

SAYI/ISSUE: 661 • EYLÜL/SEPTEMBER 2022  
e-ISSN: 2667-6907

FINANS POLİTİK & **EKONOMİK  
YORUMLAR**

FINANCE, POLITICS & ECONOMIC REVIEWS



— İSTANBUL —  
OKAN ÜNİVERSİTESİ



FİNANS POLİTİK & **EKONOMİK YORUMLAR**

Yıl: 59

Sayı: 661

Eylül 2022

**Bilim Kurulu**

- Prof. Dr. Ali Görener (İstanbul Ticaret Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. Asaf Savaş Akat (Bilgi Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. Aslı Yüksel (Bahçeşehir Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. Deniz Gökçe (Bahçeşehir Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. Erhan Aslanoğlu (Piri Reis Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. F. Çiğdem Çelik (İstanbul Okan Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. Fatma Doğruel (Marmara Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. Fuat Erdal (Anadolu Üniversitesi, Eskişehir, Türkiye)
- Prof. Dr. Gonca Atıcı (İstanbul Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. Gülin Vardar (İzmir Ekonomi Üniversitesi, İzmir, Türkiye)
- Prof. Dr. Gültüzar Kurt Gümüş (Dokuz Eylül Üniversitesi, İzmir, Türkiye)
- Prof. Dr. Hasan F. Baklacı (Al Akhawayn University, İfran, Fas)
- Prof. Dr. Hüseyin Taştan (Yıldız Teknik Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. İcelal Attıla (Marmara Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. İdil Kaya (Galatasaray Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. Jale Minibas-Poussard (Université Paris-Est, Paris, Fransa)
- Prof. Dr. Kürşat Aydoğan (Bilkent Üniversitesi, Ankara, Türkiye)
- Prof. Dr. Mert URAL (Dokuz Eylül Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. Mete Doğanay (Çankaya Üniversitesi, Ankara, Türkiye)
- Prof. Dr. Metin Kamil Ercan (Gazi Üniversitesi, Ankara, Türkiye)
- Prof. Dr. Murat Donduran (Yıldız Teknik Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. Mübariz Hasanov (Piri Reis Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. Ömer Torlak (İstanbul Ticaret Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. Ömür Süer (Galatasaray Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. Ramazan Aktaş (TOBB Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi, Ankara, Türkiye)
- Prof. Dr. Rıza Demirel (Southern Illinois University Edwardsville, Illinois, ABD)
- Prof. Dr. Seyfettin Gürsel (Bahçeşehir Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Prof. Dr. Şebnem Burnaz (İstanbul Teknik Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Doç. Dr. B. Can Karahasan (Piri Reis Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Doç. Dr. Cumhuriyet Ekinci (İstanbul Teknik Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Doç. Dr. Fırat Bilgel (MEF Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Doç. Dr. Sevil Acar (Boğaziçi Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Doç. Dr. Şenay Ağca (George Washington University, Washington, ABD)
- Doç. Dr. Yasemin Zengin Karabrahimoğlu (University of Groningen, Groningen, Hollanda)
- Dr. A. Mahfi Eğilmez (Altınbaş Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Dr. Ege Göktuna (Özyeğin Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)
- Dr. Yeşim Gürbüz (Galatasaray Üniversitesi, İstanbul, Türkiye)

**İstanbul Okan Üniversitesi**

**Adına**

**İmtiyaz Sahibi**

Prof. Dr. Mustafa Koçak

**Rektör**

**Editör:**

Prof. Dr. Güner Gürsoy

**EditörYrd.:**

Prof. Dr. Gökçe Tunç

Dr. Öğr. Üyesi Mehmet G. Göktaş

Dr. Öğr. Üyesi İrem Yalkı

fpekonmikyorumlar@gmail.com

**Dil Editörleri:**

İngilizce Dil Editörü: Zeynep Güler

Türkçe Dil Editörü: Seda Donat

**Sorumlu Yazı İşleri Müdürü:**

Kenan ÖZTOP

**Yayın Türü:** Yaygın Süreli

**İdare Yeri:** İstanbul Okan Üniversitesi

Tuzla

Kampüsü, 34959

Akfırat- Tuzla/İSTANBUL

Tel: 444 65 26

Fax: 0 (216) 677 16 47

**Kapak-Tasarım**

Es Yayınları

Mehmet Akif Mah. Reyhan Sok.

Gülşah Konutları C Blok Daire 3, 34774

Ümraniye - İstanbul

Tel: 0 216 414 59 12

Yayıncı Sertifika No: 14159

**Basım Tarihi:** 30.09.2022

**Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar Dergisi hakemli bir dergidir.**

Dergideki yazılar, kaynak göstermek koşuluyla alınabilir. Yayımlanan yazıların tüm sorumluluğu yazarlarına aittir.

**e-ISSN: 2667-6907**

FİNANS POLİTİK & **EKONOMİK  
YORUMLAR**

Yıl: 59

Sayı: 661

Eylül 2022

**Yayın ve Danışma Kurulu**

- Tevfik ALTINOK (Finans Kulüp)
- Dr. Yılmaz ARGÜDEN (Boğaziçi Üniversitesi)
- Afa BORAN (Qatar, SHUAA Capital)
- Yavuz CANEVi (Türk Ekonomi Bankası)
- Ege CANSEN (Ekonomist, Yazar)
- Bülend ÇORAPÇI (Kerevitaş)
- Gazi ERÇEL (İstanbul Aydın Üniversitesi)
- Ali İhsan KARACAN (Doğan Holding)
- Korhan KURDOĞLU (Ata Menkul Değerler)
- Adnan NAS (Global Yatırım Holding)
- Sezai ONARAL (İstanbul YMM Odası)
- Gökhan ÖZER (Global Menkul Değerler)
- Tuncay OZİLHAN (Anadolu Endüstri Holding)
- Adnan POLAT (Polat Holding)
- M.Faruk SABUNCU (Sabuncu Danışmanlık)
- Yaman TÖRÜNER (Akbank)
- Cihan TURPER (Filika Bilişim Hizmetleri A.Ş.)
- Prof.Dr. Hakan UZELTÜRK (Yeditepe Üniversitesi)
- Zekeriya Yıldırım (Darüşafaka Cemiyeti)

**Dergimizi Tarayan Alan Endeksleri ve Veri Tabanları**



## İÇİNDEKİLER

### Araştırma Makaleleri

Önsöz .....	7
<b>Does Islamic Banking Stimulate Economic Growth: Evidence From Subnational Turkish Data</b> İbrahim Tuğrul ÇINAR, Yusuf ÜNSAL.....	9
<b>Sektörel Kamu Harcamaları İle Ekonomik Büyüme İlişkisi: Wagner Kanununun ve Keynesyen Hipotezin Sınanması</b> Elif ERER .....	25
<b>Kriz Ortamında İş Arama Davranışı: Kadınlar Gerçekten Rekabetten Kaçınıyorlar mı?</b> Aysun HIZIROĞLU AYGÜN.....	53
<b>Türk İmalat Sektöründe Çalışma Sermayesinin Karlılığa Etkisi: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Sektör Bilançoları Üzerinde Bir Araştırma</b> Mehmet BEYAZGÜL, Fatma Senem BEYAZ, Erdiç KARADENİZ .....	71
<b>Türkiye’de Döviz Piyasasının Etkinliğinin Fourier Birim Kök Testleriyle Analizi</b> Özge BUZDAĞLI.....	93
<b>Yönetim Kurulu Özelliklerinin Bankaların Risk Alma Eğilimi Üzerinde Etkisi</b> Tarık SAKA, Sibel ÇAPRAZ.....	111
<b>Motherhood Wage Penalty In Turkey</b> Sinem SEFIL-TANSEVER .....	127
<b>Türkiye’de Bölge-İçi Ücret Farklılıkları ve Ücret Eşitsizliği: Dağılım Boyunca Bir Analiz</b> Oya KENT .....	155



## ÖNSÖZ

Finans-Politik & Ekonomik Yorumlar Dergisi 1963 yılında kurulmuş ve hakemli bir sosyal bilimler dergisi olarak 55 yılı aşkın bir süredir yayın hayatını kesintisiz sürdürmektedir. Kuruluşundan Mayıs 2003 tarihine kadar “Banka ve Ekonomik Yorumlar Dergisi” adıyla yayınlanan dergimiz, bu tarihten itibaren ilgi alanı ekonomi ve finans alanlarını kapsayacak şekilde genişletilerek “Finans-Politik ve Ekonomik Yorumlar Dergisi” ismini almıştır. Finans-Politik & Ekonomik Yorumlar Dergisi’nin yayın hakları ve imtiyaz sahipliği Nisan 2018 itibariyle tüzel kişilik olarak Okan Üniversitesi’ne devrolmuştur. Kuruluşundan bugüne kadar dergiye katkı sağlayanları saygı ve hürmet ile anıyoruz.

Finans-Politik & Ekonomik Yorumlar Dergisi ekonomi ve finans alanında teorik, uygulamalı ve ampirik makaleler ile diğer disiplinlerden ekonomi ve finans alanını tamamlayıcı çalışmalar arasından, titiz ve etik prensipler çerçevesinde yapılan değerlendirme süreci sonunda, nitelikli araştırmaları yayınlamayı hedeflemektedir.

Dergimiz, ekonomi ve finans alanlarında çalışan akademisyenler, araştırmacılar ve profesyonellerin görüşlerini paylaşabilecekleri bir akademik platform olarak kurgulanmıştır. Makalelerde yayınlanan görüş ve çıkarımlar makale yazarlarını bağlar ve kurumsal görüşümüzü yansıtmaz. Dergimize İngilizce ve Türkçe makaleler kabul edilebilmektedir.

Finans-Politik & Ekonomik Yorumlar Dergisi, Ulakbim TR Dizin, EconLit, ProQuest, EBSCOhost gibi alan endeksleri veri tabanlarında taranmaktadır ve bu endekslerinin çeşitlendirilmesine yönelik çalışmalarımız devam etmektedir. Dergimiz 2018 yılı sonuna kadar aylık olarak yayınlanmış olup, 2019 itibariyle Mart, Haziran, Eylül ve Aralık aylarında olmak üzere üç ayda bir yayın yapmaktadır. Düzenli yayınların yanı sıra, akademik konferans, seminer ve çalıştaylarda sunulan bildiriler için dergimizin özel sayılarının basımı planlanmaktadır.

Ekonomi ve finans alanında çalışan akademisyen, araştırmacı ve profesyonellerin özgün ve nitelikli bilimsel araştırmalarını yayınlamaktan mutluluk duyacağız.

*Saygılarımızla*

FINANS POLİTİK &  
**EKONOMİK  
YORUMLAR**





## DOES ISLAMIC BANKING STIMULATE ECONOMIC GROWTH: EVIDENCE FROM SUBNATIONAL TURKISH DATA

İbrahim Tuğrul ÇINAR<sup>1</sup>, Yusuf ÜNSAL<sup>2</sup>

Gönderim tarihi: 28.01.2022 Kabul tarihi: 24.06.2022

### Abstract

This study aims to examine the relationship between Islamic banking and economic growth utilizing provincial Turkish data. The originality of this study is in employing subnational panel data to provide an efficient way to increase the number of observations and variability in the data while having the advantages like controlling measurement errors and cultural, religious, political heterogeneity across cross-sections. The relationship between Islamic banking and economic growth has been empirically tested by Generalized Method of Moments (GMM) estimators for 81 provinces of Turkey. This study provides evidence that the Islamic banking and economic growth relation is insignificant in the short run. Besides, negative estimates of parameters for Islamic banking loans when accounted for together with the positive estimates for conventional banking, provides evidence that conventional loans are substitutes for Islamic banking loans, rather than complements, in Turkey.

**Keywords:** Islamic banking, Islamic finance, Economic growth

**JEL Classification:** O47, G21, R12

## İSLAMİ BANKACILIK EKONOMİK BÜYÜMEYİ TEŞVİK EDER Mİ? TÜRKİYE'DEN KANITLAR

### Özet

Bu çalışma, iller düzeyinde veriler kullanarak İslami bankacılık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Türkiye için incelemeyi amaçlamaktadır. İller düzeyinde kullanılan veriler, kesitler arasındaki ölçüm hatalarını, kültürel, dini ve politik heterojenliği kontrol etme gibi avantajlara sahipken, gözlem sayısının ve değişkenliğin artırılmasını sağlamaktadır. Bu husus, çalışmanın özgün tarafını oluşturmaktadır. İslami bankacılık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, Türkiye'nin 81 ili için Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (GMM) tahmincileriyle ampirik olarak test edilmiştir. Bu çalışma, İslami bankacılık ve ekonomik büyüme arasında kısa dönemde istatistiksel bir ilişkinin olmadığına dair kanıtlar sunmaktadır. Ayrıca, İslami bankacılık kredilerine ilişkin elde edilen negatif katsayı tahminleri, konvansiyonel bankacılık için elde edilen pozitif tahminlerle beraber değerlendirildiğinde Türkiye'de konvansiyonel bankacılığın tamamlayıcı olmaktan ziyade İslami bankacılık kredilerini dışlayıcı etkisi olduğuna dair bulgular sunmaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** İslami bankacılık, İslami finans, Ekonomik büyüme

**JEL Sınıflaması:** O47, G21, R12

<sup>1</sup> Dr.; Department of Economics, Faculty of Economics, Anadolu University;  
ORCID: 0000-0001-8913-7166; E-mail: itcinar@anadolu.edu.tr

<sup>2</sup> Department of Economics, Faculty of Economics, Anadolu University;  
ORCID: 0000-0002-7856-5402; E-mail: y\_unsal@anadolu.edu.tr

## **1. Introduction**

As in the Asian financial crisis of 1997, the outbreak of the global economic crisis in 2008 once again revealed the importance of the financial system to the economy and has sparked the efforts to examine financial institutions and economic growth nexus. A well-developed financial system can contribute to the economic growth process by fulfilling different functions such as reducing the risk, directing the surplus funds of economic units to investments, and ensuring investment diversification. Most research on financial institutions and economic growth have addressed conventional banking (CB hereafter). Yet Islamic Banking (IB hereafter), acting as intermediary between savers and investors like CBs, offers a broad range of financial products and services such as sukuks (Islamic bonds), takaful (Islamic insurance), ijarah (Islamic leasing), and asset management. In this way, IBs provides access to alternative financial resources for residents in countries where IB operations are located.

