues and Challenges. IMF Working Papers, 2007(209).

Ang, J. B., & McKibbin, W. J. (2007). Financial liberalization, financial sector development and growth: Evidence from Malaysia. *Journal of development economics*, 84(1), 215-233.

Arestis, P., Demetriades, P. O., & Luintel, K. B. (2001). Financial development and economic growth: the role of stock markets. *Journal of money, credit and banking*, 16-41.

Baek, J., & Koo, W. W. (2008). Identifying macroeconomic linkages to US agricultural trade balance. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroeconomie*, 56(1), 63-77.

Baier, S. L., Dwyer Jr, G. P., & Tamura, R. (2006). How important are capital and total factor productivity for economic growth?. *Economic Inquiry*, 44(1), 23-49.

Benhabib, J., & Spiegel, M. M. (2000). The role of financial development in growth and investment. *Journal of economic growth*, 5, 341-360.

Binswanger, M. (2004). How important are fundamentals?—Evidence from a structural VAR model for the stock markets in the US, Japan and Europe. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 14(2), 185-201.

Brennan, M. J., & Cao, H. H. (1997). International portfolio investment flows. *The Journal of Finance*, 52(5), 1851-1880.

Chen, M. C., & Patel, K. (1998). House price dynamics and Granger causality: An analysis of Taipei new dwelling market. *Journal of the Asian real estate society*, 1(1), 101-126.

Beck, T., Levine, R., & Loayza, N. (2000). Finance and the Sources of Growth. *Journal of financial economics*, 58(1-2), 261-300.

Calderón, C., & Liu, L. (2003). The direction of causality between financial development and economic growth. *Journal of development economics*, 72(1), 321-334.

Caporale, G. M., Howells, P. G., & Soliman, A. M. (2004). Stock market development and economic growth: the causal linkage. *Journal of economic development*, 29(1), 33-50.

Colombage, S. R. (2009). Financial markets and economic performances: Empirical evidence from five industrialized economies. *Research in International Business and Finance*, 23(3), 339-348.

Demetriades, P. O., & Hussein, K. A. (1996). Does financial development cause economic growth? Time-series evidence from 16 countries. *Journal of development Economics*, 51(2), 387-411.

Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (1996). Stock markets, corporate finance, and economic growth: an overview. *The World Bank Economic Review*, 10(2), 223-239.

Diaconășu, D. E., Mehdian, S. M., & Stoica, O. (2023). The reaction of financial markets to Russia's invasion of Ukraine: evidence from gold, oil, bitcoin, and major stock markets. *Applied Economics Letters*, 30(19), 2792-2796.

Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.

Enisan, A. A., & Olufisayo, A. O. (2009). Stock market development and economic growth: Evidence from seven sub-Saharan African countries. *Journal of economics and business*, 61(2), 162-171.

Fama, E. F. (1990). Stock returns, expected returns, and real activity. *The journal of finance*, 45(4), 1089-1108.

Feenstra, R. C., Inklaar, R., & Timmer, M. P. (2015). The next generation of the Penn World Table. *American economic review*, 105(10), 3150-3182.

Gilbert, R. (2006). Looking for Mr. Schumpeter: where are we in the competition--innovation debate?. *Innovation policy and the economy*, 6, 159-215.

Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 424-438.

Gupta, P., & Singh, A. (2016). Causal nexus between foreign direct investment and economic growth: A study of BRICS nations using VECM and Granger causality test. *Journal of Advances in Management Research*, 13(2), 179-202.

Han, J., & Shen, Y. (2015). Financial development and total factor productivity growth: Evidence from China. *Emerging Markets Finance and Trade*, 51(sup1), S261-S274.

Hiroki, T., Iwatsubo, K., & Watkins, C. (2022). Does firm-level productivity predict stock returns?. *Pacific-Basin Finance Journal*, 72, 101710.

Hulten, C. R. (2001). Total factor productivity: a short biography. In *New developments in productivity analysis* (pp. 1-54). University of Chicago Press.

Jebli, M., & Youssef, S. (2017). Renewable energy consumption and agriculture: evidence for cointegration and Granger causality for Tunisian economy. *International Journal of Sustainable Development & World Ecology*, 24(2), 149-158.

Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of economic dynamics and control*, 12(2-3), 231-254.

Kar, M., Nazlioglu, S., & Agir, H. (2011). Financial development and economic growth nexus in the MENA countries: Bootstrap panel Granger causality analysis. *Economic Modelling*, 28(1-2), 685-693.

Gehringer, A., Martínez-Zarzoso, I., & Nowak-Lehmann Danzinger, F. (2016). What are the drivers of total factor productivity in the European Union?. *Economics of Innovation and New Technology*, 25(4), 406-434.

Tsouma, E. (2009). Stock returns and economic activity in mature and emerging markets. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 49(2), 668-685.

Syverson, C. (2011). What determines productivity?. *Journal of Economic literature*, 49(2), 326-365.

King, R. G., & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right. *The quarterly journal of economics*, 108(3), 717-737.

Kumar, V., & Nidugala, G. K. (2020). Impact of primary market on total factor productivity: A cross-country analysis. *Cogent Economics & Finance*, 8(1), 1786293.

Lee, B. S. (2012). Bank-based and market-based financial systems: Time-series evidence. *Pacific-Basin Finance Journal*, 20(2), 173-197.

Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of economic literature*, 35(2), 688-726.

Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: views and agenda. *Journal of economic literature*, 35(2), 688-726.

Guru, B. K., & Yadav, I. S. (2019). Financial development and economic growth: panel evidence from BRICS. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 24(47), 113-126.

Levine, R., & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American economic review*, 537-558.

Mahdavi, S., & Sohrabian, A. (1991). The link between the rate of growth of stock prices and the rate of growth of GNP in the United States: a Granger causality test. *The American Economist*, 35(2), 41-48.

Marques, L. M., Fuinhas, J. A., & Marques, A. C. (2013). Does the stock market cause economic growth? Portuguese evidence of economic regime change. *Economic modelling*, 32, 316-324.

Ngare, E., Nyamongo, E. M., & Misati, R. N. (2014). Stock market development and economic growth in Africa. *Journal of Economics and business*, 74, 24-39.

Pellegrini, Bellavite C., Sergi, B. S., & Sironi, E. (2017). Stock Returns, Productivity, and Corruption in Eight European Fast-Emerging Markets. *Thunderbird International Business Review*, 59(1), 15-22.

Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *biometrika*, 75(2), 335-346.

Pradhan, R. P. (2018). Development of stock market and economic growth: The G-20 evidence. *Eurasian Economic Review*, 8, 161-181.

Pradhan, R. P., Arvin, M. B., Bahmani, S., Hall, J. H., & Norman, N. R. (2017). Finance and growth: Evidence from the ARF

countries. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 66, 136-148.

Rapach, D.E., (2001). Macro shocks and real stock prices. *Journal of Economics and Business* 53, 5–26.

Ritter, J. R. (2005). Economic growth and equity returns. *Pacific-Basin Finance Journal*, 13(5), 489-503.

Saiti, B., Bacha, O. I., & Masih, M. (2014). The diversification benefits from Islamic investment during the financial turmoil: The case for the US-based equity investors. *Borsa Istanbul Review*, 14(4), 196-211.

Saliola, F., & Seker, M. (2011). Total factor productivity across the developing world (No. 68273, pp. 1-8). The World Bank.

Shahbaz, M., Tang, C. F., & Shabbir, M. S. (2011). Electricity consumption and economic growth nexus in Portugal using cointegration and causality approaches. *Energy policy*, 39(6), 3529-3536.

Siegel, J. J. (2021). *Stocks for the long run: The definitive guide to financial market returns & long-term investment strategies*. McGraw-Hill Education.

Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The review of Economics and Statistics*, 39(3), 312-320.

Stolbov, M. (2017). Causality between credit depth and economic growth: evidence from 24 OECD countries. *Empirical Economics*, 53, 493-524.

Sweezy, P. M. (1943). Professor Schumpeter's theory of innovation. *The Review of Economics and Statistics*, 25(1), 93-96.

Yang, E., Kim, S. H., Kim, M. H., & Ryu, D. (2018). Macroeconomic shocks and stock market returns: The case of Korea. *Applied Economics*, 50(7), 757-773.

Zhou, M., & Ma, C. (2012). Risk Management of QDII Fund Based on Dynamic Copula. *Systems Engineering Procedia*, 3, 222-228.

Morshed, N., & Hossain, M. R. (2022). Causality analysis of the determinants of FDI in Bangladesh: fresh evidence from VAR, VECM and Granger causality approach. *SN business & economics*, 2(7), 64.

BÖLÜM 4

TÜRKİYE’DE NÜFUS VE SERMAYE PİYASALARI GELİŞİMİ İLİŞKİSİ

MERCAN HATİPOĞLU¹
TANER SEKMEN²

Giriş

İbni Haldun’un “*coğrafya kaderdir*” demesi gibi Auguste Comte’da “*nüfus kaderdir*” demiştir. Nüfus temel üretim faktörlerinden bir olan emeğin kaynağı olması ve ülkelerin üretim potansiyelini belirlemesi bakımından ekonomiler için oldukça önemlidir. Nüfusun niteliği, yapısı ve ortalama yaşı gibi birçok bileşeni, bir ülkenin gelecekteki iktisadi potansiyelinin ne olacağı, ne kadar altyapı yatırımı yapılacağı, kamu bütçesinin ya da emeklilik sisteminin nasıl yönetileceği gibi pek çok iktisadi kararın merkezinde yer almaktadır. Bu sebeple demografik yapı ve ekonomi arasındaki ilişki pek çok iktisatçının ilgisini çekmiştir.

Demografik yapı diğer ekonomik verilere göre doğru ölçülmesi daha kolay bir değişkendir. Demografi ile ekonomi ilişkisi

¹ Doç. Dr., Çankırı Karatekin Üniversitesi, İ.İ.B.F., İşletme Bölümü, Çankırı/Türkiye ORCID: 0000-0003-3307-5458, mercanhatipoglu@gmail.com

² Doç. Dr., Eskişehir Osmangazi Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, Eskişehir/Türkiye ORCID: 0000-0002-0363-3765, tsekmen@ogu.edu.tr

ise insanın verimli çağı ile ekonominin üretkenliği arasındaki sıkı bağdan ortaya çıkmaktadır. Nitekim araştırmalar insanın en fazla eseri 30 ile 40 yaş arasında verdiğini 50 yaşından sonra ise üretkenliğin azaldığına dikkat çekmiştir. Dolayısıyla, genç nüfus ile ekonomik büyüme ilişkisinin pozitif olması şaşırtıcı olmayacaktır (Arnott & Chaves, 2012). Diğer yandan nüfus ekonomiyi farklı şekillerde de etkileyebilir. Ekonomik büyümenin kaynaklarından biride şüphesiz üretken yatırımlardır. Yatırımlar ise büyük oranda başta faiz oranları olmak üzere finansal piyasa koşulları ve gelişiminden etkilenebilmektedir. Finansal piyasalardaki uygun finansman koşulları şirketleri yatırım konusunda motive ederek ekonominin büyüme oranlarının artmasına yol açabilir. Teorik olarak iyi kurulmuş olan ve ampirik olarak çok defa kanıtlanmış bu finans ve büyüme ilişkisinde demografinin rolü ne olabilir? Nitekim bazı araştırmalar 1990'larda ABD hisse senedi fiyatlarındaki dramatik artışın nedenini 1946-1964'lü yıllar arasında yaşanan bebek patlaması kuşağı ile ilişkilendirmekte ve bu kuşağın emeklilik için tasarruf yapmak amacıyla hisse senetlerine yatırım yapması şeklinde açıklamaktadır (Jamal & Quayes, 2004). Ancak Bae (2010) kointegrasyon modelini kullanarak ABD için yaptığı çalışmada nüfusun emeklilik oranı ile hisse senedi getirileri arasında anlamlı ilişki olmadığını ortaya koymuştur. Bunun yanında çalışmada, ABD ekonomisi daha çok tüketim odaklı olduğu için, ABD hisse senedi fiyatlarının, harcama tarafından belirlendiğini ve tasarruf oranlarının etkisinin ihmal edilebilir düzeyde kaldığı ifade edilmiştir. Erb vd., (1997) dünya borsaları ile yaptıkları kapsamlı çalışmada, insanların gençlik çağında konut talep ettiklerini, daha sonraları belli bir refah eşiğini aştıkları zaman hisse senedi piyasasına yöneldiklerini dile getirmişlerdir. Yazarlar, ekonometrik bulgularında, borsaların risklerinin nüfus dalgalanmalarından etkilendiğini rapor etmişlerdir. Bununla beraber yazarlar, getiri ile demografi değişkenleri arasında cılız bir ilişki tespit etmişlerdir. Yine de çalışmada, demografi değişkenlerin yavaş hareket ettiğinin altı çizilmiş ve nüfus gibi