In this context, a growing number of studies have extensively investigated the link between Islamic financial institutions and economic growth in the last decade. However, the empirical robustness of IB and economic growth relation remains an open issue. Most of which rely on time series or panel data analysis. Cross-country panel data analysis has several advantages compared to single country time series analysis in terms of more information, less collinearity among the variables, more variability, higher degrees of freedom, and higher efficiency (Baltagi, 1995, Lebdaoui and Wild, 2016). However, as stated by Imam and Kpodar (2016) and Jawad and Christian (2019), data compilation methods to measure IB activities across countries may be different and subject to measurement errors. In addition, the expansion of IB activities across countries also depends on different political and religious developments which are very difficult to capture. Given the challenges associated with cross-country panel data and single country time series studies, single country panel data analysis using subnational data can provide an efficient way to increase the number of observations, variability, and decrease collinearity in the data while having the advantages like controlling over measurement errors and heterogeneity across cross-sections. In this context, our study aims to contribute to the recent literature by empirically examining the relationship between IB and economic growth from a different perspective using subnational Turkish data. In Turkey, IBs are included in the banking system as separate legal entities and conventional banks are not allowed to open branches or windows to carry out Islamic banking activities. In this respect, Turkish subnational data provides the opportunity to minimize the issues of heterogeneity and improve data comparability.

The rest of the study is organized as follows. The next section discusses a selective review of the related literature. Section 3 provides a brief overview of IB in Turkey. Section 4 and Section 5 describe the methodology and data, respectively. Section 6 reports the analysis results. Finally, Section 7 concludes with implications, discussions, and suggestions for future research.

## **2. Literature Review**

IB activities started in Egypt in the 1960s (Gudarzi Farahani and Dastan, 2013; Imam and Kpodar, 2016; Zirek et al., 2016). Since then, and especially since the beginning of the 21st century, it can be stated that IB activities has expanded all over the world. (Zirek et al., 2016; Imam and Kpodar 2016). Empirical studies on the relationship between IB and economic growth have increased in direct proportion to the development of the Islamic finance sector. Among those studies on IB and economic growth, two strands of approach can be distinguished concerning the data and methods they employed. One of these approaches has examined the link by using single country time series analysis. Some examples can be given for Indonesia (Abduh and Omar, 2012; Anwar et al., 2020), Saudi Arabia (Mimoun, 2019), Bahrain (Abduh et al., 2012), Malaysia (Furqani and Mulyany, 2009; Abdul Manap et al., 2012; Majid and Kassim, 2015; Kassim, 2016), Turkey (Jobarteh and Ergec, 2017; Yüksel and Canöz, 2017; Yücel and Köseoğlu, 2020), Qatar (Tabash and Dhankar, 2014), United Arab Emirates (Zarrouk et al., 2017), and Pakistan (Ullah et al., 2020). Other studies have examined the IB and economic growth relationship using cross-country panel data analysis (Yusof and Bahlous, 2013; Gudarzi Farahani and Dastan, 2013; Imam and Kpodar, 2016; Zirek et al., 2016; Lebdaoui and Wild, 2016; Boukhatem and Ben Moussa, 2018; Caporale and Helmi, 2018; Jawad and Christian, 2019; Ledhem and Mekidiche, 2020; Chazi et al., 2020; Mensi et al., 2020) implicitly assuming that all countries are not subject to statistical measurement errors.

A review of these studies reveals that the relationship between economic growth and IB is not yet clear. This empirical uncertainty can be observed even for a specific country. For instance, Hachicha and Amar (2015), state in their study for Malaysia that gross domestic product is not sensitive to Islamic finance in the long run. Kassim (2016), on the other hand, showed that the Islamic banks financing activities are making a significant contribution to the real economic activities both in the short and long run for Malaysia. Gudarzi Farahani and Dastan (2013) studied the Islamic finance and growth relation by examining nine countries including Malaysia and pointed out that the presence of a significant relationship between Islamic finance and economic growth is stronger in the long run. Similar

ambiguity can be seen in studies for different countries. Mimoun (2019) provided evidence of a positive relationship between IB and gross domestic product and found that IB has a negative crowding-out effect on CB in Saudi Arabia. Abduh et al. (2012) demonstrated in their study for Bahrain that IB has no effect on economic growth in the short run, but conventional banking does. Caporale and Helmi (2018), on the other hand, state that IB has a positive impact on economic growth in the long run, but this relationship is weak in the short run. In addition, Imam and Kpodar (2016), using a sample of 52 countries, provide evidence of a positive relationship between both CB and IB and economic growth. Lebdaoui and Wild (2016), in a panel of seven countries, states that economic growth and the Islamic banking relationship is evident in the long run, but not in the short run.

There is also limited evidence for Turkey on the relationship between IB and economic growth which is also mixed. Jobarteh and Ergec (2017) state a positive relationship from IB to economic growth both in the short run and long run, while Yücel and Köseoğlu (2020) found this relationship only for the long run. Contrary to those studies, Yuksel and Canöz (2017) concluded that IB loans do not have a significant effect on the improvement of the economy and industry in Turkey. The objective of this study is, therefore, to test the IB and economic growth relationship by using subnational Turkish data.

### **3. Islamic Banking in Turkey**

The first legal regulation on Islamic finance in Turkey was introduced in 1983. With this regulation, the first interest-free financial institution was established in 1985. Islamic financial institutions and conventional banks operated within different legal frameworks until both were included in the scope of the Banking Law in 1999. Islamic financial institutions in Turkey were named participation banks with a new regulation in 2005 and were defined as institutions authorized to provide all kinds of banking services in line with the Islamic financial principles.

According to the Banking Law, deposit account holders of IBs in Turkey become partners in the profit and loss arising from the IBs transactions. While the Banking Law brings some basic standards regarding the transactions of IBs, it does not contain detailed information on Islamic compliance in the activities of IBs. For this reason, while some of the IBs act with the Islamic approval of their advisory board established within their corporate structure, others receive support from some scholars and academicians who are experts in Islamic financial transactions.

The last decade was quite bright for IBs in Turkey as can be seen from some of the in-

dicators shown in Table 1. According to Table 1, IBs doubled their number of branches and their total loans excluding credits to other banks and total deposits grew approximately eightfold in the same period.

**Table 1:** Key indicators of IBs in Turkey for the 2010-2020 period

Year	Number of Branches	Number of Personnel	IB Loans (Billion Turkish Lira)	IB Deposits (Billion Turkish Lira)
2010	607	12,677	29	29.6
2020	1,255	16,849	240.1	322

**Source:** Participation Banks Association of Turkey

The picture somewhat changes, however, when this astonishing growth of IBs is evaluated together with the other element of the financial system, CBs. Table 2 depicts further information related to IB and CB in Turkey. As it can be seen from Table 2, total loans of CBs grew approximately eightfold between 2010 and 2020. Moreover, the share of IBs in total loans remained almost unchanged. In terms of deposits, it can be seen that the share of IBs has increased from 5.43% to 8.52%.

**Table 2:** Comparison of CBs and IBs Banking Activities (Billion Turkish Lira)

Year	IB Loans	CB Loans	IB Loans / IB+CB Loans (%)	IB Deposits	CB Deposits	IB Deposit / IB+CB Deposit (%)
2010	29	440	6.18	29.6	515	5.43
2020	240.1	3,577	6.29	322	3,455	8.52

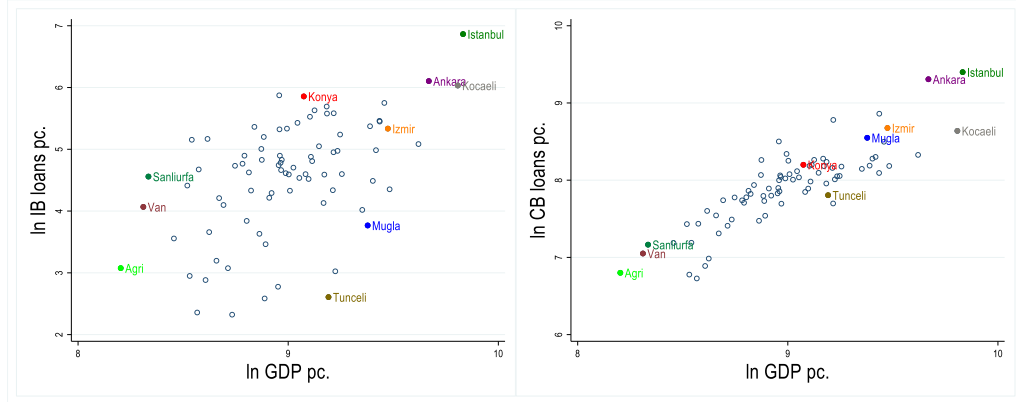
**Source:** Banking Regulation and Supervision Agency of Turkey

While IBs have grown their assets in the last decade, they have not been able to increase their share in the banking system to a considerable extent.

A subnational assessment can also provide useful information on IB in Turkey. Istanbul held 53% and 51% of total IB loans in 2010 and 2020, respectively. In terms of conventional banking, Istanbul's share in total loans between 2010 and 2020 was around 40% and 38%, respectively. As of 2020, approximately 80% of IB loans were used by 10 provinces, including Istanbul. The remaining 71 provinces of Turkey used only 20% of IB loans.

From Figure 1, we can see that the provinces with the highest average GDP per capita values for the 2010-2020 period, such as Istanbul, Ankara, and Kocaeli are also ranked among the highest average CB and IB loans per capita. Whereas the amount of average per capita loans by IB is less compared to CB in provinces such as Muğla and Tunceli, known

to have adopted a more secular lifestyle. This amount is higher than average CB loans per capita in provinces such as Konya, where a more conservative lifestyle is dominant.



**Figure 1:** Natural logarithm of average IB loans per capita (panel a) and CB loans per capita (panel b) versus GDP per capita for 81 provinces between 2010-2020

#### 4. Methodology

Following Caselli et al. (1996), Levine et al. (2000), and Imam and Kpodar (2016) the relationship between IB and economic growth has been empirically tested by using the dynamic growth model in Equation (1) below.

$$\ln(Y_{i,t+1}) - \ln(Y_{i,t}) = \beta \ln(Y_{i,t}) + \phi \ln IB_{i,t+1} + \delta W_{i,t+1} + \eta_i + \xi_{t+1} + \varepsilon_{i,t+1} \quad (1)$$

In Equation (1),  $Y_{it}$  is real GDP per capita in province  $i$  for period  $t$ .  $W_{it}$  is the vector of explanatory variables,  $\eta_i$  is province-specific effects,  $\xi_{t+1}$  is period-specific constant and  $\varepsilon_{i,t+1}$  is the error term. Equation (1) can be rewritten as follows.

$$y_{i,t} = \beta y_{i,t-1} + \phi \ln IB_{i,t} + \delta W_{i,t} + \eta_i + \xi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Where  $\beta = 1 + \beta$  and  $y_{i,t} = \ln(Y_{i,t+1})$ . Equation (2) makes it clear that estimating Equation (1) is equivalent to estimating a dynamic linear equation with a lagged dependent variable. The fact that IB and CB are components that make up the financial system we should also evaluate CB within the scope of the dynamic growth analysis in order not to fall into the omitted variable bias. As can be seen from Equation (1), real GDP per capita growth is calculated as the log difference of real GDP per capita of two consecutive periods.

Equation (2) requires a dynamic linear estimation in which the lagged value of the dependent variable is included in the model as the explanatory variable. Estimation of such a model by using Ordinary Least Squares (OLS) will be inconsistent due to the endogeneity problem. To eliminate the endogeneity problem, the Generalized Method of Moments (GMM) method is employed. This method is an effective way to control for the unobserved province-specific effects by using the previous realizations of explanatory variables as instruments (Özyıldırım and Önder, 2008). GMM is also a suitable method for large N and small T micro panel data (Caselli et al., 1996; Levine et al., 2000; Andrews and Lu, 2001). Especially for small T panels, the frequently used difference GMM approach gives large finite sample bias and low precision (Alonso-Borrego and Arellano, 1999). For this reason, Arellano and Bover (1995) and Blundell and Bond (1998) introduced the System GMM approach by adding further moment conditions as an alternative to the difference GMM approach. In addition, Arellano and Bover (1995) used forward orthogonal deviations of the transformed model as an alternative to first differencing. Using forward orthogonal deviations for the transformed model has the advantage that the transformed errors are still serially uncorrelated if the untransformed errors were serially uncorrelated, while first differencing produces first-order serial correlation in the transformed error term. For the reasons outlined above, we consider a two-step system GMM approach based on forward-orthogonal deviations to obtain consistent estimates of the impact of Islamic banking on economic growth for Turkish provinces.

## **5. Data**

All data except for IB and CB data were obtained from the Turkish Statistical Institute (TurkStat). Two main variables were used as an indicator of financial intermediation in the study. Of these, total cash loans consist of the total of performing and non-performing loans excluding credits to other banks. Total deposits, on the other hand, represent the total savings and other deposit accounts in foreign currency or Turkish Lira. For both IB and CB, quarterly time series data were obtained from the Banking Regulation and Supervision Agency of Turkey. Following Özyıldırım and Önder (2008), averages of these quarterly data for the relevant year were calculated and included in the analysis as an annual value. All nominal values in the study have been adjusted for Consumer Price Index (2003=100) and converted to real terms.

The analysis is carried out for both absolute measures like IB total cash loans, IB deposits, CB total cash loans, and CB deposits, and relative measures such as IB total cash loans per capita, IB deposits per capita, CB total cash loans per capita, and CB deposits per capita. We also used two other relative measures as explanatory variables, IB loans ratio and IB deposit ratio. Those two variables are calculated as the share of IB total cash loans

in overall cash loans consisting of total IB and CB cash loans and the share of total deposits in overall deposits consisting of total IB and CB deposits.