faktörlerin uzun dönemli olarak öngörü gücüne sahip olacağı vurgulanmıştır. Goyal (2004) yaşlanan bir nüfusun sosyal güvenlik, işgücü arzı ve istihdam ile toplam tüketim düzeyleri üzerindeki potansiyel etkilerini incelemiştir. Yazar, hane halkının farklı yaşam dönemlerinde farklı miktarlarda yatırım tercihlerine sahip olduğunun altını çizmiştir. Buna göre; genç kuşak, fazla mali servete sahip olmadıkları için fazla yatırım yapmazlar; orta yaşlı haneler en önde gelen yatırımcılar iken yaşlı nüfus yatırımlarının meyvelerinin toplamak adına daha az zamanları olduğu için sermaye piyasalarına teveccüh göstermezler. Dolayısıyla nüfusun yaş durumu ile sermaye piyasaları grafiği deve hörgücü şeklinde olabilir. Yukarıda bahsedilen görüş ve kanıtlar ülkelerin nüfusu ile sermaye piyasalarının gelişimi arasında bir ilişki olabileceğini ima etmektedir.

Türkiye uzun zamandır genç nüfusa sahip ve hala bu genç nüfus avantajını sürdüren bir ülke konumundadır. Ancak mevcut nüfus artış hızı ile bu avantajı çok uzun süre sürdüremeyeceği açıktır. 1990'lardan bugüne ortalama nüfus artış hızı %1,3 civarında iken 2020'den itibaren bu hız % 1'in altına düşmüştür. Mevcut nüfus artışı hızı ve düşüş yönündeki trend ile 2040'a doğru Türkiye'nin bir yaşlı nüfus ülkesine dönüşmesi beklenebilir. 2030 ve 2040'lar itibariyle kademeli bir şekilde yaşlı nüfus haline gelecek olan bugünün ve geçmiş birkaç on yılın üretken nüfusu, 1999'lerden bugüne sermaye piyasalarının gelişiminde etkili olmuş olabilir mi?. Bu perspektiften hareketle bu çalışmada basit bir şekilde Türkiye'de nüfus ve sermaye piyasalarının büyümesi ya da gelişimi arasında bir ilişki olup olmadığı incelenmektedir. Bu çerçevede 1990-2022 yılları arası veriler Vektör Otoregresif Model'ine (VAR) dayalı nedensellik, etki tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması yöntemleri yardımıyla analiz edilmektedir. Çalışmanın ikinci kısmında ampirik literatür taraması yer alırken üçüncü kısımda veri seti ve model

tanıtılmaktadır. Dördüncü kısım ekonometrik model tahminlerini ve son bölüm sonuç ve politika önerilerini kapsamaktadır.

2. Literatür Taraması

Nüfus ve ekonomi ya da finans ilişkisine dair pek çok çalışma literatürde mevcuttur. Bu çalışmalar özellikle nüfusun yaşlanması sonrasında yatırım tercihlerindeki değişimler, bu değişimlerin varlık fiyatları, faizler ve risk primleri gibi finansal değişkenler ve finansal istikrar üzerindeki etkilerine odaklanmaktadır. Bu literatür taraması kısmında nüfusun yapısının sermaye piyasaları üzerindeki etkilerini ele alan başlıca çalışmalar incelenmektedir.

Son yıllarda yayımlanan Butler & Yi (2022) tarafından ABD için yazılan makalede, bir eyaletin nüfus yaşındaki bir standart sapmalı artışın, belediye tahvil ihraç faizinde 23 baz puanlık bir artışa yol açtığı tespit etmektedir. Yazarlar bu durumu, kredi derecelendirme kuruluşlarının, nüfusun yaşlanmasını "temel kredi riskinin geleneksel olmayan bir nedeni olarak" göstermeleri ile açıklamaktadır. Davis & Li (2003) 7 OECD ülkesinin 50 yıllık döneminde demografik faktörler ve sermaye piyasaları arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Çalışmada demografik yapının reel hisse senedi fiyatları ve reel tahvil getirileri üzerinde etkisi olduğu ve genel olarak, orta yaş grubunun (40-64 yaş) nüfus içindeki payının artmasının, reel varlık fiyatlarını yükseltme eğiliminde olduğu sonucuna varılmaktadır. Addoum (2017) ABD özelinde emekliliğe döneminde hane halkı portföy tercihlerini incelemektedir. Bu dönemde bekarlar nispeten portföylerini ve yatırım tercihlerini değiştirmeden emekli olduktan sonra evli çiftlerin portföylerindeki hisse senedi ağırlıklarını önemli ölçüde azalttıkları ampirik olarak ortaya konulmaktadır. Benzer şekilde, Korniotis & Kumar (2011) yaşı ilerlemiş yatırımcıların yatırım kararlarını incelemekte ve daha yaşlı ve daha deneyimli yatırımcıların daha az alım satım ve daha fazla portföy çeşitlendirmesi yaparak daha az riskli yatırımlar

yaptığını ABD bağlamında tespit etmektedir. Brunetti & Torricelli (2010a) finansal varlık getirilerinin demografik faktörlerden etkilenip etkilenmediğini 1958-2004 yılları arasında İtalya için incelemektedir. Bulgular ABD için elde edilenlerden daha belirgindir ve finansal piyasalar üzerindeki demografinin etkisini yaş dinamikleri üzerinden açıklanabileceği yönündedir. Başka bir çalışmada Brunetti & Torricelli (2010b) demografi ve finansal piyasalar ilişkisine 1995-2006 dönemine ait İtalya hane halkı gelir ve servet anketlerine dayanan analizleri ile kanıtlar sunmaktadır. Nüfusun yapısının finansal piyasaları etkilediğini yönündeki kanıtlar, çünkü en fazla risk alan grubun orta yaş grupları olduğunu yaşlı insanların genellikle daha düşük riskli yatırımlar yaptığını dile getirmektedir. Poterba (2001) birikim için en verimli yaş olarak kabul edilen 40-64 arası nüfus ile hisse senedi ve tahvil getirileri arasındaki ilişkiye odaklanmaktadır. Demografi ile varlık getirileri arasında güçlü bir ilişkinin ampirik olarak ortaya konulmasının zor olduğu vurgulanmakta ve demografi ile hazine bonosu ve devlet tahvili getirilerini arasındaki korelasyonun hisse senedi getirilerine göre daha güçlü olduğu ifade edilmektedir. Çalışmada hane halkı servetinin 30-40'lı yaşlarda hızla arttığı fakat emeklilik döneminde hızlı azalmadığı görülmektedir. Dolayısıyla doğum patlamasının yaşandığı kuşakların genlik dönemlerinde varlık talebini artıracakları sonrasında yaşlılık dönemlerinde finansal varlıklarını azaltacakları ve varlık fiyatlarında sert düşüşler olacağı yönündeki görüşlerin desteklenmediği ifade edilmektedir. Favero vd., (2016) faiz oranlarının vade yapısıyla nüfusun yaş yapısı arasında ilişki kurmaktadır. Çalışmada orta yaşlı nüfusun genç nüfusa oranının faiz oranları üzerinde öngörü gücüne sahip olduğu iddia edilmektedir. Ang & Maddaloni (2005) nüfus değişimleri ve hisse senedi risk primleri arasındaki ilişkiyi 1900-2001 arası yüz yıllık dönem için incelemektedir. Bulgular demografik değişimlerin incelenen ülkelerde hisse senedi aşırı getirilerini öngörmede başarılı olduğunu fakat nüfusun ortalama yaşı ve risk primleri arasındaki ilişkinin ise

yalnızca ABD için geçerli olduğunu açığa çıkarmaktadır. Emekli nüfus oranındaki artışlar risk primlerini önemli bir şekilde düşürmektedir. Ayrıca demografik yapının özellikle iyi gelişmiş sosyal güvenlik sistemlerine ve daha az gelişmiş finansal piyasalara sahip ülkelerde risk primlerini daha isabetli olarak öngördüğünü ampirik olarak tespit dilmektedir. Singh (2019) ise gelişmekte olan ülkelerde demografinin varlık fiyatları üzerindeki etkilerini sorgulamaktadır. 25 ülkeye ilişkin panel tahminler çalışma çağındaki nüfus oranının reel konut ve hisse senedi fiyatlarını pozitif etkilediği yönünde kanıtlar sunmaktadır. Yaşlanmanın konut fiyatları üzerinde olumsuz etkisi gözlenmezken zirve işgücü katılım oranına ulaşan ülkelerin reel hisse senedi ve konut fiyatlarının kümülatif olarak %4-%7 oranında artacağını ileri sürülmüştür. Bakshi & Chen (1994) demografik değişimlerin sermaye piyasalarına etkisini inceleyen ilk çalışmalardan biridir. Çalışmada hem yeni doğum oranlarının hem de artan yaşam beklentisinin, hisse senedi ve konut piyasası fiyatlarında uzun süreli dalgalanmalara neden olduğunu kaydetmişlerdir. İnsanların gençlik dönemlerinde servetlerinin daha büyük kısmını konuta, ilerleyen dönemlerde ise finansal varlıklara ayıracağı ve dolayısıyla ortalama yaş yükseldikçe hisse senedi fiyatlarının yükseleceği ve konut fiyatlarının düşeceği yönündeki yaşan döngüsü modeline dayalı hipotez 1945 sonrası için desteklenmektedir. Ayrıca yaş arttıkça yatırımcıların riskten kaçınma eğilimleri artmakta ve dolayısıyla ortalama yaştaki artış risk primlerini artırmaktadır. Liu vd., (2014) G7 ülkelerinde yaşlanan nüfusun hisse senedi piyasalarında olumsuz etkisini sorgulamaktadır. Çalışma gelecekte nüfusun daha hızlı yaşlanacağı vurgulanmakta ve ABD’de fiyat kazanç oranlarının 2025’te 2013 değerinin ancak yarısına kadar düşebileceği tahmin edilmektedir. G7 ülkelerinde nüfus daha hızlı yaşlanmakta ve ABD için tespit edilen nüfus ve hisse senetleri arasındaki pozitif ilişki bu ülkeler için tespit edilememektedir. Ayrıca küresel olarak bu ülkelerde yaşlanan nüfusun ABD hisse senedi üzerinde etkisinin olmayacağı ortaya

koyulmaktadır. Hettihewa vd., (2018) Yeni Zelanda özelinde 1991-2017 döneminde bebek patlaması kuşağının yaşlanmasının varlık fiyatları üzerindeki etkisini araştırmaktadır. Demografik faktörler ile hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilememekte ve yaşanan nüfusun borsa üzerindeki net etkisinin önemsiz olduğu görülmektedir. Li vd., (2023) ise 32 ülke verisi ile oluşturdukları finansal istikrar endeksi ile nüfus yapısındaki değişimler arasındaki ilişkiye odaklanmaktadır. Nüfusun yaş yapısı finansal istikrarı etkilemekte ancak bu etki ülkeler arasında farklılık göstermektedir. Çalışan nüfus finansal piyasaların temelini oluşturarak finansal istikrara katkı sağlarken yaşanan nüfus ise daha az risk alarak uzun dönemli finansal istikrara katkıda bulunmaktadır. Dolayısıyla nüfusun yaş dağılımının hane halkı yatırım tercihlerinde etkili olduğu doğrulanmaktadır.

Tüm bu bulgular nüfusun yapısının finansal piyasalar üzerinde farklı boyutlarda etkilerini göstermektedir. Daha yoğun bir şekilde orta yaştaki üretken grubun sermaye ve servet birikimini artırıcı ve hisse senedi piyasasına talepkar etkileri ortaya çıkarken daha yaşlı nüfusun ise riskten kaçınma davranışları sergilediği öne çıkmaktadır. Bununla birlikte bu etkilerin büyüklüğü ve yönü ülkeler arasında farklılık göstermekte ve sosyal güvenlik sistemleri, finansal ve ekonomik yapı gibi faktörlere bağlı olmaktadır.

3. Veri Seti ve Model

Araştırmada veri olarak yıllık frekanstaki dolar bazında Borsa İstanbul şirketlerinin değerinin büyüme oranı ile yıllık nüfus artış hızı esas alınmıştır. Böylece nüfus artış oranı demografik gelişmeyi temsil ederken, şirketlerin dolar bazındaki büyüme oranları sermaye piyasalarının gelişimini temsil etmektedir. Veriler Dünya Bankası web sitesinden temin edilmiş olup 1991-2022 dönemi arasını kapsamaktadır. Nüfus ve borsa arasındaki uzun dönemli ilişki Vektör Otoregresif Model (VAR) ve bu modele dayalı

nedensellik testleri ve etki tepki fonksiyonları kullanılarak analiz edilmektedir. İki değişkenli ve bir gecikmeli $Y_t = (y_{1t}, y_{2t})$ biçimindeki VAR(1) modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

Denklem formunda ise:

$$\begin{aligned} y_{1t} &= c_1 + a_{11}y_{1,t-1} + a_{12}y_{2,t-1} \\ &+ \epsilon_{1t} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} y_{2t} &= c_2 + a_{21}y_{1,t-1} + a_{22}y_{2,t-1} \\ &+ \epsilon_{2t} \end{aligned} \quad (3)$$

Burada y_{1t} ve y_{2t} , t dönemindeki gözlemler, sırasıyla nüfus artış hızı ve sermaye piyasası büyüme oranını temsil etmektedir. c_1 ve c_2 sabit terimler ve a_{11} , a_{12} , a_{21} ve a_{22} gecikme katsayılarına ait parametreleri göstermektedir. Son olarak ϵ_{1t} ve ϵ_{2t} ise hata terimlerini ifade eder.

4. Bulgular

Aşağıda Tablo 1’de, değişkenlerin nüfus ve borsanın büyüme verilerine ait tanımlayıcı istatistikler ve birim kök testlerine ait sonuçlar yer almaktadır. Verilerden elde edilen gözlemler nüfus artış hızının giderek yavaşladığını göstermektedir. İlgili dönemde için Türkiye’de ortalama nüfus artış hızı %1,3 civarındadır. Borsa ya da sermaye piyasalarındaki gelişimin seyrine baktığımızda en fazla

büyüdüğü yılda dolar bazında % 150 büyüme sağlamış fakat ilgili dönemde Türkiye sermaye piyasaları dolar bazında ortalama yıllık % 25 büyüme sergilemiştir. Her iki değişkene ait oynaklığa baktığımızda beklenildiği gibi nüfus büyüme hızına göre borsa değerinin büyüme hızı oldukça fazla oynaklığa sahiptir.

Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testlerinin sonuçları baktığımızda ise, ADF testi her iki değişkenin birim kök içerdiği yönündeki hipotezi % 5 anlamlılık düzeyinde reddederken PP testi borsa büyüme hızı serisini % 5 ve Nüfus artış hızı serisini % 10 anlamlılık düzeyinde reddetmektedir. Dolayısıyla kullanılan serilerin I(0) düzeyinde durağan oldukları sonucuna varılmakta ve durağan seriler ile bir VAR modeli kurulmaktadır.

Tablo 1: Birim Kök Sonuçları

Değişkenler	Ortalama	Medyan	Maks.	Min.	Std. Hata
% (BİST-USD)	0.254143	0.189240	1.498678	-0.604262	0.503927
% Nüfus	0.012965	0.013431	0.017537	0.001610	0.003021
	Augmented Dickey-Fuller		Phillips-Perron		
% (BİST-USD)	-7.625752 (0.0000)		-7.545284 (0.0000)		
% Nüfus	-2.967493 (0.0496)		-2.887561 (0.0587)		

Not: Tabloda sunulan değerler birim kök testlerine ait t-istatistiklerini parantez içindeki değerler ise olasılık değerlerini göstermektedir. %1, %5 ve %10 için test kritik değerleri ise sırasıyla -3.670170, -2.963972 ve -2.621007'dir. Trendli modellerin tümünde trend istatistiksel olarak anlamsızdır dolayısıyla yalnızca sabit terimli modeller rapor edilmektedir.

Tablo 2 oluşturulan VAR modelinin istikrarına ilişkin tanı testlerini göstermektedir. Kurulan VAR modelinin optimal gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriteri (AIC) ve Hannan-Quinn bilgi kriterine (HQ) göre 1 olarak tespit edilmektedir. İlk olarak modelin köklerinin birim çemberin içinde olması kurulan VAR modelinin istikrarlı olduğunu göstermektedir. Sonrasında otokorelasyon ve değişen varyans testlerine bakıldığında modelin artıklarının otokorelasyon ve değişen varyans problemi olmadığı anlaşılmaktadır. Dolayısıyla oluşturulan VAR modeli tutarlıdır ve nedensellik ve etki tepki fonksiyonları gibi model bulgularını yorumlayabiliriz.

Tablo 2: VAR Modeli Uygunluk Testleri

Karakteristik Kökler		
	0.552214	0.369853
Otokorelasyon LM Test		
Gecikme	Rao F-İstatistiği	Olasılık Değeri
1	0.255083	0.9051
2	0.047630	0.9956
White Test (Ortak)		
Ki-Kare Test İstatistiği	Olasılık Değeri	
16.23566	0.3666	

Tablo 3 VAR modeline dayalı Granger nedensellik testinin sonuçlarını göstermektedir. Nedensellik testinden elde edilen bulgular sermaye piyasalarının gelişiminden nüfus artış hızına doğru bir nedenselliğin olmadığı yönündeki boş hipotezi reddedememektedir. Nüfus artış hızından sermaye piyasalarının gelişimine doğru nedensellik olmadığı yönündeki boş hipotez ise % 10 anlamlılık düzeyinde reddedilebilmektedir. Dolayısıyla bulgular iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisinin tek yönlü ve nüfus artış hızından sermaye piyasalarının gelişimine doğru olduğunu göstermektedir.

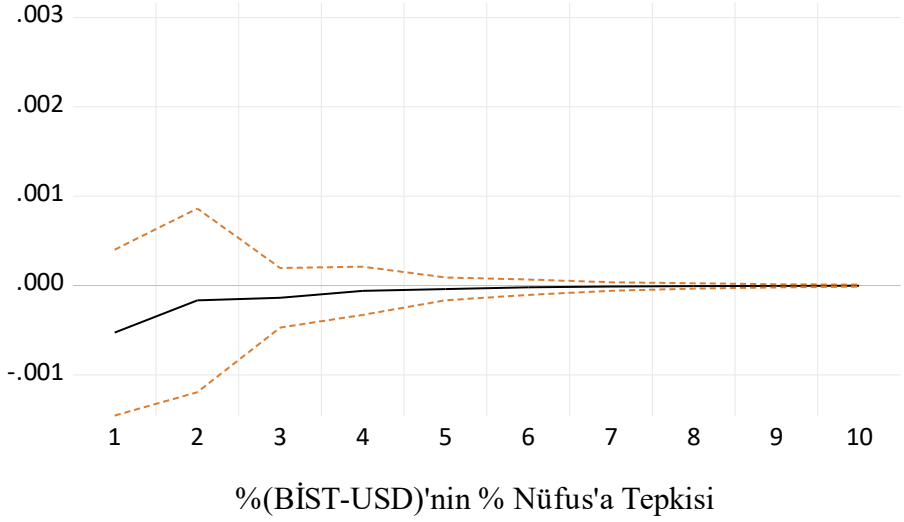
Tablo 3: Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Nedenselliğin Yönü	Ki-Kare İstatistiği	Test Olasılık Değeri
% Nüfus → %(BİST-USD)	2.870517	0.0902
% (BİST-USD) → % Nüfus	0.069886	0.7915

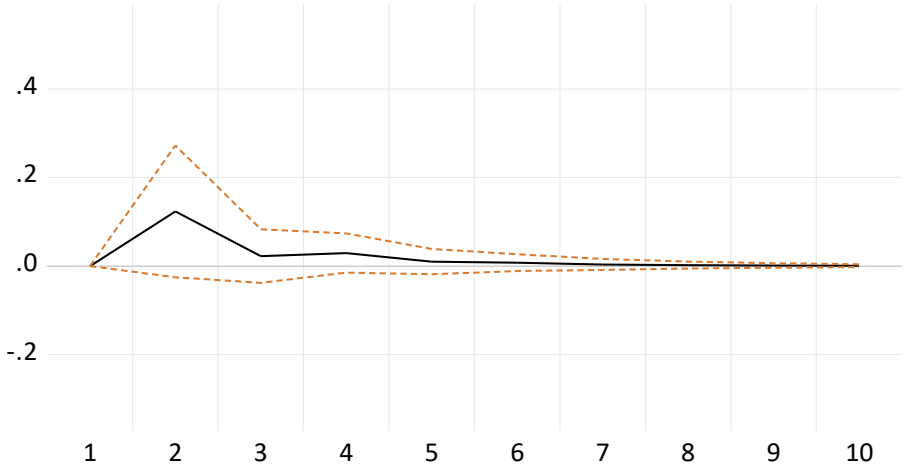
VAR modelinden elde edilen etki tepki fonksiyonlarını Grafik 1’de gösterilmektedir. İlk grafik nüfus artış hızının sermaye piyasalarının gelişimindeki bir standart sapmalık şoka tepkisini göstermektedir. Şok sonrasında nüfus artış hızı negatif tepki vermektedir ve bu tepki oldukça zayıftır ve ikinci dönemde itibariyle sıfıra yakınsayarak sönmektedir. İkinci grafik ise nüfus artış hızındaki bir standart sapmalık şoka sermaye piyasaları gelişiminin pozitif tepki verdiğini göstermektedir. Bu tepki zayıf ve gecikmeli ortaya çıkarken, ikinci dönemde zirveye ulaşmakta ve üçüncü dönem itibariyle sıfıra yaklaşmaktadır. Etki tepki fonksiyonundan elde edilen bu bulgu nüfus artış hızından sermaye piyasaları gelişimine doğru tespit edilen nedensellik ilişkisini desteklemekte fakat bu ilişkinin çok güçlü olmadığı şeklinde yorumlanabilir.