Total cash loans and total deposits data are available to researchers free of charge from 2007 to 2020. However, for the first quarter of 2010 and previous periods, loans extended by IB to other banks are included in total cash loans. For this reason, total cash loan data presented since 2010 were used in our analysis.

We empirically estimate our growth model with a set of control variables. Education is a proxy variable that is frequently used in empirical economic growth studies as the most important indicator of human capital (Breton 2011; Hanushek and Woessmann 2012; Laverde-Rojas et al. 2019). In this context, following Baldwin (1971), we used the percentage of the total number of faculty, master's, and doctorate graduates to the 15 years of age and over population as a proxy for provincial human capital in Turkey. Another important variable in economic growth studies is the capital input variable. For this purpose, gross fixed capital formation data is widely used as a proxy in cross-country economic growth analysis. Moody (1974) recommends the use of electrical energy as a measure of capital input for theoretical and practical reasons, especially in the absence of reliable data for capital input. Due to the lack of provincial-level gross fixed capital formation data in Turkey, we used industrial electricity consumption per capita (kwh) as a proxy for capital input.

Table 3 presents the descriptive statistics of the variables used in our empirical analysis.

**Table 3:** Descriptive Statistics

Variables	Mean	Standard Deviation	Min.	Max.
GDP per capita growth	0.045	0.053	-0.149	0.304
ln GDP per cap.	8.976	0.349	8.065	9.981
ln IB Loans	17.732	1.747	12.491	23.537
ln CB Loans	21.101	1.306	18.319	26.181
ln IB Loans per cap.	4.510	1.028	0.925	7.009
ln CB Loans per cap.	7.879	0.573	5.851	9.653
ln IB Loans ratio	1.194	0.745	-1.404	2.958
ln IB Deposits	17.886	1.625	13.750	23.524
ln CB Deposits	20.718	1.330	18.099	26.101
ln IB Deposits per cap.	4.664	0.948	1.625	6.995
ln CB Deposits per cap.	7.495	0.665	5.752	9.573
ln IB Deposits ratio	1.697	0.833	-1.100	3.397
Education	0.116	0.036	0.031	0.265
Ind. Elect. Cons. per cap.	1,280.331	1,472.978	3.000	7,208.000
<i>N</i>	729			



## **6. Results**

Estimation results of system GMM using cash loans and deposits are reported in Table 4 and Table 5, respectively. At the bottom of Table 4 and Table 5, various statistics are presented to test the validity of the estimations. First, rejecting the first-order serial correlation of the first differenced model and failure to reject the second-order serial correlation of the first differenced error term is a necessary condition for the validity of the instruments. As can be seen from Table 4 and Table 5, while AR(1) is rejected in all models, autocorrelation cannot be rejected for AR(2). Second, Sargan-Hansen's overidentification statistic tests the null hypothesis that overidentifying restrictions are valid. Failure to reject this statistic indicates that our models are not overidentified. In addition to these tests, we also test for underidentification of the models which is ignored in most empirical studies. In this regard, the Kleibergen-Paap underidentification statistics test the null hypothesis that the models are underidentified. While the Kleibergen-Paap underidentification test rejects the null hypothesis that the models are underidentified in Table 4, it rejects all models except for Model 9 in Table 5.

**Table 4:** Two-step System GMM Estimation (Cash Loans)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
L.In GDP per cap.	-1.083** (0.071)	-0.846** (0.060)	-1.101** (0.072)	-0.730*** (0.036)	-1.276*** (0.044)
ln IB Loans	0.091 (0.006)			-0.514 (0.012)	
ln IB Loans per cap.		0.207 (0.008)			-0.438 (0.018)
ln IB Loans ratio			0.159 (0.015)		
ln CB Loans				0.736* (0.017)	
ln CB Loans per cap.					1.229*** (0.038)
Education	0.475* (0.399)	0.399* (0.346)	0.462 (0.450)	0.260 (0.277)	0.337 (0.334)
Ind. Elect.Cons. per cap.	0.358* (0.000)	0.277 (0.000)	0.353 (0.000)	0.311** (0.000)	0.216* (0.000)
Number of observations	648	648	648	648	648
Number of groups	81	81	81	81	81
Number of instruments	42	44	35	48	46
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.609	0.602	0.644	0.587	0.573
S-H overid..(restricted)	0.434	0.517	0.645	0.479	0.609
S-H overid..(unrestricted)	0.251	0.311	0.430	0.281	0.500
Kleibergen-Paap underid.	0.034	0.039	0.019	0.019	0.028

Windmeijer's (2005) robust standard errors are in parentheses. Constant term and year dummies are not reported. S-H overid.: Probability values of Sargan-Hansen overidentification test, Kleibergen-Paap underid.: Probability values of Kleibergen-Paap underidentification test.

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

In Table 4, Model 1, Model 2, and Model 3 run the models with absolute and relative measures of IB total cash loans with the control variables. All coefficients of IB in those three models are insignificant. On the other hand, in Model 4 and Model 5, where absolute and relative measures of both IB and CB loans are included, the coefficients of absolute and relative measures of CB are positive and significant and are consistent with the finance-led growth literature. Model 4 and Model 5 also support the previous findings of Özyıldırım and Önder (2008) that provincial conventional bank credits in Turkey have a positive impact on the local per capita GDP growth. More interestingly, in Model 4 and Model 5, the parameter estimate of IB is negative when accounted for together with the CB. This result provides evidence that CB loans are substitutes for IB loans, rather than complements, in Turkey.

Similar results for IB were obtained and reported in Table 5 when absolute and relative measures of deposits are used as an indicator of financial intermediation. All coefficients of absolute and relative measures of IB are insignificant, as in Table 4. In Model 9 and Model 10, where both IB and CB are included in the models, the coefficient of IB is positive. This might support the idea that CB deposits do not appear to crowd out IB deposits.

**Table 5:** Two-step System GMM Estimation (Deposits)

	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9	Model 10
L.In GDP per cap.	-1.464*** (0.072)	-2.061*** (0.108)	-1.429*** (0.078)	-1.089** (0.064)	-2.367*** (0.080)
ln IB Deposits	0.033 (0.009)			0.009 (0.010)	
ln IB Deposits per cap.		0.359 (0.015)			0.114 (0.017)
ln IB Deposits ratio			0.017 (0.018)		
ln CB Deposits				0.276 (0.017)	
ln CB Deposits per cap.					0.944* (0.037)
Education	0.694** (0.459)	0.969** (0.597)	0.620* (0.502)	0.541** (0.364)	0.705** (0.439)
Ind. Elect.Cons. per cap.	0.452* (0.000)	0.705* (0.000)	0.439 (0.000)	0.240 (0.000)	0.709** (0.000)
<i>N</i>	648	648	648	648	648
Number of groups	81	81	81	81	81
Number of instruments	38	37	35	61	37
AR(1)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
AR(2)	0.614	0.702	0.653	0.612	0.624
S-H overid.(restricted)	0.426	0.459	0.538	0.533	0.757
S-H overid.(unrestricted)	0.320	0.360	0.390	0.273	0.591
Kleibergen-Paap underid.	0.034	0.039	0.026	0.175	0.014

Windmeijer's (2005) robust standard errors are in parentheses. Constant term and year dummies are not reported. S-H overid.: Probability values of Sargan-Hansen overidentification test, Kleibergen-Paap underid.: Probability values of Kleibergen-Paap underidentification test.

\*  $p < 0.10$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*\*\*  $p < 0.01$

The findings from Table 4 and Table 5 are consistent for IB that coefficient for all indicators of IB loans and deposits are not statistically significant and provides evidence that the IB and economic growth relation is insignificant in the short run. This finding for IB from system GMM estimation is consistent with the Yüksel and Canöz (2017) but inconsistent with Jobarteh and Ergeç (2017) for Turkey. It is also consistent with the study by Abduh et al. (2012) for Bahrain that also has a dual financial system.

## **7. Conclusion and Discussions**

In this study, we tried to assess whether IB loans and deposits affect economic growth in Turkey. We empirically tested this question with a novel approach to IB and economic growth relationship by using subnational data. Subnational analysis allows us to govern the variation in the data in a way that even the most complicated cross-country studies in IB and economic growth are unable to control. For example, subnational analysis allows us to control over historical, cultural, political, or religious conditions to a greater extent and study in a relatively homogeneous ground than cross-country studies (Snyder, 2001). Subnational panel data analysis also prevents researchers from “whole nation bias” as Rokkan (1969) stated.

In the study, no statistically significant relationship was found between IBs and economic growth. The main reason for this is that the IB sector in Turkey still has a low share in terms of deposits and loans compared to conventional banking. We focused on Turkey because IBs are included in the banking system as separate legal entities and CBs are not allowed to carry out IB activities, which helps to improve data comparability and reliability. This also constitutes a dual banking system in the country. As Mimoun (2019) stated, there may be positive and negative crowding-out effects in countries with a dual banking system. Our findings suggest that CB loans are substitutes for IB loans, rather than complements, and there exists a negative crowding-out effect in the banking sector of Turkey, especially for credit instruments. This limits the impact of IB on financing investment projects through loans and thus on economic growth.

Although its rapid growth over the years, IBs' share in the financial system is quite small compared to CBs, especially in non-oil developing countries. For this reason, it cannot adequately perform financial intermediation services in terms of converting savings into financing investment projects. However, as shown in the study for CB indicators, the increase in IBs' share within the banking system can have a positive effect on economic growth in the long run. The Islamic Financial Services Board categorizes the countries with a share of IB assets over 15% in the total banking sector as systemically important countries. In this respect, Turkey; along with Pakistan, Oman, Bahrain, Tunisia, and Egypt, is not in the systemically important category. To increase the contribution of IB to economic growth in these countries, the share of IB should be increased not only on the basis of assets but also on the basis of loans and deposits.

Until now, IB and economic growth relationship have not been demonstrated at the subnational level. Considering the advantages of the subnational panel data analysis out-

lined above, additional studies are necessary in the future for different countries and different periods to understand and reveal more reliable results of the IB and economic growth nexus.

## References

- ABD. MAJID, M. S. and H. KASSIM, S.; (2015). Assessing the contribution of Islamic finance to economic growth. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*. 6(2): 292-310. doi:10.1108/jiabr-07-2012-0050
- ABDUH, M. and AZMI OMAR, M.; (2012). Islamic banking and economic growth: the Indonesian experience. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*. 5(1): 35-47. doi:10.1108/17538391211216811
- ABDUH, M., BRAHIM, S., and OMAR, M. A.; (2012). A study on finance-growth nexus in dual financial system countries: Evidence from Bahrain. *World Applied Sciences Journal*. 20(8): 1166-1174.
- ABDUL MANAP, T. A., ABDUH, M., and OMAR, M. A.; (2012). Islamic banking-growth nexus: Evidence from Toda-Yamamoto and bootstrap Granger causality test. *Journal of Islamic Finance*. 1(1): 59-66.
- ALONSO-BORREGO, C. and ARELLANO, M.; (1999). Symmetrically normalized instrumental-variable estimation using panel data. *Journal of Business & Economic Statistics*. 17(1): 36-49.
- ANDREWS, D. W. and LU, B.; (2001). Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of econometrics*. 101(1): 123-164.
- ANWAR, S. M., JUNAIDI, J., SALJU, S., WICAKSONO, R., and MISPIYANTI, M.; (2020). Islamic bank contribution to Indonesian economic growth. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*. 13(3): 519-532. doi:10.1108/imefm-02-2018-0071
- ARELLANO, M. and BOVER, O.; (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of econometrics*. 68(1): 29-51.
- BALDWIN, R. E.; (1971). Determinants of the commodity structure of US trade. *The American Economic Review*. 61(1): 126-146.
- BALTAGI, B. H.; (1995). *Econometric analysis of panel data*. Wiley, New York.
- BANKING REGULATION AND SUPERVISION AGENCY OF TURKEY. *İllere Göre Seçilmiş Bankacılık Sektörü Verileri*. Retrieved 23 June 2022, from: <https://www.bddk.org.tr/BultenFinTurk>
- BLUNDELL, R. and BOND, S.; (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of econometrics*. 87(1): 115-143.