Grafik 1: Etki Tepki Fonksiyonları

% Nüfus'un %(BİST-USD)'ye Tepkisi



%(BİST-USD)'nin % Nüfus'a Tepkisi



Son olarak Tablo 4'te VAR modelinden elde edilen varyans ayrıştırması sonuçları sunulmaktadır. Varyans ayrıştırması analizi bir değişkendeki dalgalanmaların ya da oynaklığın ne kadarlık kısmının diğer değişkenlerdeki şoklardan kaynaklandığı ortaya çıkarmaktadır. Tablo 4 bu ilişkiyi 10 dönem itibariyle göstermektedir. Model nüfus

artış hızındaki dalgalanmaların %96'sının değişkenin kendisindeki şoklarla ilişkili olduğunu % 3,5'lik kısmının ise sermaye piyasalarının gelişimi ile ilişkili olabileceğini ima etmektedir. Diğer yandan sermaye piyasalarının gelişimindeki dalgalanmaların %94'lük kısmı değişkenin kendisinden kaynaklı şoklar tarafından açıklanırken yalnızca %5-6'lık kısmı nüfus artış hızındaki şoklar tarafından açıklanmaktadır. Bu ilişki 10 dönem boyun oldukça istikrarlı olmasına rağmen bu bulgular iki değişken arasındaki ilişkinin çok güçlü olmadığını açığa çıkarmaktadır.

Bulguları bir bütün olarak değerlendirdiğimizde nedensellik analizinden elde edilen sonuçlar nüfusun büyüme hızının sermaye piyasalarının gelişimine neden olduğu yönünde kanıtlar sunmaktadır. Ancak etki tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması analizlerinin sonuçları ise nüfus büyüme hızı ile sermaye piyasalarının gelişimi arasında bir ilişki olsa bile bu ilişkinin çok güçlü olmadığı ima etmektedir.

Tablo 4: Varyans Ayrıştırması Sonuçları

% (BİST-USD)'nin Varyans Ayrıştırması				% Nüfus'un Varyans Ayrıştırması		
Dönem	Std. Hata	% (BİST-USD)	% Nüfus	Std. Hata	% (BİST-USD)	% Nüfus
1	0.470245	100.0000	0.000000	0.002569	4.200917	95.79908
2	0.523207	94.44662	5.553378	0.002909	3.604290	96.39571
3	0.527204	94.34862	5.651383	0.003010	3.576571	96.42343
4	0.528781	94.07562	5.924385	0.003039	3.546331	96.45367
5	0.528924	94.04355	5.956451	0.003048	3.541709	96.45829
6	0.529000	94.02357	5.976426	0.003051	3.539392	96.46061
7	0.529012	94.01959	5.980414	0.003052	3.538871	96.46113
8	0.529017	94.01794	5.982057	0.003052	3.538674	96.46133
9	0.529018	94.01753	5.982470	0.003052	3.538621	96.46138
10	0.529019	94.01739	5.982614	0.003052	3.538604	96.46140

5. Sonuç

Bu çalışmada Türkiye’de nüfus artış hızı ile Borsa İstanbul şirketlerinin dolar bazında büyüme oranları arasındaki uzun dönemli ilişki 1991-2022 dönemi için incelenmiştir. VAR modeline dayanan nedensellik, etki tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması analizlerden elde edilen bulgular nüfus artışı ve sermaye piyasaları gelişimi arasında bir ilişki olabileceğini ortaya çıkarmaktadır. Nedensellik testinin bulguları nüfus artış hızından sermaye piyasaları gelişimine doğru tek yönlü bir nedensellik olduğunu desteklerken etki tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması analizlerini sonuçları bu ilişkinin güçlü olmadığını ima etmektedir. Sermaye piyasalarının gelişimindeki dalgalanmaların çok küçük bir kısmı nüfus şoklarından kaynaklanmakta ve geçici niteliktedir. Bu bulgular Türkiye sermaye piyasalarının nüfus artış hızından etkilendiği ortaya çıkarsa bile bu etkinin sınırlı ve dolaylı olduğunu özellikle vurgulamaktadır. Bu zayıf bulgulardan hareketle ilgili dönemde yaşanan %25’lik ortalama sermaye piyasası gelişiminin, ekonomik büyüme, genellikle sıkı olmayan para politikası ya da teknolojinin sebep olduğu sermaye piyasalarına erişim kolaylığı gibi daha temel dışsal faktörler tarafından yönlendirildiğini düşünmek daha makuldür.

Çalışma nüfus ve sermaye piyasaları arasındaki ilişkiyi oldukça basit bir şekilde sorgulamakta fakat Türkiye için bu sorgulamaya ilk defa kalkışan çalışmalardan biri olması bakımından önemlidir. Bu ilişkinin daha net anlaşılabilmesi için daha detaylı analizlere ihtiyaç duyulmaktadır. Özellikle nüfusun yaş grupları bağlamındaki etkilerinin ayrıştırılması, genç nüfus ve yaşlı nüfus gibi farklı grupların farklı sermaye piyasaları ve araçları üzerindeki etkilerini ortaya çıkararak daha belirgin bulgular elde edilmesine olanak tanıyabilir. Gelecek çalışmalar nüfusun yapısındaki değişimlerin yanı sıra sosyal güvenlik ve emeklilik sistemleri, sağlık politikaları ya da işgücü piyasaları gibi demografik değişimlerin

etkisinin hissedileceđi faktörleri de hesaba katarak arařtırmalarını yönlendirebilirler.

Kaynakça

Addoum, J. M. (2017). Household portfolio choice and retirement. *Review of Economics and Statistics*, 99(5), 870-883.

Ang, A., & Maddaloni, A. (2005). Do Demographic Changes Affect Risk Premiums? Evidence from International Data. *The Journal of Business*, 78(1), 341-380.

Arnott, R. D., & Chaves, D. B. (2012). Demographic changes, financial markets, and the economy. *Financial Analysts Journal*, 68(1), 23-46.

Bae, Y. (2010). Stock prices and demographic structure: A cointegration approach. *Economics letters*, 107(3), 341-344.

Păunică, M., Manole, A., Motofei, C., & Tănase, G. L. (2021). Final Consumption and Foreign Trade for Romania and European Union—A Granger causality-based analysis. In *Proceedings of the International Conference on Business Excellence* (Vol. 15, No. 1, pp. 838-848).

Bakshi, G. S., & Chen, Z. (1994). Baby boom, population aging, and capital markets. *Journal of business*, 165-202.

Brunetti, M., & Torricelli, C. (2010a). Demographics and asset returns: does the dynamics of population ageing matter?. *Annals of Finance*, 6, 193-219.

Brunetti, M., & Torricelli, C. (2010b). Population age structure and household portfolio choices in Italy. *The European Journal of Finance*, 16(6), 481-502.

Butler, A. W., & Yi, H. (2022). Aging and public financing costs: Evidence from US municipal bond markets. *Journal of Public Economics*, 211, 104665.

Davis, E. P., & Li, C. (2003). Demographics And Financial Asset Prices In The Major Industrial Economies (No. 03-07).

Economics and Finance Section, School of Social Sciences, Brunel University.

Erb, C. B., Harvey, C. R., & Viskanta, T. E. (1997). Demographics and international investments. *Financial Analysts Journal*, 53(4), 14-28.

Favero, C. A., Gozluklu, A. E., & Yang, H. (2016). Demographics and the behavior of interest rates. *IMF Economic Review*, 64, 732-776.

Goyal, A. (2004). Demographics, stock market flows, and stock returns. *Journal of Financial and Quantitative analysis*, 39(1), 115-142.

Hettihewa, S., Saha, S., & Zhang, H. (2018). Does an aging population influence stock markets? Evidence from New Zealand. *Economic modelling*, 75, 142-158.

Jamal, A. M. M., & Quayes, S. (2004). Demographic structure and stock prices. *Economics Letters*, 84(2), 211-215.

Korniotis, G. M., & Kumar, A. (2011). Do older investors make better investment decisions?. *The review of economics and statistics*, 93(1), 244-265.

Li, G., Elahi, E., & Wang, X. (2023). Population age structure, asset price, and financial stability. *Managerial and Decision Economics*, 44(4), 2041-2056.

Liu, Z., Spiegel, M. M., & Wang, B. (2014). Global aging: more headwinds for US stocks?. *FRBSF Economic Letter*, 2014, 38.

Poterba, J. M. (2001). Demographic structure and asset returns. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 565-584.

Singh, B. (2019). Demographic transition and asset prices: Evidence from developing countries. *International finance*, 22(1), 53-69.

BÖLÜM 5

TÜRKİYE'DE EVCİL HAYVAN SİGORTACILIĞINA YÖNELİK TOPLUMSAL BİLİNÇ: ANKET VERİLERİNE DAYALI BİR DEĞERLENDİRME*

Hami Göksan KUYRUKÇU¹
Ufuk ALKAN²

Giriş

Son yıllarda Avrupa, Amerika ve Türkiye’de evcil hayvan sigortasına olan talep artmaktadır. Covid-19 pandemisi ile evcil hayvan sahipleri, hayvanlarının sağlıklarını koruma ve olası riskleri minimize etme amacıyla sigorta yaptırmaya yönelmiştir. Türkiye’de nispeten yeni bir sigorta ürünü olan evcil hayvan sigortası, sigorta pazarında büyüme potansiyeli göstermektedir. Bu gelişmeler, sigorta

* Bu çalışma, Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü’nde Hami Göksan KUYRUKÇU tarafından 28/01/2025 tarihinde savunulan ve kabul edilen yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

¹ Öğrenci, Marmara Üniversitesi, Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü, Sigortacılık Anabilim Dalı, turk.goksan@gmail.com, Orcid: 0009-0001-2794-2511

² Doç.Dr., Marmara Üniversitesi, Finansal Bilimler Fakültesi, Bankacılık Bölümü, ualkan@marmara.edu.tr, Orcid: 000-0002-0586-8146

şirketlerinin sunduğu hizmetlerin ve evcil hayvan sahiplerinin davranışlarının incelenmesi gerekliliğini ortaya koymaktadır.

Evcil hayvan sigortası, hayvanların sağlık durumlarını, veterinerlik hizmetlerini ve üçüncü şahıslara verilebilecek zararlar gibi çeşitli riskleri kapsayan bir sigorta türüdür. İlk olarak 1890'da İsveç'te çiftlik hayvanları için uygulanmaya başlanmış, II. Dünya Savaşı sonrası gelişerek evcil hayvanları da kapsayacak şekilde genişlemiştir. ABD'de ise 1980'lerde Veterinary Pet Insurance (VPI) tarafından uygulanmaya başlanmıştır. Türkiye'de ise 2010'lu yıllarda bazı sigorta şirketleri tarafından sunulmuş, ancak bilinç eksikliği, yetersiz tanıtım ve sınırlı ürün çeşitliliği nedeniyle pazar payı düşük kalmıştır.

Bu çalışma, Türkiye'de evcil hayvan sigortasına yönelik tutum ve davranışları incelemektedir. Araştırmada, evcil hayvan sahiplerinin sigorta poliçelerinin hususları, sigorta ürünlerinin sağladığı faydalar ve sigorta şirketlerinden beklentileri analiz edilmiştir. Çalışmanın ilk bölümünde sigortacılığa ilişkin kavramsal çerçeve incelenmiştir. İkinci bölümde, evcil hayvan sigortasının hukuki ve teorik çerçevesi, Türkiye ve dünyadaki gelişimi ele alınmış, sigorta şirketlerinin sunduğu teminatlar, poliçe şartları ve uygulama esasları değerlendirilmiştir. Üçüncü bölümde, ilk olarak literatür çalışması gerçekleştirilmiş ve daha sonra evcil hayvan sahiplerine yönelik yapılan anket çalışması sunulmuş, katılımcıların sosyodemografik özellikleri ve sigorta tercihlerine ilişkin veriler yüzdesel analiz yöntemiyle değerlendirilmiştir.

Elde edilen bulgular, evcil hayvan sigortasına yönelik farkındalığın artırılması gerektiğini göstermektedir. Sigorta şirketlerinin, evcil hayvan sahiplerinin taleplerini doğru analiz ederek daha kapsamlı ürünler geliştirmesi ve pazarlama stratejilerini iyileştirmesi önem arz etmektedir. Çalışma kapsamında belirlenen temel hedefler arasında evcil hayvan sahiplerinin sigorta yaklaşımlarını anlamak, satın alma kararlarını etkileyen unsurları

belirlemek ve sigorta şirketlerine ürün çeşitliliği konusunda öneriler sunmak yer almaktadır. Ayrıca, evcil hayvan sigortasının sigorta pazarındaki payını artırmak amacıyla sigorta şirketleri ve düzenleyici kurumlara yönelik politika önerileri geliştirilmiştir.

Sonuç olarak, bu çalışma evcil hayvan sigortasına yönelik tüketici davranışlarını anlamaya katkı sağlamakta ve sigorta şirketlerinin bu alandaki stratejilerini şekillendirmelerine rehberlik etmektedir. Sigorta sektöründe yapılacak ileri akademik çalışmaların, evcil hayvan sigortasının kapsamının genişletilmesine ve sektör payının artırılmasına katkı sağlayacağı değerlendirilmektedir.

Sigortacılığa İlişkin Kavramsal Çerçeve

Sigorta, bireylerin ve kurumların karşılaşılabilecekleri riskleri minimize etmeye yönelik ekonomik ve hukuki bir sistemdir. Eeckhoudt ve Gollier (1995) sigortayı, tarafların risklere karşı kendilerini koruma amacıyla oluşturduğu bir mekanizma olarak tanımlamaktadır. Outreville (1998) ise sigortayı, belirli bir prim karşılığında finansal kayıpların transfer edilmesini sağlayan bir sözleşme olarak ifade etmektedir. Schlesinger (2013), sigortanın bireysel risklerin geniş katılımcı havuzlarında paylaştırıldığını vurgulamaktadır.

Sigorta, ekonomik ve sosyal fonksiyonları nedeniyle hem bireylerin hem de toplumun refahına katkı sağlar. Finansal olarak, beklenmedik zararların telafisini sağlarken, hukuki olarak taraflar arasında yasal yükümlülükleri belirleyen sözleşmelere dayanır. 6762 sayılı Türk Ticaret Kanunu'na göre sigorta, sigortalının belirli bir prim ödeyerek ekonomik kayıplarına karşı koruma sağlayan bir akittir.

Sigorta uygulamalarının kökenleri, Babil, Hint, Fenike ve Roma uygarlıklarına kadar uzanmaktadır (Trennerry, 2010: 5). Modern sigortacılık, 1347 yılında Cenova'da ilk sigorta poliçesinin

düzenlenmesiyle başlamış; 17. yüzyılda Londra'daki yangın felaketi ve 1688'de Lloyd's'un kurulmasıyla büyük bir gelişme kaydetmiştir (Dickson, 1960: 4).

Türkiye'de sigortacılık 19. yüzyılda yabancı sigorta şirketlerinin faaliyetleriyle başlamış ve 1872'de ilk sigorta şirketleri kurulmuştur. Cumhuriyet döneminde sigortacılık yasal bir çerçeveye oturtulmuş, 1987'de Sigorta Denetleme Kurulu ve 1994'te Sigorta Murakabe Kanunu ile daha sistematik hale getirilmiştir. 2000'li yıllarda sektör, Avrupa Birliği mevzuatlarına uyum sağlayarak büyük bir dönüşüm geçirmiş, 2010'dan sonra büyüyen bir pazar haline gelmiştir (Tekin, 2018).

Sigorta, maddi kayıpları önleyerek ekonomik istikrar sağlar ve haksız kazançlara karşı durur. Matematiksel ve istatistiksel hesaplamalara dayalı güvenilir bir risk yönetimi sunar. Türkiye'de sigorta mevzuatında genel kabul gören altı temel prensip bulunmaktadır.

1. **Azami İyi Niyet Prensibi:** Sigortalı ve sigortacının, poliçenin yürürlükte olduğu süre boyunca tam ve doğru bilgi verme yükümlülükleri vardır. Yanlış veya eksik beyan, poliçenin iptaline yol açabilir (Rejda, 2004: 181-183).
2. **Sigortalanabilir Menfaat Prensibi:** Sigorta, sigortalının maddi zarar görebileceği meşru bir menfaat üzerine kurulu olmalıdır (Milli Reasürans, 2004: 148).
3. **Yakın Neden İlkesi:** Sigorta kapsamındaki bir zararda, zarara en yakın neden sigortalanmış risklerden biri olmalıdır (Milli Reasürans, 2004: 226).
4. **Tazminat İlkesi:** Sigorta, sigortalıyı zarardan önceki finansal durumuna getirmelidir; kazanca dönüşmemelidir (Çipil, 2008: 59).

5. **Halefiyet Prensibi:** Sigorta řirketi, tazminat ödemesi yaptığı sigortalının zararına sebep olan kiřiye rücu edebilir (Milli Reasürans, 2004: 266).
6. **Hasara Katılım Prensibi:** Aynı risk birden fazla sigorta řirketi tarafından sigortalanmıřsa, tazminat belirlenen oranlarda paylařtırılır (Nomer & Yunak, 2000: 78).

Sigorta sektörü, ekonomik istikrarı destekleyen bir fonksiyona sahiptir. Sigorta primlerinden elde edilen fonlar, yatırımlara yönlendirilerek sermaye piyasalarının gelişmesine katkı sağlar. Gelişmekte olan ülkelerde sigortacılık, tasarruf oranlarını artırır ve büyük yatırımların finansmanında kritik bir rol oynar.

Sigortalar, sosyal ve özel sigortalar olarak ikiye ayrılır. Sosyal sigortalar, devlet tarafından yürütölürken, özel sigortalar bireysel veya kurumsal taleplere göre yapılır (Nomer & Yunak, 2000: 22). Özel sigortalar genel olarak ařağıdaki řekilde sınıflandırılabilir:

- **Can Sigortaları:** Hayat sigortası, sağık sigortası, ferdi kaza sigortası,
- **Mal Sigortaları:** Yangın, konut, nakliyat, tarım, kasko ve zorunlu trafik sigortası,
- **Sorumluluk Sigortaları:** Hukuksal koruma, kredi sigortası
- **Mühendislik Sigortaları:** Elektronik cihaz, inřaat, makine kırılması sigortaları vb.

řeklinde sınıflandırılabilir. Bununla birlikte daha birřok alt sigorta dalı bulunmaktadır.

Çalışmanın konusunu oluřturan evcil hayvan sigortası sağık sigortaları kategorisine girer. Özellikle sorumluluk sigortaları ve sağık sigortaları ile bağılantılıdır. Evcil hayvan sigortası iki ana kapsamda değıerlendirilir:

1. **Sağlık Sigortası:** Evcil hayvanların hastalık, kaza veya acil tıbbi müdahaleler gibi durumlarda veteriner masraflarını karşılayan bir sigorta türüdür.
2. **Sorumluluk Sigortası:** Evcil hayvanın üçüncü şahıslara veya başka hayvanlara zarar vermesi durumunda sigorta sahibi adına maddi ve hukuki sorumlulukları karşılayan bir poliçedir.

Genel anlamda evcil hayvan sigortası, hayat sigortalarından farklıdır; çünkü sigortalı olan canlı insan değil, bir hayvandır. Ancak, sağlık sigortalarına benzer şekilde evcil hayvanların tedavi giderlerini karşılamaktadır. Çalışmanın bundan sonraki bölümünde Türkiye’de evcil hayvan sigortacılığı irdelenecektir.

Evcil Hayvan Sigortası: Tanım, Kapsam ve Uygulama

Evcil hayvan sigortası, evcil hayvan sahiplerinin hayvanlarının sağlık giderlerini karşılamak amacıyla sigorta şirketleri ile yaptığı sözleşmelerdir (Williams & ark., 2020: 1-2). Bu sigorta türü, kaza, hastalık ve bazı durumlarda üçüncü şahıslara verilen zararları kapsayabilir. Evcil hayvan sigortası, evcil hayvan sahiplerine finansal güvence sağlarken, aynı zamanda evcil hayvanlarının düzenli veteriner kontrollerine erişimini kolaylaştırarak sağlıklarını koruma altına almaktadır.

İlk evcil hayvan sigortası poliçesi, 1890 yılında İsveç’te atlar için düzenlenmiştir. 1924 yılında köpekler için de sigorta hizmeti sunulmaya başlanmıştır. İngiltere’de 1947 yılında Lloyd’s of London, köpekler için sigorta hizmeti sunarak sektörde önemli bir adım atmıştır. 1982 yılında ünlü televizyon köpeği Lassie için Amerika Birleşik Devletleri’nde ilk evcil hayvan sigortası yapılmış, bu süreçten sonra Kuzey Amerika’da sigorta sektörü hızla gelişmiştir (Williams, 2018).

Türkiye’de ise evcil hayvan sigortası ilk kez 2015 yılında Ak Sigorta tarafından “Pati Sağlık Sigortası” adıyla sunulmuştur. Günümüzde Türkiye’de 7 sigorta şirketi bu alanda hizmet vermektedir. Ak Sigorta dışında bunlar: Anadolu Sigorta Şirketi tarafından "Patim Güvende" adlı evcil hayvan sigortası, Türkiye Sigorta Şirketi'ne ait "Sempatı Evcil Hayvan Sigortası", Zürih Sigorta Şirketi'ne ait "Neşeli Patiler Sigortası", Magdeburger Sigorta Şirketi'ne ait "Can Dostum Sigortası", Allianz Sigorta Şirketi'ne ait "Sevimli Dostum Sigortası" ve Axa Sigorta Şirketi'ne ait "Evcil Hayvan Sigortası" adlı ürünler hizmete sunulmuştur. Sigorta sektöründeki bu gelişim, hayvan sahiplerinin bilinçlenmesi ve evcil hayvan sağlık harcamalarının artmasıyla doğrudan ilişkilidir.

Türkiye’de evcil hayvan sigortası genellikle kedi ve köpekler için düzenlenirken, bazı ülkelerde kuşlar, sürüngenler ve diğer egzotik hayvanlar da kapsam altına alınabilmektedir. Bununla birlikte, Türkiye’de 5199 sayılı Hayvanları Koruma Kanunu’nun 14. maddesi gereği tehlikeli olarak sınıflandırılan belirli ırklar sigorta kapsamı dışında tutulmaktadır. Bu kapsam dışında kalan türler, genellikle saldırganlık potansiyeli yüksek olarak değerlendirilmekte ve halk sağlığı açısından riskli olarak görülmektedir.

Sigorta şirketleri, evcil hayvan sahipleri ile yaptıkları sözleşmelerde, evcil hayvanın türüne, yaşına, sağlık durumuna ve sigortalının prim ödeme kapasitesine göre farklı poliçeler sunmaktadır. Sigortalı hayvanların sağlık hizmetlerine erişimini kolaylaştıran bu poliçeler, beklenmedik masrafların önüne geçerek evcil hayvan sahiplerinin ekonomik yükünü hafifletmektedir.

Evcil hayvan sigortaları genellikle üç temel teminat türü içermektedir:

1. **Sağlık Teminatı:** Evcil hayvanın hastalanması durumunda sağlık giderlerini karşılar. Poliçenin kapsamına bağlı olarak teşhis, tetkik ve tedavi masrafları değişiklik gösterebilir.

Rutin kontroller, aşı uygulamaları ve belirli kronik hastalıklar genellikle poliçeye dahil edilmektedir. Ancak, bazı sigorta şirketleri, genetik yatkınlığı olan hastalıkları veya önceden var olan rahatsızlıkları kapsam dışında bırakabilmektedir.

2. **Kaza Teminatı:** Kaçırılma, yüksekten düşme, trafik kazası, ölüm gibi beklenmedik durumları kapsar. Kaza sonrası cerrahi müdahale, fizik tedavi ve rehabilitasyon gibi hizmetler de bu kapsamda değerlendirilmektedir.
3. **Sosyal Sorumluluk Teminatı:** Sosyal sorumluluk teminatı, sigortalı evcil hayvandan kaynaklanan hasarların karşılanmasını kapsar. Sosyal sorumluluk teminatları; ikiye ayrılır. Birincisi, üçüncü şahıslara verilen zararlar: Sigortalı evcil hayvanın üçüncü şahıslara verdiği zararların karşılanması. İkincisi, mülke veya üçüncü şahıslara ait taşınır bir mala verilen zararlar: Sigortalı evcil hayvanın bir mülke veya üçüncü şahıslara ait bir mala vermiş olduğu zararların karşılanması şeklindedir.