- BOUKHATEM, J. and BEN MOUSSA, F.; (2018). The effect of Islamic banks on GDP growth: Some evidence from selected MENA countries. *Borsa Istanbul Review*. 18(3): 231-247. doi:10.1016/j.bir.2017.11.004
- BRETON, T. R.; (2011). The quality vs. the quantity of schooling: What drives economic growth?. *Economics of Education Review*. 30(4): 765-773.
- CAPORALE, G. M. and HELMI, M. H.; (2018). Islamic banking, credit, and economic growth: Some empirical evidence. *International Journal of Finance & Economics*. 23(4): 456-477. doi:10.1002/ijfe.1632
- CASELLI, F., ESQUIVEL, G., and LEFORT, F.; (1996). Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics. *Journal of economic growth*. 1(3): 363-389.
- CHAZI, A., MIRZAEI, A., ZANTOUT, Z., and AZAD, A. S.; (2020). Does the size of Islamic banking matter for industry growth: international evidence. *Applied Economics*. 52(4): 361-374. doi:10.1080/00036846.2019.1645288
- FURQANI, H. and MULYANY, R.; (2009). Islamic banking and economic growth: Empirical evidence from Malaysia. *Journal of Economic Cooperation & Development*. 30(2): 59-74.
- GUDARZI FARAHANI, Y. and DASTAN, M.; (2013). Analysis of Islamic banks' financing and economic growth: a panel cointegration approach. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*. 6(2): 156-172. doi:10.1108/17538391311329842
- HACHICHA, N. and AMAR, A. B.; (2015). Does Islamic bank financing contribute to economic growth? The Malaysian case. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*. 8(3): 349-368
- HANUSHEK, E. A. and WOESSMANN, L.; (2012). Do better schools lead to more growth? Cognitive skills, economic outcomes, and causation. *Journal of economic growth*. 17(4): 267-321.
- IMAM, P. and KPODAR, K.; (2016). Islamic banking: Good for growth?. *Economic Modelling*. 59: 387-401. doi:10.1016/j.econmod.2016.08.004
- JAWAD, A. and CHRISTIAN, K.; (2019). Islamic banking and economic growth: Applying the conventional hypothesis. *Journal of Islamic Monetary Economics and Finance*. 5(1): 37-62.
- JOBARTEH, M. and ERGEÇ, E. H.; (2017). Islamic Finance Development and Economic Growth: Empirical Evidence from Turkey. *Turkish Journal of Islamic Economics*. 4(1): 31-47. doi:10.15238/tujise.2017.4.1.31-47
- KASSİM, S. (2016). Islamic finance and economic growth: The Malaysian experience. *Global Finance Journal*. 30: 66-76. doi:10.1016/j.gfj.2015.11.007
- LAVERDE-ROJAS, H., CORREA, J. C., JAFFE, K., and CAICEDO, M. I.; (2019). Are average years of education losing predictive power for economic growth? An alternative

- measure through structural equations modeling. *PloS ONE*. 14(3), e0213651. doi.org/10.1371/journal.pone.0213651
- LEBDAOUI, H. and WILD, J.; (2016). Islamic banking presence and economic growth in Southeast Asia. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*. 9(4): 551-569. doi:10.1108/imefm-03-2015-0037
- LEDHEM, M. A. and MEKIDICHE, M.; (2020). Economic growth and financial performance of Islamic banks: a CAMELS approach. *Islamic Economic Studies*. 28(1): 47-62.
- LEVINE, R., LOAYZA, N., and BECK, T.; (2000). Financial intermediation and growth: Causality and causes. *Journal of Monetary Economics*. 46(1): 31-77.
- MENSI, W., HAMMOUDEH, S., TIWARI, A. K., and AL-YAHYAEE, K. H.; (2020). Impact of Islamic banking development and major macroeconomic variables on economic growth for Islamic countries: Evidence from panel smooth transition models. *Economic Systems*. 44(1): 1-14. doi:10.1016/j.ecosys.2019.100739
- MIMOUN, M. B.; (2019). Islamic banking and real performances in a dual banking system. *International Journal of Islamic and Middle Eastern Finance and Management*. 12(3): 426-447. doi:10.1108/imefm-07-2018-0223
- MOODY, C. E.; (1974). The measurement of capital services by electrical energy. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 36(1): 45-52.
- ÖZYILDIRIM, S. and ÖNDER, Z.; (2008). Banking activities and local output growth: Does distance from centre matter?. *Regional Studies*. 42(2): 229-244.
- PARTICIPATION BANKS ASSOCIATION OF TURKEY. *İstatistikler*. Retrieved 23 June 2022, from: <https://tkbb.org.tr/veri/istatistikler>.
- ROKKAN, S.; (1969). Models and methods in the comparative study of nation-building. *Acta Sociologica*. 12(2): 53-73.
- SNYDER, R.; (2001). Scaling down: The subnational comparative method. *Studies in comparative international development*. 36(1): 93-110.
- TABASH, M. I. and DHANKAR, R. S.; (2014). Islamic banking and economic growth: An empirical evidence from Qatar. *Journal of Applied Economics and Business*. 2(1): 51-67.
- ULLAH, A., ZHAO, X., KAMAL, M. A., RIAZ, A., and ZHENG, B.; (2020). Exploring asymmetric relationship between Islamic banking development and economic growth in Pakistan: Fresh evidence from a non-linear ARDL approach. *International Journal of Finance & Economics*. 1-20. doi:10.1002/ijfe.2115
- YUSOF, R. M. and BAHLOUS, M.; (2013). Islamic banking and economic growth in GCC & East Asia countries. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*. 4(2): 151-172. doi:10.1108/jiabr-07-2012-0044
- YÜCEL, A. G. and KÖSEOĞLU, A.; (2020). Do participation banks contribute to economic growth? Time-series evidence from Turkey. *Bilimname*. 2020(42): 155-180.

- YÜKSEL, S. and CANÖZ, İ.; (2017). Does Islamic Banking Contribute to Economic Growth and Industrial Development in Turkey?. *Ikonomika: Jurnal Ekonomi dan Bisnis Islam*. 2(1): 1-8. doi:10.24042/febi.v2i1.945
- ZARROUK, H., EL GHAK, T., and ABU AL HAIJA, E.; (2017). Financial development, Islamic finance, and economic growth: evidence of the UAE. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*. 8(1): 2-22. doi:10.1108/jiabr-05-2015-0020
- ZIREK, D., BOZ, F. C., and HASSAN, M. K.; (2016). The Islamic banking and economic growth nexus: a panel VAR analysis for Organization of Islamic Cooperation (OIC) countries. *Journal of Economic Cooperation and Development*. 37(1): 69-100.



## SEKTÖREL KAMU HARCAMALARI İLE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİ: WAGNER KANUNUNUN VE KEYNESYEN HİPOTEZİN SINANMASI

Elif ERER<sup>1</sup>

Gönderim tarihi: 19.02.2022 Kabul tarihi: 13.07.2022

### Özet

2008 küresel finansal krizi ve son dönemde ise Covid-19 pandemisinden kaynaklanan ekonomik kriz, ekonomik iyileşmenin sağlanmasında maliye politikalarının önemini bir kez daha göstermiştir. Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de 2006:Q1-2021:Q2 dönemi için toplam ve sektörel bazda kamu harcamalarının ekonomik büyüme üzerindeki etkisini Wagner Kanunu ve Keynesyen Hipotezi açısından incelemektir. Bu kapsamda, Fourier KPSS birim kök testi ve Fourier ADL eşbütünleşme analizi kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, ele alınan dönem için Türkiye’de toplam kamu harcamaları için Wagner Kanunu’nun; sektörel bazda sonuçlar açısından sağlık harcamaları ve savunma harcamaları için Wagner Kanunu’nun, eğitim harcamaları için ise Keynesyen Hipotezi’nin geçerli olduğu belirlenmiştir. Hükümet, özel sektörün ekonomik faaliyetlere aktif katılımını sağlamalı ve devam eden Kamu-Özel Sektör İşbirliği Programını tüm samimiyetiyle uygulamalıdır. Hükümet, fonların sınırlı olduğu yerlerde Kamu-Özel Sektör İşbirliği Programını teşvik etmelidir. Böylelikle, daha etkin bir kaynak dağılımı sağlanacaktır.

**Anahtar Kelimeler:** Wagner Kanunu, Keynesyen Hipotezi, Kamu Harcamaları, Ekonomik Büyüme, Fourier Eşbütünleşme

**Jel Sınıflaması:** C22, C51, H50, O47

## SECTORAL GOVERNMENT EXPENDITURE AND ECONOMIC GROWTH: WAGNER’S LAW VERSUS KEYNESIAN HYPOTHESIS

### Abstract

In recent periods, the 2008 global financial crisis and the economic crisis from the Covid-19 outbreak have revealed the importance of fiscal policy for economic recovery once again. The aim of this study is to investigate the impacts of the aggregated and disaggregated (sectoral) government expenditure on economic growth in terms of Wagner’s Law and Keynesian Hypothesis. Within this context, the Fourier KPSS unit root test and Fourier ADL cointegration analysis are applied. Concerning the findings, Wagner’s Law is valid for the aggregated government expenditure in Turkey over the so-called period. However, when considering the sectoral results, Wagner’s Law is valid for health expenditure and defense expenditure while the Keynesian Hypothesis is valid for education expenditure. The government should ensure the active participation of the private sector in economic activities and implement the ongoing Public-Private Sector Partnership Program with all sincerity. The government should encourage the Public-Private Partnership Program where funds are limited. Thus, a more efficient resource allocation will be ensured.

**Key Words:** Wagner’s Law, Keynesian Hypothesis, Government Expenditure, Economic Growth, Fourier Cointegration

**JEL Classification:** C22, C51, H50, O47

<sup>1</sup> Dr., Bağımsız Araştırmacı, elif\_erer\_@hotmail.com, <https://orcid.org/0000-0002-2238-4602>

## 1. Giriş

Devletin ekonomideki rolü ve uygulanan maliye politikalarının etkinliği, son dönemlerde yaşanan küresel finansal kriz ve sağlık krizinden ekonomik krize dönüşen Covid-19 pandemisi ile birlikte daha fazla önem kazanmıştır. Mali dengesizliklerin azaltılması veya ortadan kaldırılması yoluyla güçlü bir ekonomik ortam oluşturma hedefine sahip olan maliye politikası, reel ekonominin istikrarının sürdürülmesinde önemli bir role sahiptir ve ekonomik büyümenin yanı sıra, refah maksimizasyonu, kamu mallarının tedariki ve yeniden dağıtım gibi hedefleri de izleyebilmektedir. (Xie vd., 1999). Kamu harcamalarının dağılımı açısından söz konusu hedefler, sosyal uyum, sürdürülebilir kalkınma ve refahın rasyonel dağılımının bir göstergesi olarak son derece önemli bir konudur (Gupta, 1995).

Ekonomi içinde kamu sektörünün payı göz önünde bulundurulduğunda, uygulanan mali politikaların milli gelir üzerinde önemli etkiler meydana getireceği açıktır. Kamu harcamaları ve milli gelir arasındaki ilişkinin ortaya konulması, ekonomik kalkınma ve büyüme ile yatırımlar gibi politikalarla ilgili birçok konu açısından önem arz etmektedir. Örneğin, resesyon dönemleri, merkezi otoritenin, kamu harcamalarının GSYİH içindeki payını arttırmadıkça mali önlemler aracılığıyla ekonomiyi canlandırabilmelerinin mümkün olmadığını göstermektedir (Ram, 1986: 191).

Ekonomik faaliyetlerdeki kısa dönemli dalgalanmaları kontrol altına almak için devlet müdahalesinin gerekip gerekmediği ekonomistler arasında tartışılan bir konudur. Klasik iktisatçılar bu tür bir kamusal eyleme her zaman karşı çıkarken, Keynesyen okul (Keynes, 1936) durgunluk dönemlerinde ekonomiyi desteklemek için maliye politikasının gerekliliğini savunmaktadır. Klasik iktisatçılar, piyasa güçlerinin işgücü piyasasındaki ayarlamalar yoluyla ekonomileri hızlı bir şekilde uzun dönem denge değerine getireceğine inanmaktadırlar. Bununla birlikte, Keynesyen iktisatçılar, tam işgücü piyasa katılımları nedeniyle bu öz-düzenleme mekanizmalarının yanıtıcı olabileceğini öne sürmüşlerdir. Bu amaçla, uzun süreli durgunluktan kaçınmak amacıyla genişletici maliye politikalarının önemini ortaya koymuşlardır. Sonuç olarak, kamu harcamaları ve milli gelir arasında birbirine karşıt iki tür nedensellik bulunmaktadır. Nedenselliğin biri kamu harcamalarından milli gelire doğru (Keynesyen hipotezi) iken, diğeri milli gelirden kamu harcamalarına (Wagner Kanunu) doğrudur.

Klasikler ve Neo-Klasikler'e göre, hükümet artan kamu harcamalarını, piyasa fiyatlarını ve kaynak tahsisini bozabilecek bir yöntem olan vergileri arttırarak finanse etmeyi seçebilir. Bu durum, ekonomik büyüme üzerinde negatif etki yaratmaktadır. Klasikler ve Neo-Klasikler nedenselliğin yönünün ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru olmasını,

özel faaliyetin yerini alan idari ve koruyucu kamusal işlevler, kültürel ve refah harcamalarındaki artıştan kaynaklanan ekonomik kalkınma, doğal kaynakların finanse edilmesi ve yönetilmesi için gerekli olan devlet müdahalesi gibi nedenlerle açıklamışlardır. Bu nedenle Wagner Kanunu'nda, kamu harcamalarındaki artış ekonomik kalkınmanın bir fonksiyonudur. Keynesyen iktisatçılar ise, dengeye geçiş sürecinde ekonomik büyüme üzerinde mali teşvik yoluyla devlet müdahalesinin hem kısa vadeli hem de uzun vadeli etkisi olduğunu savunmuşlardır (Lucas, 1988; Romer, 1986). Bu nedenle Keynesyen görüşe göre, nedenellik artan kamu harcamalarından genişleyici maliye politikası yoluyla artan ekonomik büyümeye doğru olmaktadır.

Klasikler ve Neo-Klasikler, doğrudan ve dolaylı olarak dışlama etkisinin bir sonucu olarak, maliye politikasının gerekli olmadığını dikkate almaktadırlar. Bu grupta yer alan iktisatçılar, kamu harcamalarındaki artışın doğrudan özel malların kamu malları ile ikame edilmesine neden olduğuna, bu durumun kilit mal ve hizmetlerde bile daha düşük özel harcamalara yol açtığına inanmaktadırlar. Dolaylı olarak ise, harcamaları finanse etmenin bir yolu olarak kredi piyasası üzerinde baskı yaratarak faiz oranlarını yükseltmektedir. Faiz oranlarındaki artış, yatırımları azaltarak ekonomik büyümeyi olumsuz yönde etkilemektedir.