Sigorta poliçelerinde ayrıca ek teminatlar da sunulabilmektedir. Örneğin, bazı sigorta şirketleri evcil hayvanın kaybolması veya çalınması durumunda belirli bir tazminat ödeyebilmekte ya da üçüncü şahıslara verilen zararları karşılamaktadır.

Evcil hayvan sigorta poliçeleri, genellikle bir yıl geçerlidir ve Türkiye'deki sigorta şirketleri bir poliçeye birden fazla evcil hayvan eklenmesine izin vermemektedir. Sigortalı evcil hayvanların mikroçip ile kayıtlı olması zorunludur. Bu kayıt sistemi, sigortalı hayvanların kimliklerinin net bir şekilde belirlenmesini sağlamak ve sigorta sürecinin daha güvenli bir şekilde yürütülmesine katkıda bulunmaktadır.

Ayrıca, poliçeler kapsamında ödenen masraflar belirli limitlerle sınırlıdır ve bu limitler sigorta poliçesine göre değişkenlik

gösterebilir. Örneğin, bazı sigorta şirketleri hastalık veya kaza başına belirli bir ödeme limiti koyarken, bazıları yıllık toplam bir üst limit belirlemektedir. Poliçe sahipleri, prim tutarlarını göz önünde bulundurarak kendilerine en uygun teminat seçeneğini tercih edebilmektedir.

Evcil hayvan sigortası, evcil hayvan sahiplerine finansal güvence sağlamanın yanı sıra hayvanların daha iyi sağlık hizmetlerine erişimini de mümkün kılar. Bununla birlikte, sigorta poliçelerinin kapsamı ve koşulları sigorta şirketine göre değişiklik göstermektedir.

Avantajlar:

- Ani hastalık ve kazalar sonucu oluşabilecek yüksek veteriner masraflarını karşılar.
- Evcil hayvan sahiplerinin düzenli veteriner kontrolü yaptırmasını teşvik eder.
- Bazı poliçeler üçüncü şahıslara karşı doğabilecek hukuki sorumlulukları da kapsayabilir.
- Kayıp veya çalıntı evcil hayvanlar için belirli tazminat ödemeleri sunabilir.

Kısıtlamalar:

- Sigorta şirketlerince sunulan tüm evcil hayvan poliçelerinde sadece kedi veya köpek türünü kapsayan bir sınırlama bulunmaktadır.
- Mikroçip Zorunluluğu: 5199 Sayılı Hayvanları Koruma Kanunu'na göre, sigorta şirketlerince sigortalanacak evcil hayvanların mikroçip ile kayıtlı olması şartı aranmaktadır.
- Poliçeler belirli yaş aralıklarındaki hayvanları kapsamaktadır. Örneğin, bazı sigorta şirketleri evcil hayvan sigortasını üç aylık (12 haftalık) evcil hayvanlar için

düzenlerken, bazı sigorta şirketleri de 6 ay ve daha büyük yaştaki evcil hayvanlar için sigorta poliçesi düzenleyebilmektedir.

- Kronik hastalıklar, kalıtsal rahatsızlıklar veya bazı veteriner hizmetleri (örn. rutin kontroller) teminat dışında bırakılabilir.
- Tehlikeli olarak sınıflandırılan bazı köpek ırkları sigorta kapsamına alınmamaktadır.
- Poliçeler genellikle belirli bir yıllık limit ile sınırlıdır ve bu limit aşıldığında ek ödeme yapılması gerekmektedir.

Evcil hayvan sigortası, hayvan sahiplerine ekonomik güvence sağlayarak veteriner masraflarını hafifletmekte ve hayvan sağlığını koruma altına almaktadır. Türkiye’de giderek yaygınlaşan bu sigorta türü, uluslararası uygulamalarla paralel şekilde gelişmekte ve farklı poliçe seçenekleriyle hayvan sahiplerine esneklik sunmaktadır. Sigortalı hayvan sahiplerinin poliçe şartlarını dikkatle incelemeleri, sigorta kapsamalarını karşılaştırmaları ve prim ödemelerini düzenli yapmaları önerilmektedir.

Literatür Taraması

Evcil hayvan sigortası, son yıllarda hem dünya genelinde hem de Türkiye’de hızla büyüyen bir sigortacılık ürünü haline gelmiştir. Literatür incelemeleri, dünya çapında bu alana ilişkin geniş bir akademik ve sektörel kaynak bulunmadığını ortaya koymaktadır. Özellikle, Türkiye’de evcil hayvan sigortasının görece yeni bir sigorta ürünü olması nedeniyle, bu alanda yapılmış herhangi bir akademik çalışmaya rastlanmamıştır. Türkiye’de yapılan araştırmaların büyük ölçüde belirli sigorta şirketlerinin sunduğu evcil hayvan sigorta poliçeleri ile sınırlı olduğu, evcil hayvan sahiplerinin sigorta ürününe yönelik tutum ve davranışlarını ele alan çalışmaların ise oldukça kısıtlı olduğu tespit edilmiştir.

Foster (1993), evcil hayvan sigortasını mülk sigortasının bir alt kategorisi olarak ele almış ve bu sigorta türünün prim hesaplama yöntemleri üzerine değerlendirmelerde bulunmuştur. Çalışmasında, sigorta şirketlerinin veteriner hizmetlerini analiz ederek, insanlara yönelik sağlık sigortası ile benzerliklerini incelemiş ve evcil hayvan sahiplerinin bu sigorta türüne yönelik görüşlerini araştırmıştır.

Abrahams ve ark. (2009) ise, evcil hayvan sigortasının pazarlanmasına yönelik sigorta şirketleri için stratejik modeller geliştirmiştir. Çalışmalarında, yeni kurulan PetPlan USA adlı sigorta şirketinin pazarlama stratejilerini analiz etmiş ve evcil hayvan sahiplerini merkeze alan karar destek modelleri oluşturmuştur.

Kenney (2009), veteriner hekim kimliğiyle evcil hayvan sigortasının önemini vurgulayarak, evcil hayvan sahiplerinin sigorta poliçesi satın alırken dikkat etmeleri gereken hususlara dair açıklamalar sunmuştur.

Williams ve ark. (2020) ise, evcil hayvan sağlık sigortasının köpek sahiplerinin veterinerlik harcamaları üzerindeki etkisini incelemiştir. Bu kapsamda, köpek sahipleri üzerinde yapılan anketler analiz edilmiş ve sağlık sigortasına sahip olanların, olmayanlara kıyasla veteriner hizmetlerine daha fazla harcama yaptığı tespit edilmiştir. Ayrıca, evcil hayvan sahiplerinin gelir düzeyleri, sahip oldukları hayvanların yaşı ve hayvanlarıyla kurdukları duygusal bağın harcama davranışlarına etkisi de değerlendirilmiştir.

Becker ve ark. (2022) ise, evcil hayvan sağlık sigortasının köpekler ve kediler açısından sınırlarını analiz etmiş ve bu sigorta türünün veteriner hekimler ile evcil hayvan sahipleri için potansiyel bir çözüm olup olmadığını değerlendirmiştir. Çalışmalarında, evcil hayvan sağlık sigortasının işleyişine dair bir model oluşturarak çeşitli analizler gerçekleştirmişlerdir.

Dünyada ve Türkiye’de yapılan literatür taramaları, evcil hayvan sigortacılığının giderek daha önemli hale geldiğini

göstermektedir. Özellikle gelişmiş ülkelerde, bu alandaki sigorta hizmetleri, hayvan sahiplerine büyük bir güvence sunarken, Türkiye’de bu sektör hala gelişim aşamasındadır. Sigorta şirketleri, sağlık ve kaza sigortası kapsamında evcil hayvanlara yönelik poliçeler sunmakta olup, sosyal farkındalığın arttığı, ancak yasal düzenlemelerin sınırlı olduğu gözlemlenmektedir. Türkiye’de, hayvan sigortası ürünlerine olan talebin, şehirleşme, gelir düzeyi ve bilinçlenme oranı ile paralel olarak artması beklenmektedir. Bununla birlikte, sektördeki yasal boşlukların doldurulması ve sigorta şirketlerinin daha geniş kitlelere hitap edebilmesi için stratejik yatırımların yapılması önem taşımaktadır.

Uygulama Bölümü

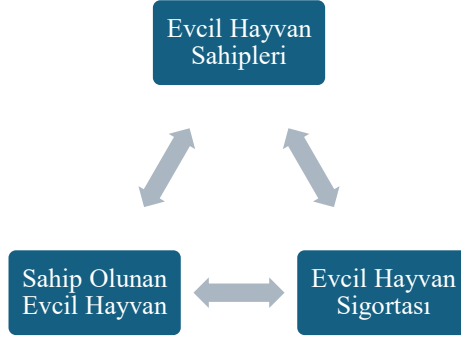
Araştırmanın Amacı ve Yöntemi

Yapılan çalışma, Türkiye’de evcil hayvan sigortasına yönelik olarak, evcil hayvan sahiplerinin tutum, davranış ve beklentilerinin analiz edilmesi amacıyla 236 evcil hayvan sahibine yapılan anket sonuçlarına dayanmaktadır. Ek 1’de ankete ilişkin bilgilere yer verilmiştir.

Araştırmanın Modeli

Araştırmada anket içerisinde kullanılan ölçeğin evcil hayvan sahipleri üzerinde uygulanması ve elde edilen verilerin değerlendirilmesinde yüzdesel analiz kullanılmıştır. Buna göre birinci kısımda evcil hayvan sahiplerinin bilgilerini içeren sosyodemografik bilgi formu, ikinci kısımda evcil hayvanlarına ait bilgiler ve üçüncü kısımda ise evcil hayvan sahiplerine yönelik olarak 20 soru içeren, evcil hayvan sigortası ile alakalı ve Likert ölçeği esasları ile oluşturulmuş bir anket kullanılmıştır.

Şekil 1. Araştırmanın Modeli



Kaynak: Tarafımızdan oluşturulmuştur.

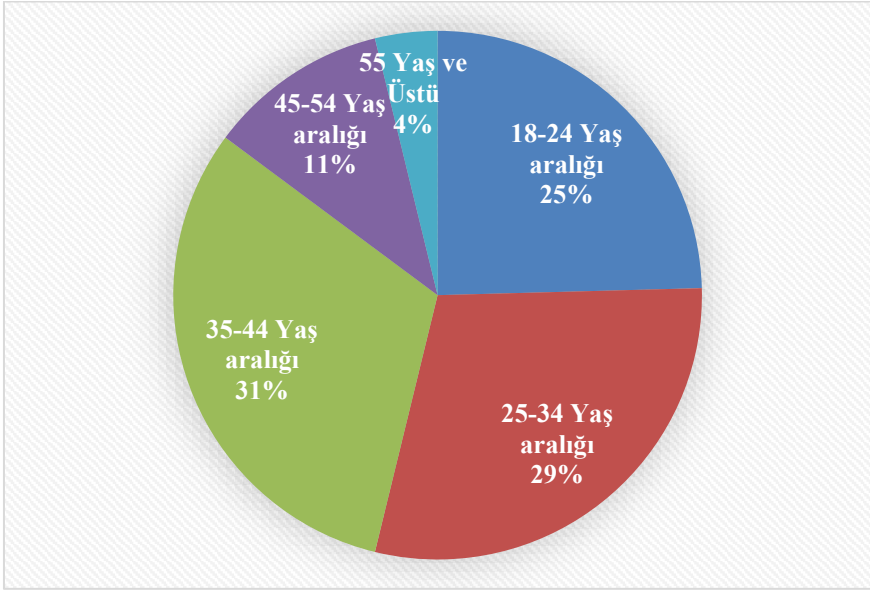
Örneklem ve Demografik Özellikler

236 evcil hayvan sahibi örneklem üzerinde yapılan ankette, 5'li Likert ölçeği kullanılarak 20 soru yöneltilmiş ve demografik özellikler ile evcil hayvanlara ait bilgiler toplanmıştır. Toplanan veriler, yaş, cinsiyet, gelir durumu ve sahip olunan evcil hayvan türü kriterlerine göre yüzdesel analiz kullanılarak değerlendirilmiştir.