Wagner Kanunu (Wagner, 1833, 1912), ekonomik kalkınma süreci boyunca, kamu harcamalarının milli gelir içindeki payının genişleme eğiliminde olduğunu varsaymaktadır. Wagner Kanunu, kamu sektöründeki artışın, ekonomik büyümeyi etkileyen temel faktörlerden biri olduğunu ifade eden ilk hipotezdir. Bu teoriye göre, kamu harcamalarının büyüme oranı, toplumun yapısal değişimine bağlıdır. Daha yüksek ekonomik büyüme düzeyi daha yüksek kamu harcaması düzeyini gerekli kılmaktadır. Bu nedenle, Adolf H. Wagner (1883, 1912), "artan kamu faaliyet kanunu"nu ileri sürmüştür. Kamu harcamaları ve milli gelir arasındaki ilişkinin incelenmesi, kamu harcamalarının gelir esnekliğinin değerlendirilmesine dayanmaktadır. Gelir esnekliğinin 1'den büyük ve katsayının pozitif olması, Wagner hipotezinin geçerli olduğunu ifade etmektedir (Diba, 1982, Fossati, 1981, Jackson, 1980). Wagner Kanunu'na göre, ekonomik büyüme dışsal, kamu harcamaları içsel bir faktördür. Kamu sektörünün ekonomi içindeki payının artması sonucu özel yatırımlar üzerinde dışlama etkisi oluşmakta, bu durum ekonomik büyümenin azalmasına neden olmaktadır. Dolayısıyla, kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında negatif bir ilişki mevcuttur. Kamu harcamalarındaki artış ekonomik kalkınmanın önünde bir engeldir, bu nedenle de kamunun ekonomi içindeki payının azaltılması gerekmektedir. Ekonomik büyüme, kamu sektöründe yeni ihtiyaçların ortaya çıkmasına neden olmakta, bu nedenle ihtiyaçları karşılamak amacıyla hükümet kamu mal ve hizmet üretimini arttırmaktadır (Tang, 2009).

Devletin ekonomiye müdahalesini savunan Keynesyen iktisatçılara göre, ekonomik büyüme içsel bir değişkendir. Keynes (1936), kamu harcamalarının, toplam talebi ve ekonomik büyümeyi teşvik eden dışsal bir faktör olduğunu varsaymaktadır. Maliye politikası, ekonomik durgunlukla mücadelede kullanılabilecek güçlü bir araç olarak kabul edilmektedir (Fazzari, 1994). Çarpan etkisi ile birlikte, kamu harcamalarındaki artış milli gelirden daha büyük bir etki yaratmaktadır. Dolayısıyla, kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki pozitifdir (Blinder, 2008). Keynesyen iktisatçılar, kamu harcamalarını, ekonomik büyüme üzerinde kısa dönemde etkili olan ve ekonomide ortaya çıkan ani dalgalanmaları kontrol altına alabilmek için kullanılan bir politika değişkeni olarak ele almakta ve kamu harcamalarının özel yatırımları tamamlayıcı bir rol üstlendiğini savunmaktadır (Samudram vd., 2009). Keynesyen türü bir mali politikanın rolü resesyon dönemlerinde daha etkin olduğu kabul edilmektedir. 1930 Büyük Depresyon, 2007-2008 küresel finansal kriz ve borç krizi, ve Covid-19 pandemisinin neden olduğu ekonomik kriz maliye politikasının önemini bir kez daha ortaya koymuştur. Bu dönemlerde artan kamu harcamaları, çeşitli teşvik paketleri ve vergi indirimleri, mali oteritenin durgunluk açığını ele alma yaklaşımının ortak unsurlarıdır (Feldstein, 2009).

Bu çalışmada, 2006:Q1-2021:Q2 dönemi için Türkiye’de kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin Wagner Kanunu ve Keynesyen hipotezi çerçevesinde incelenmesi amaçlanmaktadır. Bununla birlikte, kamu harcamalarının bileşenlerinin söz konusu ilişkinin sonuçlarını etkilemesi olasıdır. Kamu harcama kalemlerinin bazılarının gelecekte milli geliri arttırmada duyarlı olabileceğinden dolayı, tüm harcama kalemleri mutlaka bir milli gelir fonksiyonu değildir. Kamu harcamaları ve milli gelir arasındaki ilişki, özellikle hükümetlerin kamu sektörü büyüklüğünü sınırlamak için mücadele ettiği aşamada, kamu maliyesinin sürdürülebilirliği hakkındaki tartışmalarla ilişkilidir (Caprioli ve Momigliano, 2011). Bu noktada, kamu sektörü büyüklüğünün azaltılmasında, ekonomik büyüme üzerinde daha az etkili olan harcama kalemlerine odaklanılması önem arz etmektedir (Ballassone vd., 2011). Bu nedenle çalışmada, aynı zamanda, sektörel bazda fonksiyonel sınıflandırma kapsamında kamu harcamalarının milli gelir üzerindeki etkisi de dikkate alınmaktadır.

Kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiye odaklanan çalışmaların büyük çoğunluğunun, Wagner Kanunu ve Keynesyen hipotezi çerçevesinde toplam kamu harcamalarını dikkate aldıkları görülmektedir (Yuk, 2005; Sinha, 2007; Afzal ve Abbas, 2010; Ray ve Ray, 2012; Ebaidalla, 2013; Biyase ve Zwane, 2015; Thabane ve Lebina, 2016; Uzuner vd., 2017; Egbuwalo ve Abere, 2019; Gumus and Mammadov, 2019; Kolapo vd., 2021). Sektörel bazda kamu harcamalarının fonksiyonel sınıflandırması açısından söz ko-

nusu ilişkii inceleven alıřmaların (Kar ve Taban, 2003; Nurudeen ve Usman, 2010; Muddaki ve Masaviru, 2012; Yayla ve Tlmce, 2017, Selvanathan, 2021) sayısı ise olduka kısıtlıdır. Dolayısıyla bu alıřma, Trkiye zelinde Wagner Kanunu ve Keynesyen hipotezini sektrel bazda kamu harcama kalemlerini de dikkate alması aısından literatre katkı saėlaması beklenmektedir.

Literatrde kamu harcamaları ile ekonomik byme arasındaki iliřkinin incelenmesinde genellikle ARDL modelinden ve nedensellik analizinden yararlanılmıřtır. Bununla birlikte, yapısal kırılmalar ve yapısal kırılmaların sayısı, formu ve konumu yapılan analizlerin doėruluėunu etkilemektedir. Bu nedenle alıřmada, literatrden farklı olarak Fourier yaklařımını dikkate alan ARDL modelinden yararlanılmıřtır. Sz konusu modelde, yapısal kırılmaların sayısının, formunun ve konumunun nceden belirlenmesine gerek yoktur. alıřmanın bu aıdan literatre katkı saėlanması beklenmektedir.

alıřmanın bundan sonraki blmlerinde konu ile ilgili yapılan literatr zetlenecek, ardından alıřmada kullanılan veri seti ve metodoloji anlatılacak, son olarak ise analiz sonularından elde edilen ampirik bulgular ortaya konulacaktır.

## 2. Literatr

Kamu harcamaları ile ekonomik byme arasındaki iliřki literatrde olduka tartıřılan bir konudur. Konu ile ilgili alıřmalar, Gupta (1967)'nin alıřması ile bařlamıřtır. Gupta (1967), kiři bařına kamu harcamalarının kiři bařına GSYİH aısından gelir esnekliėini tahmin etmiř ve gelir esnekliėinin 1'i ařtıėı durumda Wagner hipotezinin geerli olduėunu ifade etmiřtir. Konu ile ilgili nc alıřmalardan bir diėeri Cameron (1978) tarafından yapılmıřtır. Cameron (1978), 1960-1975 dnemi iin 18 lkeye ynelik olarak sz konusu iliřkiyi incelediėi alıřmasında, kamu harcamaları ile ekonomik byme arasında anlamlı bir iliřki olmadıėını, talep dzeyindeki artıřın ve vergilerin kamu harcamalarını arttırıcı bir etki yarattıėını ifade etmiřtir. Mann (1980), 1925-1976 dnemi iin Meksika'nın endstriyel ve demografik yapılarındaki deėiřim ve kamu harcamalarındaki byme oranı arasında iliřki olduėunu ve ekonomik bymenin kamu harcamalarını arttırdıėını belirtmiřtir. Grier ve Tullock (1989), 1951-1980 dnemi iin 113 lkeyi dikkate alarak kamu harcamaları ve ekonomik byme arasındaki iliřkiyi incelemiřler ve ekonomik byme ile kamu harcamaları arasında negatif bir iliřki olduėunu ortaya koymuřlardır. Barro (1990), 1960-1980 dnemini kapsayan 76 lke iin isel byme modeli aısından kamu harcamalarının ekonomik byme ve tasarruf oranları zerindeki etkilerini ele almıř ve kısa dnemde kamu harcamaları ile ekonomik byme oranı arasında pozitif, uzun dnemde ise negatif bir iliřki

olduğunu belirtmiştir. Eberts ve Gronberg (1992), 1964-1986 dönemi için Amerika'da Wagner Kanunu'nu incelediği çalışmalarında, kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasında negatif yönlü bir ilişki olduğunu ortaya koymuştur.

Bu öncü çalışmaların ardından, söz konusu ilişki farklı ülkeler ve farklı zaman dönemleri için tartışılmıştır (Yuk, 2005; Sinha, 2007; Verma ve Arora, 2010; Lamartina ve Zaghini, 2011; Sancar, 2012; Küçükale ve Yamak, 2012). Elde edilen sonuçlar, maliye politikaları üzerindeki kısa dönem ve uzun dönem etkiler ve nedenselliğin yönü açısından farklılaşmaktadır. Ne tür bir nedensellik ilişkisinin mevcut olduğu, uygulanacak politika seçimi açısından önem arz etmektedir.

Literatürde konu ile ilgili yapılan çalışmaların bir kısmı (Demirbas, 1999, Bağdigen ve Cetintas, 2003, Chimobi, 2009, Afzal ve Abbas, 2010, Ray ve Ray, 2012) kamu harcamaları ve milli gelir arasında nedensellik ilişkisinin mevcut olmadığını ortaya koymuşlardır. Bu sonuç, Yansızlık Hipotezi'nin geçerli olduğunu ifade etmektedir. Çalışmalardan bazıları Wagner hipotezinin geçerli olduğunu, ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını bulmuşlardır (Oxlex, 1994; Ansari vd., 1997; Tang, 2001; Albatel, 2002; Iyare ve Lorde, 2004; Samudram vd., 2009; Kumar vd.,2009; Abdullah ve Maamor, 2010, Akinlo, 2013; Biyase ve Zwane, 2015; Thabane ve Lebina, 2016). Bazı çalışmalar, kamu harcamalarından ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisini ortaya koymuşlar ve Keynesyen hipotezinin geçerli olduğunu belirtmişlerdir (Dogan ve Tang, 2006; Babatunde, 2007; Govindaraju vd., 2010; Ebaidalla, 2013). Son olarak, bazı çalışmalar ise ekonomik büyüme oranı ile kamu harcamaları arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulmuşlar ve Geri Besleme Hipotezi'nin geçerliliğini ortaya koymuşlardır (Singh ve Sahni, 1984; Thornton, 1999; Abu-Bader ve Abu-Qarn, 2003; Iyare ve Lorde, 2004; Halicioglu, 2005; Narayan vd.,2008; Ghorbani ve Zarea, 2009, Yıldız ve Sarısoy, 2012, Abu-Eideh, 2015).

Türkiye özelinde yapılan çalışmalar, Wagner Kanunu'nun geçerliliğine yönelik olarak farklı dönemler ve kamu harcamalarının ekonomik ve fonksiyonel sınıflandırması için farklı sonuçlar elde etmişlerdir. Bu çalışmalar şu şekilde özetlenebilir: Kar ve Taban (2003), 1971-2000 dönemi için sektörel bazda sınıflandırılan fonksiyonel kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi eş bütünleşme analizi ile incelemişler ve eğitim ve sosyal güvenlik harcamaları ile ekonomik büyüme arasında pozitif, sağlık harcamaları ile negatif bir ilişki bulunurken, altyapı harcamaları ile istatistiki olarak anlamlı bir etkisine rastlanmamıştır. Bağdigen ve Çetintaş (2003), 1965-2005 dönemi için eşbütünleme testi ve Granger nedensellik analizini uygulamışlar ve Türkiye'de Keynesyen hipotezinin ve Wagner Kanunu'nun geçerli olmadığını ortaya koymuşlardır. Yılmaz ve Kaya (2005), yatırım

harcamaları ile ekonomik büyüme arasında pozitif, transfer harcamaları ile negatif bir ilişki olduğunu belirtirken; Arısoy (2005), ekonomik sınıflandırma açısından Wagner Kanunu'nun geçerliliğini ortaya koymuştur. Altunç (2011), 1960-2009 dönemi için ARDL modeli ve VAR modeli aracılığıyla kamu yatırım harcamaları ile ekonomik büyüme arasında pozitif, kamu tüketim harcamaları ile negatif bir ilişki olduğunu ifade etmiştir. Ayrıca, toplam kamu harcamalarından ekonomik büyümeye tek yönlü, kamu yatırım harcamaları ile ekonomik büyüme arasında ise çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu; dolayısıyla, hem Wagner Kanunu'nun hem de Keynesyen hipotezinin geçerli olduğunu ortaya koymuşlardır. Tuna (2013), 1961-2012 dönemi için Granger nedensellik analizi ile Türkiye'de Wagner Kanunu'nun geçerliliğini incelemiş ve ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru nedensellik ilişkisinin varlığını ortaya koymuştur. Telek ve Telek (2016), 1998-2015 dönemi için tahminledikleri VAR modeli sonucunda Keynesyen hipotezinin geçerli olduğunu bulmuşlardır. Yayla ve Tülümce (2017), 1988-2016 dönemi için Wagner Kanunu ve Keynesyen yaklaşımını hem toplam kamu harcamaları hem de fonksiyonel sınıflandırma kapsamında VAR modeli ve Granger nedensellik analizi ile incelemişlerdir. Çalışma bulgularına göre, eğitim, savunma ve sosyal güvenlik harcamaları ile ekonomik büyüme arasında bir ilişki söz konusu iken bu harcama kalemleri kapsamında Wagner Kanunu'nun geçerli olduğu ifade edilmiştir. Altınır (2019), 1995-2016 dönemi için fonksiyonel sınıflandırma kapsamında kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi panel asimetrik nedensellik ile incelemiş ve eğitim, sağlık, savunma ve toplam kamu harcamalarına ilişkin modellerde pozitif bileşenler açısından Keynesyen hipotezinin geçerli olduğu; buna karşın, negatif bileşenler açısından ise eğitim ve savunma harcamaları için Wagner Kanunu'nun, sağlık ve toplam kamu harcamaları için hem Wagner Kanunu'nun hem de Keynesyen hipotezinin geçerli olduğunu ortaya koymuştur. Ünsal (2020), 1995-2017 dönemi için kamu gelir ve harcamaları ile reel GSYİH arasındaki ilişkiyi dirençli panel regresyon modeli ile incelemiş ve Keynesyen hipotezinin geçerli olduğunu, çarpan etkisi yoluyla kamu harcamalarındaki artışın ekonomik büyümeyi arttırdığını ifade etmiştir. Özek ve Bayat (2021), 1971-2019 dönemi için Hatemi J-Roca asimetrik nedensellik ve doğrusal olmayan ARDL modeli ile incelemişler maliye politikası şoklarının ekonomik büyüme üzerindeki asimetrik ilişkisini incelemişler, negatif maliye politikası şokunun ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir etkisi olduğu, pozitif maliye politikası şokunun negatif maliye politikası şokuna göre etkisinin daha yüksek olduğunu belirtmişlerdir.