Yaş Dağılımı:

Araştırmaya katılan bireylerin yaş dağılımı incelendiğinde, katılımcıların %24,58'ini 18-24 yaş aralığında bulunan 58 kişi oluşturmaktadır. Bunu %29,24 ile 25-34 yaş grubundaki 69 kişi takip etmektedir. Katılımcıların en yoğun olduğu yaş aralığı ise %31,36 oranıyla 35-44 yaş grubudur ve bu grupta 74 kişi yer almaktadır. Öte yandan, 45-54 yaş aralığında bulunan 26 kişi toplam katılımcıların %11,02'sini oluştururken, 55 yaş ve üzerindeki bireylerin sayısı 9 olup, bu grup %3,81'lik bir oranla temsil edilmektedir. Bu veriler, katılımcıların büyük çoğunluğunun 18 ila 44 yaş arasındaki bireylerden oluştuğunu göstermektedir.

Grafik 1. Yaş Aralıklarına Göre Katılım Payları

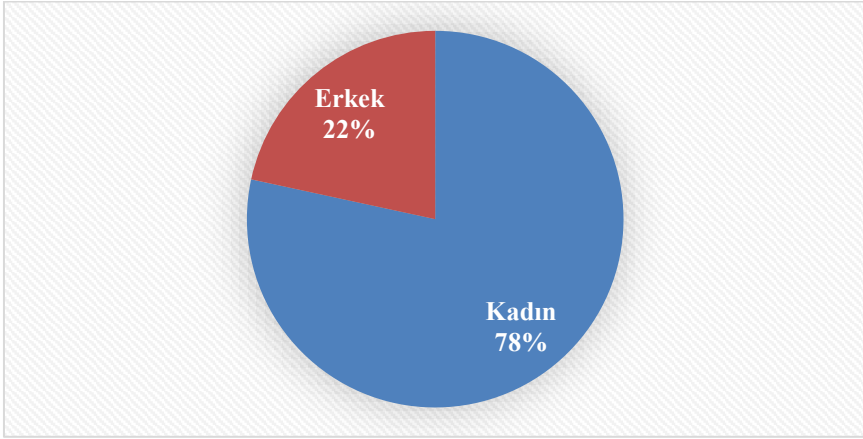


Kaynak: Tarafımızdan oluşturulmuştur.

Cinsiyet Dağılımı:

Araştırmaya katılanların cinsiyet dağılımı incelendiğinde, katılımcıların büyük çoğunluğunu kadınlar oluşturmaktadır. Toplamda 185 kadın katılımcı ile kadınlar %78,39'luk bir oranı temsil etmektedir. Erkek katılımcı sayısı ise 51 olup, bu grup toplamın %21,61'ini oluşturmaktadır. Bu durum, çalışmada kadın katılımcıların erkek katılımcılara kıyasla belirgin şekilde daha fazla temsil edildiğini göstermektedir.

Grafik 2. Cinsiyetlerine Göre Katılım

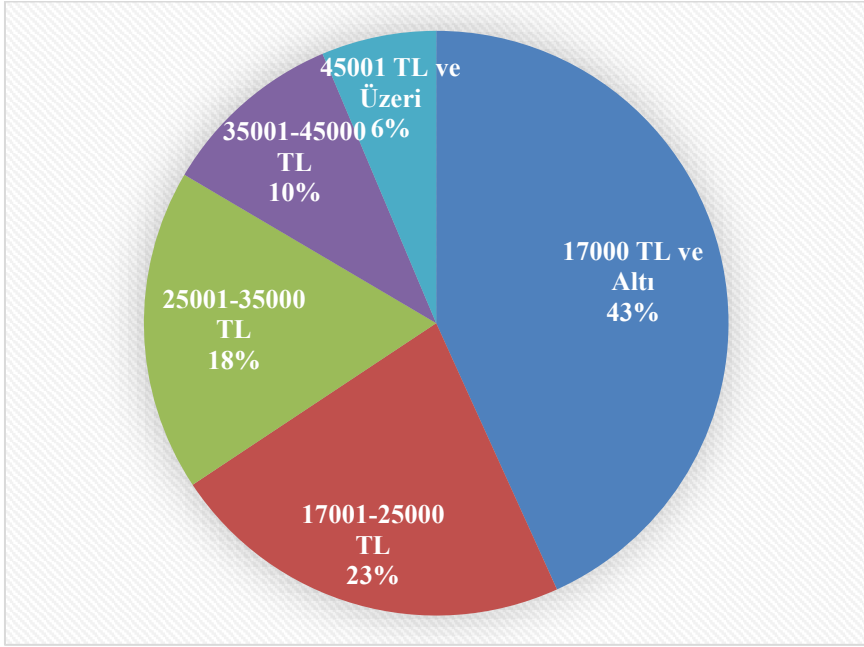


Kaynak: Tarafımızdan oluşturulmuştur.

Gelir Durumu Dağılımı:

Katılımcıların aylık gelir düzeylerine ilişkin dağılım incelendiğinde, en yüksek oran %43,22 ile 7.500 TL ile 17.000 TL arasında gelire sahip 102 kişiden oluşmaktadır. Bunu %22,46 oranıyla 17.001 TL ile 25.000 TL gelir aralığındaki 53 kişi takip etmektedir. Katılımcıların %17,80'ini ise 25.001 TL ile 35.000 TL arasında geliri olan 42 kişi oluşturmaktadır. 35.001 TL ile 45.000 TL arasında geliri bulunan katılımcı sayısı 24 olup, bu grup %10,17'lik bir oranla temsil edilmektedir. Son olarak, aylık geliri 45.001 TL ve üzerinde olan katılımcı sayısı 15'tir ve bu grup toplamın %6,36'sını oluşturmaktadır. Bu veriler, katılımcıların önemli bir kısmının orta gelir grubunda yer aldığını ortaya koymaktadır.

Grafik 3. Gelir Durumu Aralıklarına Göre Katılım Payları

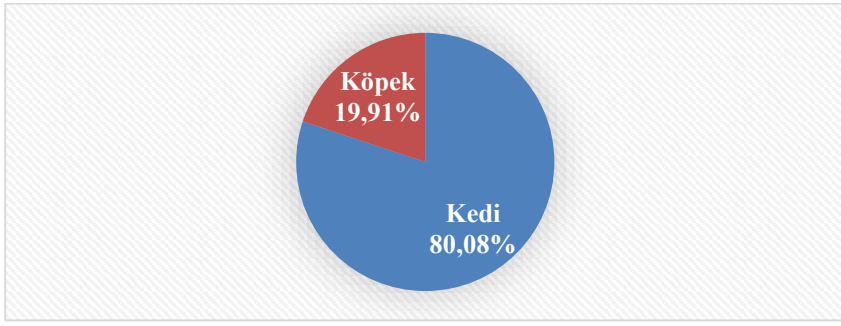


Kaynak: Tarafımızdan oluşturulmuştur.

Sahip Olunan Evcil Hayvan Türü Dağılımı:

Katılımcıların sahip oldukları evcil hayvan türlerine ilişkin veriler incelendiğinde, %80,08 gibi yüksek bir oranla 189 kişinin kedi sahibi olduğu görülmektedir. Buna karşılık, köpek sahibi olduğunu belirten katılımcı sayısı 47 olup, bu grup toplamın %19,91'ini oluşturmaktadır. Bu bulgular, çalışmaya katılan bireyler arasında kedi sahipliğinin köpek sahipliğine kıyasla oldukça yaygın olduğunu ortaya koymaktadır.

Grafik 4: Sahip Olunan Evcil Hayvan Türüne Göre Katılım Payları



Kaynak: Tarafımızdan oluşturulmuştur.

Bulgular

Yaş gruplarının ankete verdikleri cevapları mukayese ederek değerlendirme yaptığımızda, evcil hayvan sigortası hakkında dikkate değer bir bilgi eksikliğinin olduğunu gözlemleyebiliyoruz. Ayrıca, en genç yaş gruplarından en olgun yaş grubuna doğru, evcil hayvan sahiplerinin evcil hayvanları için sigorta konusunda daha istekli ve daha bilinçli bir yapı sergiledikleri de saptanmıştır. Ayrıca, ankete katılan evcil hayvan sahiplerinin aldıkları eğitim ve edindikleri yaşamsal tecrübeler neticesinde evcil hayvan sigortası konusunda farklı şekilde yaklaşımlar sergiledikleri tespit edilmiştir. Genç yaş gruplarının daha fazla tetkik ve inceleme yapmaya özen gösterdiği, daha ileri yaş gruplarında ise bu yaklaşımın yerini daha ihtiyatlı bir şekilde ve geniş kapsam arz eden sigorta ürünlerine doğru bir yaklaşımın aldığı gözlemlenmiştir.

Cinsiyet gruplarının ankete verdikleri cevapları mukayese ederek değerlendirme yaptığımızda hem kadınlar hem de erkekler açısından poliçelerin detaylı tetkik edilmesi ve bu sigorta ürününü sunan şirketlerin poliçelerinin mukayesesi önem arz etmektedir. Ayrıca, kadınların evcil hayvan sahiplerinin, erkek evcil hayvan sahiplerine göre daha araştırmacı bir eğilimde oldukları gözlemlenmiştir.

Gelir gruplarının ankete verdikleri cevapları analiz ettiğimizde, sigorta şirketlerinin sunmakta olduğu evcil hayvan sigortası hakkında bilgi konusunda yeterli bir seviyede olmadıkları, gelir durumu ile paralel olarak gelir seviyesi yükseldikçe sigorta maliyetlerinden çok sigortanın içeriği ve sunulan hizmetin kalitesinin sorgulanmasına yönelik doğru bir eğilimin olduğu saptanmıştır.

Genel olarak kedi veya köpek sahibi tüm ankete katılan kişilerin verdikleri cevapları analiz ettiğimizde, sigorta şirketlerinin sunmakta olduğu evcil hayvan sigortası hakkında bilgi konusunda iyi bir düzeyde olmadıkları, köpek sahibi evcil hayvan sahiplerinin, kedi sahibi olanlara göre evcil hayvanlarının karşılaşılabileceği risklere karşı daha yüksek bir hassasiyet gösterdikleri için evcil hayvan sigortası poliçesine sahip olma konusunda daha istekli oldukları saptanmıştır.

Sonuç

Bu çalışma, Türkiye’de evcil hayvan sigortasına yönelik bilgi eksikliği, maliyet hassasiyeti ve potansiyel talep gibi temel unsurları ortaya koymuştur. Evcil hayvan sahiplerinin çoğu sigorta hakkında yeterli bilgiye sahip değildir ve uygun prim tutarları, sigorta yaptırma kararında belirleyici rol oynamaktadır. Özellikle genç yaş gruplarının sigortaya daha olumlu yaklaştığı, bilgilendirme kanallarının ise yetersiz bulunduğu tespit edilmiştir. Bulgular, sigorta şirketlerinin ürün tanıtımı ve pazarlama stratejilerini bu doğrultuda geliştirmeleri gerektiğini göstermektedir.