### **3. Veri Seti**

Hükümetler, kamu harcamalarını büyük miktarda arttırabilmesine karşın, bu artış ekonomik ve sosyal kalkınma üzerinde etkili olacağı anlamına gelmemektedir. Bu noktada, kamu harcamalarının niteliği önem kazanmaktadır. Bazı harcama kalemleri ekonomik büyüme üzerinde etkili değilken, harcama kalemlerinin bazıları ise ekonomik büyümeyi destekler nitelikte olmaktadır (Afonso vd., 2005). Örneğin, araştırma ve geliştirme, eğitim, sağlık ve savunma gibi belirli kamu harcama kalemleri ekonomide pozitif dışsallıklar yaratma eğilimindedir ve bu nedenle ekonomik büyüme hedefini teşvik etmektedir (Afonso ve Gonzalez-Alegre, 2008). Dolayısıyla, hangi tür kamu harcamalarının etkin bir şekilde gerçekleştirildiğinin incelenmesi, etkin politikalar üretilmesi açısından önem arz etmektedir.

Literatürde Wagner Kanunu'nun geçerliliğini test etmek amacıyla Goffman (1968), Gupta (1967), Mann (1980), Musgrave (1969) ve Peacock ve Wiseman (1961) tarafından beş farklı hipotez önerilmiştir. Bu hipotezler arasındaki fark, kamu borcunun ve milli gelirin kişi başına, stok miktarları, kamu harcamalarının milli gelire oranı açısından değişkenlerin kullanımına bağlıdır. Bu çalışmada Türkiye'de Wagner Kanunu'nun ve Keynesyen Hipotezi'nin geçerliliği, kişi başına düşen kamu harcaması ve kişi başına düşen milli geliri dikkate alan Gupta (1967) versiyonu açısından incelenmiştir.

Aynı zamanda literatürde söz konusu hipotezleri test etmek için değişkenlerin farklı versiyonları kullanılmıştır. İlk grupta yer alan çalışmalarda kişi başına GSYİH ve kişi başına kamu harcamalarının logaritmik formları (Biswal vd., 1999; Kesavarajah, 2012), ikinci grupta yer alan çalışmalarda kişi başına GSYİH büyüme oranı ve kişi başına kamu harcamalarının logaritmik formları (Ravinthirakumaran ve Kesavarajah, 2011; Anthony vd., 2016), üçüncü grupta yer alan çalışmalarda ise kişi başına GSYİH büyüme oranı ve kişi başına kamu harcamasının GSYİH oranı ve kamu harcamalarının toplam kamu harcamalarına oranı (Devarajan vd., 1996; Gemmell vd., 2014) şeklinde değişkenleri ele almışlardır. Bu çalışmada, Wagner Kanunu ve Keynesyen Hipotezi üçüncü grupta yer alan değişken versiyonu açısından incelenmektedir. Değişkenler 2006:Q1-2021Q2 dönemini kapsamakta ve ilgili açıklamalar Tablo 1'de yer almaktadır.



**Tablo 1:** Değişkenlere İlişkin Açıklamalar

Değişkenler	Açıklamalar	Kaynak
y	Kişi başına reel GSYİH büyüme oranı	TCMB veri dağıtım sistemi
g	Kişi başına toplam kamu harcamalarının GSYİH oranı	Hazine ve Maliye Bakanlığı
g <sub>def</sub>	Savunma harcamalarının toplam kamu harcamaları içindeki payı	Hazine ve Maliye Bakanlığı
g <sub>trans</sub>	Ulaştırma ve iletişim harcamalarının toplam kamu harcamaları içindeki payı	Hazine ve Maliye Bakanlığı
g <sub>hous</sub>	Konut harcamalarının toplam kamu harcamaları içindeki payı	Hazine ve Maliye Bakanlığı
g <sub>health</sub>	Sağlık harcamalarının toplam kamu harcamaları içindeki payı	Hazine ve Maliye Bakanlığı
g <sub>educ</sub>	Eğitim harcamalarının toplam kamu harcamaları içindeki payı	Hazine ve Maliye Bakanlığı
g <sub>wel</sub>	Refah harcamalarının toplam kamu harcamaları içindeki payı	Hazine ve Maliye Bakanlığı

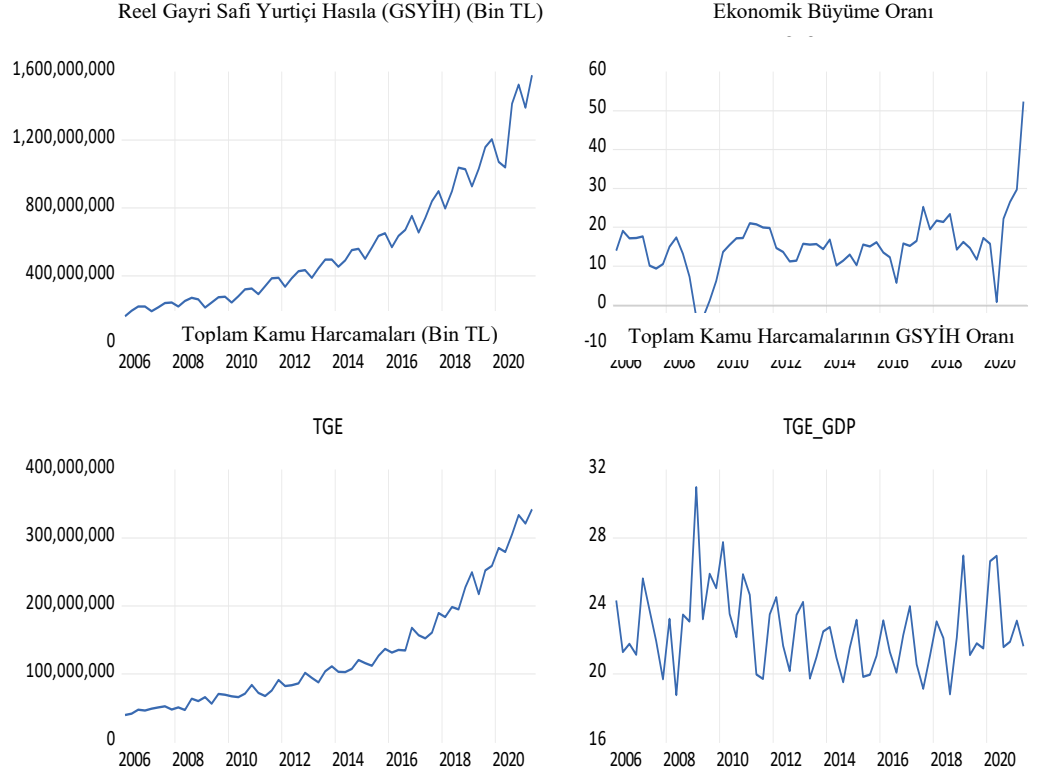
**Not:** Çalışmalar tüm değişkenler hareketli ortalamalar yöntemiyle mevsimsellikten arındırılmıştır

Şekil 1 ve Şekil 2’de 2006-2021 döneminde reel GSYİH (Bin TL), ekonomik büyüme oranı, toplam kamu harcamaları (Bin TL), toplam kamu harcamaları/GSYİH oranı ve sektörel bazda kamu harcamalarının toplam kamu harcamaları içindeki payının izlediği seyri gösteren grafikler yer almaktadır. Şekil 1’den görüldüğü üzere, hem reel GSYİH’nin hem de toplam kamu harcamalarının ele alınan dönem boyunca istikrarlı bir şekilde arttığı ifade edilebilir. Bununla birlikte, toplam kamu harcamaları/GSYİH oranının ise 2008 küresel finansal kriz ve Covid-19 pandemi döneminde %22’li seviyelerden %30’lu seviyelere yükseldiği görülmektedir. Aynı zamanda, ekonomik büyüme oranı incelendiğinde, 2008 küresel krizi ile Covid-19 pandemisi birlikte ciddi düşüşler görülmesine rağmen, 2020’nin ikinci yarısından itibaren Türkiye’nin ekonomik büyüme oranında önemli artış yaşandığı ifade edilebilir.

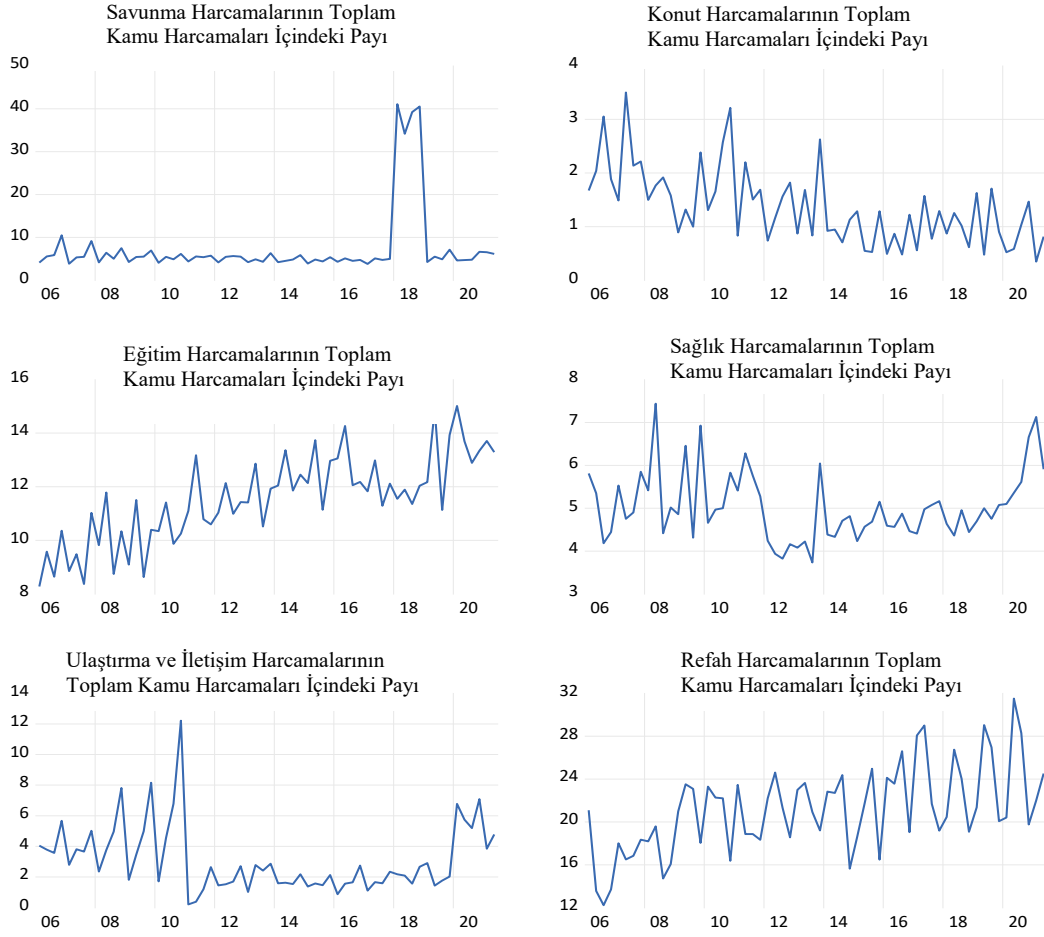
Şekil 3’de ise toplam ve sektörel bazda kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi gösteren dağılım grafikleri yer almaktadır. Şekil 3 incelendiğinde, savunma harcamaları, eğitim harcamaları ve sağlık harcamalarının toplam kamu harcamaları içindeki payının ekonomik büyümeyi artırıcı bir etki yarattığı görülmektedir. Bununla birlikte, ekonomik büyüme üzerindeki en büyük pay eğitim ve sağlık harcamalarına aittir. Konut harcamalarının toplam kamu harcamaları içindeki payı ise ekonomik büyüme üzerinde negatif

bir etkiye sahiptir. Son olarak, ulaştırma ve iletişim harcamaları ile refah harcamalarının toplam kamu harcamaları içindeki payının ekonomik büyüme üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olmadığı görülmektedir.

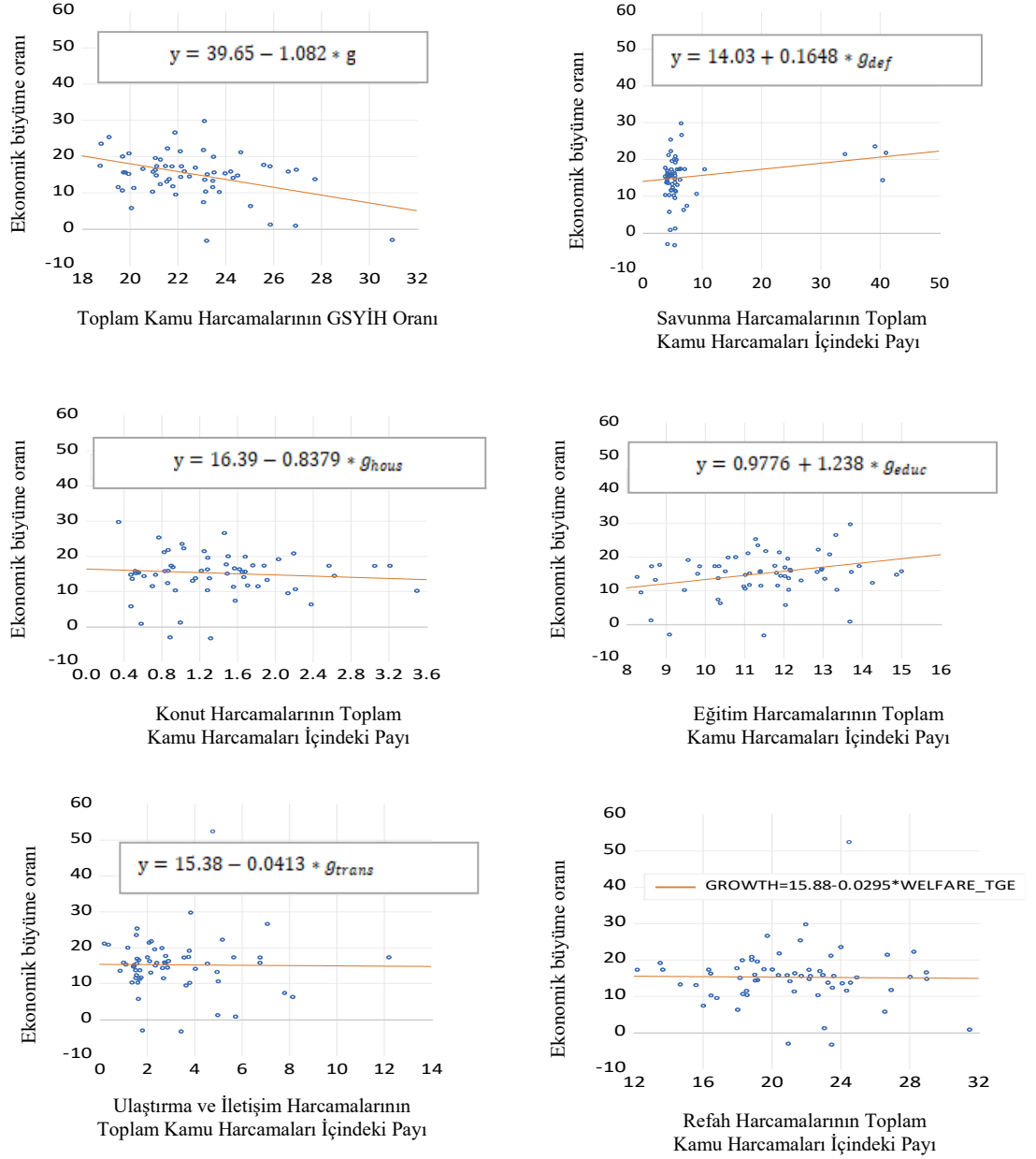
**Şekil 1:** Reel GSYİH (Bin TL), Ekonomik Büyüme Oranı, Toplam Kamu Harcamaları (Bin TL), Toplam Kamu Harcamaları/GSYİH Oranı (2006-2021 Dönemi)

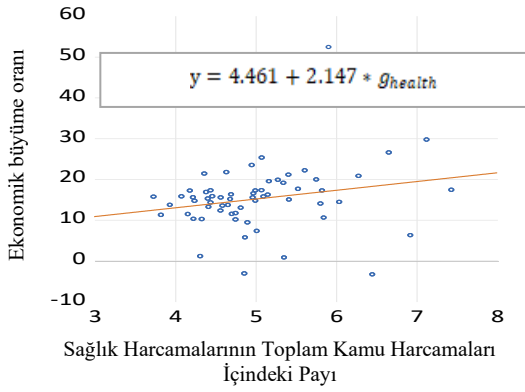


**Şekil 2:** Sektörel Bazda Kamu Harcamalarının Toplam Kamu Harcamaları İçindeki Payı (2006-2021 dönemi)



Şekil 3: Sektörel Bazda Kamu Harcamalarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri (2006-2021 Dönemi)





## 4. Metodoloji

### 4.1. Fourier KPSS Birim Kök Testi

Ekonometrik modellemede, model tahmin aşamasına geçilmeden önce serilerin durağanlıklarının incelenmesi gerekmektedir. Birim köke sahip olan serilerde ortaya çıkan rasal bir şok, kalıcı etkilerin oluşmasına yol açmaktadır (Nelson ve Ploser, 1982). Durağan olmayan seriler ile yapılacak bir tahminleme sahte regresyon probleminden dolayı, tahminlerin sapmalı ve tutarsız olmasına neden olmaktadır.

Ekonometri literatürde serilerin durağanlıklarının incelenmesinde geleneksel birim kök testleri yapısal kırılmayı dikkate almayan (ADF, Phillips-Perron, KPSS vb.) ve yapısal kırılmayı dikkate alan (Perron, Zivot-Andrews, Lumsdaine-Papell Lee-Stratizch vb.) birim kök testleri olmak üzere iki gruba ayrılmaktadır. Yapısal kırılmalı birim kök testlerinde, yapısal kırılmaların sayısı, konumu ve formu testlerin güvenilirliğini etkilemektedir. Örneğin gerçekte bir yapısal kırılmalı bir seriye iki yapısal kırılmalı birim kök testinin uygulanması sapmalı sonuçlara yol açmaktadır. Ayrıca Perron (1989), makroekonomik zaman serilerinin bilinmeyen sayıda ve yapıda kırılmalara sahip olabileceğini ifade etmiştir. Bu sorunu gidermek amacıyla Becker vd. (2006) Fourier KPSS (FKPSS) birim kök testini geliştirmiştir. Bu test, yapısal kırılmaların sayısının, konumunun ve formunun önceden bilinmesini gerektirmemektedir. Fourier fonksiyonu bilinmeyen fonksiyonun davranışını gösterebilmektedir (Gallant, 1984; Davies, 1987; Gallant ve Souza, 1991; Becker vd., 2006). Bu yöntem ile ani değişimlerle birlikte yavaş değişimler de belirlenebilmekte ve yapısal değişimlerin sayısı, formu ve konumu testin gücünü etkilememektedir.

(1) nolu eşitlikteki veri yaratma süreci ele alınsın (Becker vd.; 2006):

$$y_t = X_t' \alpha + Z_t' \delta + s_t + u_t \quad (1)$$

$$s_t = s_{t-1} + v_t$$

Yukarıdaki denklemde  $u_t$  durağan hata terimini göstermektedir ve  $v_t$ ,  $\sigma_v^2$  varyansı ile bağımsız ve özdeş dağılmaktadır.  $y_t$ 'nin düzey durağan süreci için  $X_t = [1]$ , trend durağan süreci için  $X_t = [1, t]'$  kullanılmaktadır. Deterministik terimde kırılmayı belirlemek için  $Z_t = [\sin(2\pi kt/T), \cos(2\pi kt/T)]'$  olarak gösterilmektedir,  $k$  frekansı,  $T$  örneklem büyüklüğünü ve  $t$  trend terimini ifade etmektedir.  $\sigma_v^2 = 0$  sıfır hipotezi altında, (1) nolu eşitlik tarafından tanımlanan süreç durağandır.

Değişkenin birim kök içerip içermediğini test etmek için (2) veya (3) nolu eşitlikler tahmin edilerek artıklar elde edilmelidir:

$$y_t = \beta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (2)$$

$$y_t = \alpha_0 + \beta t + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + e_t \quad (3)$$

Burada (2) nolu eşitlik düzeyde durağanlığı, (3) nolu eşitlik trend durağanlığı test etmektedir. Test istatistiği aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$\tau_\mu(k) \text{ veya } \tau_\tau(k) = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T \tilde{s}_t(k)^2}{\hat{\sigma}^2} \quad (4)$$

Burada  $\tilde{s}_t(k) = \sum_{j=1}^t \tilde{e}_j$ 'dir.  $\tilde{e}_j$  ise (2) veya (3) numaralı denklemlerden elde edilen artıkları belirtmektedir. FKPSS testinde sıfır hipotezi değişkenin durağan olduğunu, alternatif hipotez ise değişkenin birim kök içerdiğini ifade etmektedir.

FKPSS testinde doğrusal olmayan trendin varlığı F testi ile araştırılmaktadır. F testinde sıfır hipotezi  $H_0 = \delta_1 = \delta_2 = 0$  şeklindedir. Sıfır hipotezinin reddedilememesi halinde, geleneksel KPSS testisinin gücü, FKPSS testine göre daha yüksektir.

$$F_i(k) = \frac{(SSR_0 - SSR_1(k))/2}{SSR_1(k)/(T-q)} \quad i = \mu, \tau \quad (5)$$

(5) nolu eşitlikte  $SSR_1(k)$ , (2) veya (3) nolu eşitliklerden hesaplanan artık kareler toplamını,  $SSR_0$  temel hipoteze ilişkin regresyondan hesaplanan artık kareler toplamını göstermektedir.  $q$  ise bağımsız değişken sayısıdır. F testi yalnızca durağanlık sıfır hipotezinin reddedilmesi durumunda kullanılabilir. F testinde sıfır hipotezinin reddedilmemesi, trigonometrik terimlerin anlamsız olduğunu ve dolayısıyla KPSS testinin kullanılması gerektiğini ifade etmektedir.

## 4.2. Fourier Eşbütünleşme Testi

Birim kök testlerinde olduğu gibi, eşbütünleşme testlerinde de yapısal kırılmaların dikkate alınması, sapmasız tahmin sonuçlarının elde edilmesinde önem taşımaktadır. Yapısal kırılmaları dikkate almadan yapılan eşbütünleşme testleri, sıfır hipotezinin aleyhine sapmalı sonuçlar üretmekte ve seriler arasında eşbütünleşme olduğuna ilişkin yanlış sonuca yol açmaktadır (Campos vd., 1996; Gregory ve Hansen, 1996; Leybourne ve Newbold, 2003). Bu problemin üstesinden gelebilmek için, uzun dönemli ilişkilerin analiz edilmesinde yapısal kırılmalara izin veren eşbütünleşme testleri önerilmiştir (Gregory ve Hansen, 1996; Hatemi-J, 2011). Buna karşın, söz konusu testler, yapısal kırılmaların sayısının önceden belirlenmesinin sonuçlar üzerinde yanıltıcı etkilere sahip olması nedeniyle önemli bir eksikliğe sahiptir. Söz konusu testlerde, kukla değişkenler aracılığıyla yapısal değişimler modellenmesine karşın, yalnızca ani değişimler dikkate alınmakta, yavaş değişimlere izin verilmemektedir. Banerjee vd. (2017) tarafından geliştirilen Fourier eşbütünleşme testi, bu problemlerin üstesinden gelebilmektedir. Gallant (1981) ve Gallant ve Souza (1991)'in belirttiği gibi, Fourier yaklaşımı bilinmeyen sayıda çoklu yapısal kırılmaları belirleyebilmektedir.

Banerjee vd. (2017), (6) numaralı regresyon denklemini dikkate almıştır:

$$\Delta y_{1t} = d(t) + \delta_1 y_{1,t-1} + \gamma' y_{1,t-2} + \varphi' \Delta y_{2t} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$d(t)$  deterministik trendi göstermektedir:

$$d(t) = \gamma_0 + \sum_{k=1}^q \gamma_{1,k} \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \sum_{k=1}^q \gamma_{2,k} \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right), \quad q \leq \frac{T}{2} \quad (7)$$

Burada  $\gamma_0$  sabit ve doğrusal trendi içeren deterministik trendi,  $k$  belirli bir tekil frekansı,  $q$  frekans sayısını,  $T$  gözlem sayısını ve  $t$  trendi göstermektedir. Doğrusal olmayan trendin yokluğunda,  $\gamma_{1,k} = \gamma_{2,k} = 0$ 'dır.

Burada  $\gamma, \varphi$  ve  $y_{2t}$   $n \times 1$  boyutlu parametreler ve açıklayıcı değişkenler vektörleridir. Bağlımlı değişken  $y_{1t}$  tek değişkenli bir süreç ve  $\delta_1$  bir skaldır.  $\Delta y_{1t}$  ve  $\Delta y_{2t}$ ,  $\varepsilon_t$ 'deki olası serisel korelasyonun kontrol edilmesini sağlamaktadır. Eşbütünleşmenin olmadığı sıfır hipotezi ( $H_0 = \delta_1 = 0$ ), eşbütünleşmenin varlığını gösteren alternatif hipoteze ( $H_1 = \delta_1 < 0$ ) karşı test edilmektedir.

$$t_{ADL} = \frac{\hat{\delta}_1}{se(\hat{\delta}_1)} \quad (8)$$

$\hat{\delta}_1$  ve  $se(\hat{\delta}_1)$ , sırasıyla,  $\delta_1$ 'nin EKK tahmincisi ve  $\hat{\delta}_1$ 'nin standart hatasını göstermektedir.

## 5. Ampirik Bulgular

Çalışmada ilk olarak değişkenlerin durağanlıkları incelenmiştir. Değişkenlerin durağanlıklarının test edilmesinde Fourier birim kök testinden yararlanılmıştır. Sonuçlar Tablo 2’de yer almaktadır.