Türkiye’de evcil hayvan sigortası henüz gelişim aşamasında olmakla birlikte, bilinçlendirme faaliyetleri ve ekonomik erişilebilirlik artırıldığında önemli bir büyüme potansiyeline sahiptir. Bu çalışma, konuyla ilgili ilk akademik araştırmalardan biri olarak literatüre katkı sunmaktadır. Gelecekte daha geniş örneklemelerle yapılacak çalışmalar ve sigorta şirketlerinin ürün

çeşitliliği ile kapsam geliştirme çabaları, hem sigorta pazarının büyümesine hem de evcil hayvan sigortası ürününün yaygınlaşmasına katkı sağlayacaktır.

Öneriler

Evcil Hayvan Sahiplerine Yönelik Öneriler

Evcil hayvan sigortası yaptırmayı düşünen bireylerin, süreci bilinçli bir şekilde yönetmeleri önemlidir. Bu kapsamda, sigorta şirketlerinin web siteleri, broşürleri ve müşteri hizmetleri gibi kaynaklardan bilgi edinilmelidir. Farklı poliçeler; teminat, limit, prim ve ödeme koşulları açısından karşılaştırılarak en uygun seçenek belirlenmelidir. Poliçe satın alınmadan önce kapsam, istisnalar ve bekleme süreleri dikkatle incelenmelidir. Ayrıca, anlaşmalı veteriner kliniklerinin tercih edilmesi, sigorta kapsamında doğrudan ödeme kolaylığı sağlayarak ek maliyetleri önlemeye yardımcı olacaktır.

Sigorta Şirketlerine Yönelik Öneriler

Evcil hayvan sigortasının yaygınlaştırılması için kapsamlı bilgilendirme faaliyetleri yürütülmeli; sosyal medya, basın ve görsel medya etkin kullanılmalıdır. Farklı gelir gruplarına hitap eden fiyat stratejileriyle ekonomik ve premium poliçeler sunulmalıdır. Veteriner klinikleri, pet shoplar ve hayvan dernekleriyle iş birlikleri yapılarak doğrudan erişim sağlanabilir. Dijital platformlar üzerinden poliçe satın alma, hasar bildirimi ve ödeme işlemleri kolaylaştırılmalıdır. Ayrıca, hayvan türü, yaşı ve sağlık durumuna göre özelleştirilmiş sigorta ürünleri geliştirilerek ürün çeşitliliği artırılmalıdır.

Kanun Yapıcılara Yönelik Öneriler

Evcil hayvan sigortasının yaygınlaştırılması için yasal ve kurumsal düzeyde çeşitli teşvik mekanizmaları geliştirilmelidir. Sahipsiz hayvanların sahiplenilmesi durumunda sigorta yaptıran bireylere vergi indirimi sağlanması hem sigorta talebini artırabilir

hem de sektörün gelişimine katkı sunabilir. Ayrıca, sigorta primlerinde vergi avantajları tanınarak erişilebilirlik artırılabilir. Kamu spotlarıyla toplumsal farkındalık güçlendirilmeli, veteriner fakülteleri ve barınaklarda bilgilendirici eğitimler verilmelidir. Sigorta şirketleriyle yapılacak iş birlikleri sayesinde daha geniş kesimlere ulaşılması mümkün olacaktır.

Kaynakça

Abrahams, A.S., Becker, A. B., Sabido, D., Rosskyn, D., Makriyiannis & Krasnodebski. (2009). Inducing a marketing strategy for a new pet insurance company using desision trees. *Expert Systems with Applications*, 36 (2), 1914-1921, Doi: <https://doi.org/10.1016/j.eswa.2007.12.032>

Becker, M., Volk, H. & Kunzman, P. (2022). Is pet health insurance able to improve veterinary care? Why pet health insurance for dogs and cats has limits: an ethical consideration on pet health insurance. *Animals*, 12 (13), 1728, Doi: <https://doi.org/10.3390/ani12131728>

Çipil, M. (2008). *Risk yönetimi ve sigortacılık: yeni sigorta mevzuatı ile uyumlu*. İstanbul: Nobel Akademik Yayıncılık.

Dickson, P. G. M. (1960). *The sun insurance office, 1710-1960: The history of two and half centuries of Bristish insurance*. London: Oxford University Press.

Eeckhoudt, L. & Gollier, C. (1995). *Risk: evaluation, management and sharing*. New York: Harvester Wheatsheaf.

Foster, J. (1993). Pet insurance concers. *Journal of Small Animal Practice*, 34 (12), 591-592.

Kenney, D. (2009). *Your guide to understanding pet health insurance*. PhiloSophia Publishing.

Milli Reasürans. (2004). *Açıklamalı sigorta ve reasürans terimleri sözlüğü*. İstanbul: Milli Reasürans T.A.Ş. Yayını.

Nomer, C. & Yunak, H. (2000). *Sigortanın genel prensipleri*. İstanbul: Milli Reasürans T.A.Ş. Yayını.

Outreville, J. F. (1998). Risk aversion and insurance. J. François Outreville (Ed.), *Theory and practice of insurance* içinde (s.131-146). London: Kluwer Academic Publishers.

Rejda, G. E. (2004). *Principles of risk management and insurance*. New York: Addison Wesley.

Schlesinger, H. (2013). The theory of insurance demand. Georges Dionne (Ed.), *Handbook of insurance* içinde (s. 167-184), New York: Springer.

Tekin, M. (2018). *Dünyada ve Türkiye’de sigortacılığın tarihsel gelişimi ile sigortacılık ve özel emeklilik mevzuatı*. (05/03/2025 tarihinde <https://www.alomaliye.com/2018/03/16/dunyada-ve-turkiyede-sigortacilik/?srsltid=AfmBOopjPBuDN2st7LjjR3g5y0jajjA146Eu1QMzF6ynau1M3cmzJA0p> adresinden ulaşılmıştır).

Trenerry, C. F. (2010). *The origin and early history of insurance: Including the contract of bottomry*. The Law Books Exchange Ltd.

Williams, A., Williams, B., Hansen, C.R. & Coble, K.H. (2020). *The impact of pet health insurance on dog owners’ spending for veterinary services*. MDPI Published.

Williams, C. (2018). *History lessons: pet health insurance*. (05/03/2025 tarihinde <https://www.healthypawspetinsurance.com/blog/pet-health-insurance-history> adresinden ulaşılmıştır).

Ek 1. Anket

Sosyodemografik Bilgiler

Yaşınız	☐ 18 – 24 Yaş	☐ 25 – 34 Yaş
	☐ 45 – 54 Yaş	☐ 35 – 44 Yaş
		☐ 55 Yaş ve Üstü
Cinsiyetiniz	☐ Kadın	☐ Erkek
Medeni Durumunuz	☐ Bekâr	☐ Evli
Çocuğunuz var mı ?	☐ Var	☐ Yok
Eğitim Durumunuz	☐ İlk öğ. /Orta Öğ.	☐ Lise
	☐ Lisans	☐ Ön Lisans
		☐ Lisansüstü / Doktora
Hangi Sektörde Çalışıyorsunuz	☐ Kamu	☐ Özel Sektör /Esnaf /Serbest
	☐ Emekli	☐ Öğrenci
	☐ Ev Hanımı	☐ Çalışmıyor / İşsiz
Gelir Durumunuz	☐ 17000 ve Altı TL.	☐ 17001-25000 TL
	☐ 25001-35000 TL	☐ 35001-45000 TL
	☐ 45001 TL ve Üstü	

Evcil Hayvan Bilgileriniz

Sahip Olduğunuz Evcil	☐ Kedi	☐ Köpek
-----------------------	-------------------------------	--------------------------------

Hayvan Türü	
Evcil Hayvanınızın Yaşı	<u>Kediler için</u> ☐ 3/5 Ay ☐ 6 Ay-1 Yaş ☐ 2/4 Yaş ☐ 5/7 Yaş ☐ 7/10 Yaş <u>Köpekler için</u> ☐ 3/5 Ay ☐ 6 Ay-1 Yaş ☐ 2/4 Yaş ☐ 5/8 Yaş ☐ 9/10 Yaş
Evcil Hayvanınızın Sağlık Durumu	☐ Hiçbir sağlık problemi ve hastalığı yoktur. ☐ Daha önce sağlık problemi yaşamış ve/veya devam eden sağlık problemi var.

Evcil Hayvan Sigortası İle İlgili Görüşleriniz

	Kesinlikle Katılmıyorum	Katılmıyorum	Kararsızım	Katlıyorum	Kesinlikle Katlıyorum
1. Ülkemizde bazı sigorta şirketlerinin evcil hayvanlar için sunmakta olduğu evcil hayvan sigortası ürünü hakkında bilgim vardır.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
2. Evcil hayvan sigortası hakkında bilgi sahibi olduktan sonra evcil hayvanım için bu sigortayı yaptırmayı düşünürüm.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
3. Evcil hayvan sigortası yaptırmamın evcil hayvanım için başta sağlık olmak üzere nasıl bir yarar sağlayacağı hakkında yeterli bilgiye sahibim.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
4. Evcil hayvan sigortasını yaptırma kararı almak için öncelikle sigorta poliçesinin maliyetlerini düşünürüm.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
5. Evcil hayvan sigortasını yaptırırken ödenecek sigorta primine paralel olarak evcil hayvanımın karşılaşılabileceği risklere karşı sigorta şirketinin sunduğu güvencelerin değişiklik gösterebileceği hakkında bilgi sahibiyim.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
6. Evcil hayvanımın sigorta güvencesi altına alınması hakkında farklı kanallardan (arkadaşlar, sosyal medya, görsel ve yazılı basın vb.) tarafıma yönlendirme oldu.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
7. Yaptıracağım veya yaptırmış olduğum evcil hayvan sigortası ile evcil hayvanımın güvence altına alındığı için güven duygusuna kavuşacağımı düşünüyorum.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
8. Sigorta şirketlerinin sunmuş olduğu evcil hayvan sigortası ürününe ait sigorta prim tutarının ekonomik olarak evcil hayvan sahipleri açısından uygun olduğunu düşünüyorum.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
9. Evcil hayvanımı sigorta güvencesi altına almak ona karşı olan yükümlülük duygumu olumlu şekilde etkiler.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)

10. Yaptıracağım bu sigorta ile evcil hayvanımın sağlık koşulları açısından yaşam şartlarının daha da yükselebileceğini düşünüyorum.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
11. Evcil hayvan (yalnızca kedi ve köpek için) sahibi olan herkesin evcil hayvan sigortası yaptırması gerektiğini düşünüyorum.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
12. Evcil hayvan sigortası ile evcil hayvanımın başına risk içeren bir durum meydana geldiğinde (hastalık, kaza vb.) bana finansal açıdan fayda sağlayacağını düşünüyorum.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
13. Ülkemizde evcil hayvan sahiplerinin bu sigorta ürünü hakkında yeterli bilgiye sahip olduğunu düşünüyorum.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
14. Ülkemizde sigorta şirketleri tarafından sadece kedi ve köpek için yapılan evcil hayvan sigortası ürünün başka hayvanları da (vahşi hayvanlar hariç olmak üzere) kuş,	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
15. Evcil hayvan sigortası hakkında yazılı ve görsel kaynaklardaki bilgilere kolaylıkla ulaşıyorum.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
16. Evcil hayvanım için sigorta yaptırırken sigorta poliçesini detaylı bir şekilde incelerim.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
17. Evcil hayvan sigortasını yaptırmadan önce bu ürünü sunan sigorta şirketlerinin ürünlerini mukayese ederim.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
18. Evcil hayvan sigortasının ülkemizde giderek artış gösteren bir sigorta çeşidi olacağını düşünüyorum.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
19. Evcil hayvanım için yaptırdığım veya yaptıracığım sigortanın kapsam olarak geniş olmasının faydalı olacağını düşünüyorum.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
20. Evcil hayvan sigortası yaptırmak evcil hayvanım için gereklidir.	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)

KÜRESEL VE YEREL PERSPEKTİFLERLE MAKRODAN MİKROYA EKONOMİK YAKLAŞIMLAR