**Tablo 2:** Fourier Birim Kök Testi Sonuçları

Seri	Frekans	Min SSR	FKPSS	KPSS	F istatistiği
<b>Sabit Terimli ve Trendli</b>					
y	3	3268.848	0.6040(4)		4.6930
$\Delta y$	4	2028.093	0.2339 (4)	0.2192 (4)	2.3402
g	3	325.7214	0.4500 (1)		2.0689
$\Delta g$	5	258.1042	0.1593 (20)	0.1700 (23)	0.3540
g <sub>educ</sub>	4	29.9639	0.1770 (4)		4.1179
$\Delta g_{educ}$	4	49.3587	0.3974 (37)	0.3393 (54)	0.4496
g <sub>health</sub>	1	25.2703	0.4609 (5)		20.5087
$\Delta g_{health}$	5	42.6642	0.3852 (41)	0.0900 (3)	0.9413
g <sub>hous</sub>	4	13.7903	0.1602 (3)	0.1655 (4)	2.7688
$\Delta g_{hous}$	5	31.0198	0.1962(17)	0.0379(3)	0.2266
g <sub>trans</sub>	3	195.2016	0.3894 (4)	0.4833(1)	2.8378
$\Delta g_{trans}$	3	184.1264	0.2730(15)	0.1522(3)	0.2843
g <sub>def</sub>	3	3767.959	0.3469(4)		4.1715
$\Delta g_{def}$	5	3075.984	0.0420(1)	0.0313(3)	1.0607
g <sub>wel</sub>	2	581.5969	0.7900(5)		5.7281
$\Delta g_{wel}$	4	624.6806	0.1417(16)	0.1589(18)	0.5192

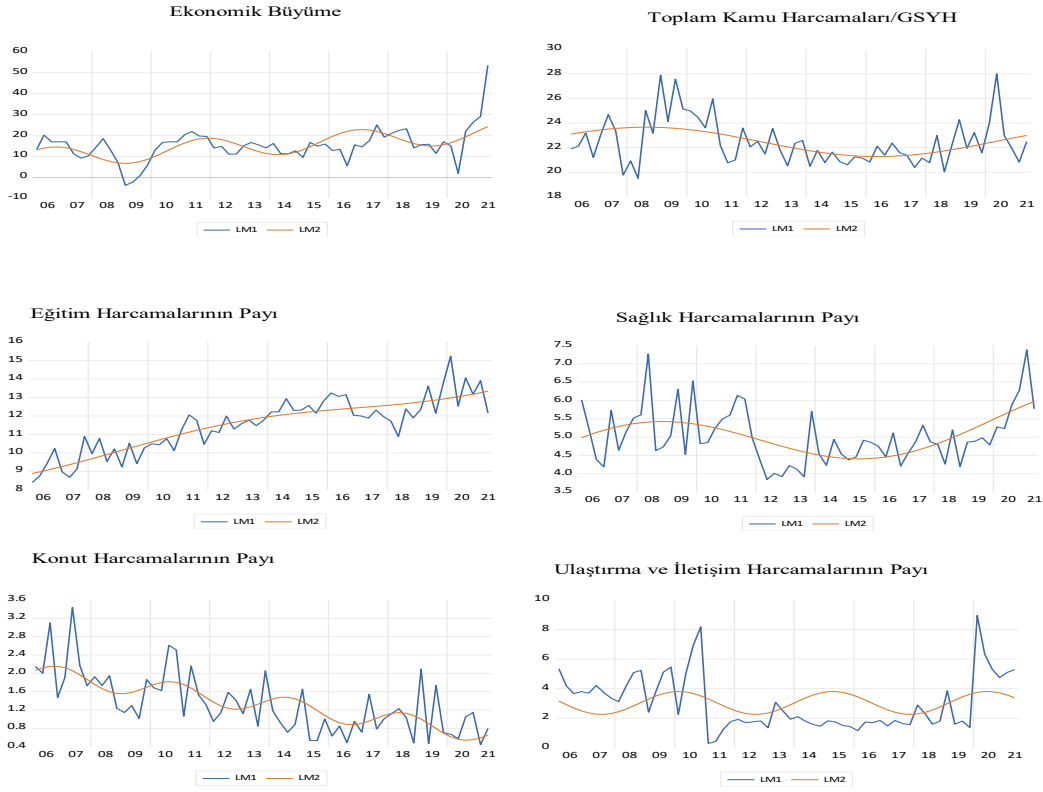
**Not:** Sabit terimli modele yönelik %10, %5 ve %1 için kritik değerler, sırasıyla, 0.3393, 0.4480 ve 0.7182’dir. Sabit terim ve trendli modele yönelik %10, %5 ve %1 için kritik değerler, sırasıyla, 0.1141, 0.1423 ve 0.2103’dür. F istatistiği için %5 önem seviyesindeki kritik değer 3.15’dir.

Tablo 2’de değişkenlere ilişkin Fouries KPSS (FKPSS) birim kök testi sonuçları yer almaktadır. FKPSS birim kök testinde sıfır hipotezi, KPSS testinde olduğu gibi, seride birim kök olmadığını ifade etmektedir. Tablo 2’de yer alan F istatistiği trigonometrik terimlerin anlamlı olup olmadığını test etmek amacıyla kullanılmaktadır. F istatistiğinin %5 önem seviyesindeki kritik değerden daha küçük olması durumunda, FKPSS testi sonucu yerine KPSS testi sonucuna bakılmaktadır. Buna göre,  $\Delta y$ ,  $\Delta g$ ,  $\Delta g_{educ}$ ,  $\Delta g_{health}$ ,  $g_{hous}$ ,  $\Delta g_{hous}$ ,  $g_{trans}$ ,  $\Delta g_{trans}$ ,  $\Delta g_{wel}$  ve  $\Delta g_{wel}$  değişkenleri için F istatistiği değeri %5 önem seviyesindeki kritik değerlerden daha küçük olduğundan, bu değişkenlerin durağanlıklarının incelenmesinde KPSS testi sonucuna bakılmaktadır. Tablo 2’de yer alan sonuçlara göre, tüm değişkenlerin düzey değerlerinde birim kök içerdikleri görülmektedir. Bu nedenle değişkenlerin birinci



dereceden farkları alınmıştır. Bu durumda, tüm değişkenlerin I(1) seviyesinde durağan oldukları belirlenmiştir. Şekil 4'deki grafikler Fourier tahminlerinin uygun olduğunu ve serilerdeki uzun salınımları yakaladığı görülmektedir.

**Şekil 4:** Değişkenler ve Fourier Fonksiyonları



Tablo 3'de toplam ve sektörel bazda kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli eşbütünlük ilişkisini ölçmek amacıyla uygulanan Fourier ADL test sonuçları yer almaktadır.

**Tablo 3:** FADL Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Model	Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	k	Min AIC	Test İstatistiği
1	(3)	<i>g</i> (3)	1	6.2318	-1.6605
2	<i>g</i> (1)	y(1)	1	3.9746	-3.8905
3	y(3)	<i>g</i> educ (2)	2	6.3409	-3.6517
4	<i>g</i> educ (3)	y(1)	4	2.3777	-0.1712
5	y(3)	<i>g</i> health (2)	2	6.3727	-3.3056
6	<i>g</i> health (1)	y(3)	1	2.1228	-4.1846
7	y(3)	<i>g</i> hous (1)	2	6.4116	-3.3087
8	<i>g</i> hous (3)	y (2)	5	1.5604	-1.6610
9	y(3)	<i>g</i> trans (1)	1	6.3039	-3.0276
10	<i>g</i> trans (3)	y (1)	1	3.6597	-2.7709
11	y (3)	<i>g</i> def (1)	2	6.4412	-3.2573
12	<i>g</i> def (3)	y(1)	1	6.7024	-4.7456
13	y(3)	<i>g</i> wel (1)	2	6.2028	-3.0757
14	<i>g</i> wel (3)	y(3)	5	4.5343	-1.3681

*Not:* Parantez içindeki rakamlar uygun gecikme uzunluklarını göstermektedir. Model 1 ve Model 2'ye yönelik kritik değerler %1, %5 ve %10 için, sırasıyla, -4.73, -4.09 ve -3.76'dir. Model 3'e yönelik kritik değerler %1, %5 ve %10 için, sırasıyla, -4.44, -3.75 ve -3.37'dir. Model 4'e yönelik kritik değerler %1, %5 ve %10 için, sırasıyla, -4.07, -3.38 ve -2.97'dir. Model 5'e yönelik kritik değerler %1, %5 ve %10 için, sırasıyla, -4.44, -3.75 ve -3.37'dir. Model 6'ya yönelik kritik değerler %1, %5 ve %10 için, sırasıyla, -4.73, -4.09 ve -3.76'dir. Model 7'ye yönelik kritik değerler %1, %5 ve %10 için, sırasıyla, -4.44, -3.75 ve -3.37'dir. Model 8'e yönelik kritik değerler %1, %5 ve %10 için, sırasıyla, -4.0, -3.32 ve -2.97'dir. Model 9 ve Model 10'ye yönelik kritik değerler %1, %5 ve %10 için, sırasıyla, -4.73, -4.09 ve -3.76'dir. Model 11'e yönelik kritik değerler %1, %5 ve %10 için, sırasıyla, -4.44, -3.75 ve -3.37'dir. Model 1'ye yönelik kritik değerler %1, %5 ve %10 için, sırasıyla, -4.73, -4.09 ve -3.76'dir. Model 13'e yönelik kritik değerler %1, %5 ve %10 için, sırasıyla, -4.44, -3.75 ve -3.37'dir. Model 14'e yönelik kritik değerler %1, %5 ve %10 için, sırasıyla, -4.0, -3.32 ve -2.97'dir.

Tablo 3'de yer alan Fourier ADL eşbütünleşme testi sonuçlarına göre, ekonomik büyümeden toplam kamu harcamaları/GSYİH oranına doğru uzun dönemli ilişkinin incelendiği Model 2, ekonomik büyümeden eğitim harcamalarının payına doğru uzun dönemli ilişkinin incelendiği Model 3, sağlık harcamalarından ekonomik büyümeye doğru uzun dönemli ilişkinin incelendiği Model 6 ve savunma harcamalarından ekonomik büyümeye doğru uzun dönemli ilişkinin incelendiği Model 12'deki test istatistikleri %10 önem seviyesindeki kritik değerden daha yüksek olduğundan, değişkenler arasında uzun dönemli ilişki olmadığını söyleyen sıfır hipotezi reddedilmektedir. Buna göre, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki toplam kamu harcamaları/GSYİH oranının bağımlı değişken ekonomik büyümenin bağımsız değişken; ekonomik büyümenin bağımlı, eğitim harcamalarının payının bağımsız değişken; sağlık harcamalarının payının bağımlı ekonomik büyümenin bağımsız olduğu değişken ve savunma harcamalarının bağımlı, ekonomik büyümenin bağımsız olduğu modeller için araştırılmalıdır. Bu amaçla, FMOLS yöntemi kullanılarak bu modeller tahmin edilmiştir. Model tahmin sonuçları Tablo 4'de yer almaktadır.

**Tablo 4:** FMOLS Model Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişkenler	g	y	g <sub>health</sub>	g <sub>def</sub>
Bağımsız Değişkenler				
Sabit	24.1507*** (0.6443)	-0.6946 (11.4742)	4.6862*** (0.2106)	2.5676 (3.6392)
Y	-0.1137*** (0.0374)	-	0.0221* (0.0122)	0.5098*** (0.0944)
g <sub>educ</sub>	-	1.3470*** (0.1184)	-	-

**Not:** Parantez içindeki değerler standart hataları göstermektedir. \*\*\*, \*\*, \* sırasıyla %1, %5 ve %10 önem seviyesinde anlamlılıkları ifade etmektedir.

Tablo 4’de yer alan FMOLS tahmin sonuçlarına göre, uzun dönemde ekonomik büyüme oranında meydana gelen bir birimlik artış karşısında toplam kamu harcamaları/GSYİH oranını 0.1137 birim azalmaktadır. Diğer bir ifadeyle, uzun dönemde ekonomik büyümeden toplam kamu harcamaları/GSYİH oranına doğru negatif bir ilişki bulunmaktadır. Bununla birlikte, ekonomik büyüme oranında meydana gelen bir birimlik artış sağlık harcamalarının ve savunma harcamalarının toplam kamu harcamaları içindeki payını sırasıyla 0.0221 ve 0.5098 birim arttırmaktadır. Son olarak, eğitim harcamalarının toplam kamu harcamalarında meydana gelen bir birimlik artış karşısında ekonomik büyüme oranı 1.3470 birim artmaktadır.

## 6. Sonuç

Devletin ekonomideki rolü ve dolayısıyla kamu harcamaları ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki literatürde farklı iktisadi görüşler açısından tartışılmıştır. Klasik ve Neo-Klasik iktisatçılar, kısa dönemli ekonomik dalgalanmaların giderilmesinde devletin müdahalesini gerekli olmadığını savunurken, Keynesyen iktisatçılar durgunluk dönemlerinden çıkışın ancak devletin müdahalesi ile gerçekleşebileceğini ileri sürmektedirler. Bu kapsamda ekonomik büyüme ve kamu harcamaları arasındaki ilişkinin yönü önem kazanmıştır. Klasikler ve Neo-Klasikler’e göre nedenselliğin yönü ekonomik büyümeden kamu harcamalarına doğru (Wagner Kanunu) iken, Keynesyen iktisatçılara göre kamu harcamalarından ekonomik büyümeye doğru (Keynesyen Hipotez) nedensellik ilişkisi bulunmaktadır.

2008 küresel finansal kriz ve Covid-19 pandemisinden kaynaklanan ekonomik kriz, durgunluktan çıkmada maliye politikalarının önemini bir kez daha ortaya koymuştur. Bu kapsamda, bu çalışmada 2006:Q1-2021:Q2 dönemi için Türkiye’de toplam ve sektörel bazda kamu harcamaları ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki Fourier yaklaşımı çerçevesinde incelenmiştir. Fourier ADL eşbütünleşme testi sonucuna göre, ele alınan dönemde toplam

kamu harcamaları için Wagner Kanunu'nun geçerli olduğu bulunmuştur. Sektörel bazda kamu harcamaları dikkate alındığında, sağlık harcamaları ve savunma harcamaları için Wagner Kanunu'nun, eğitim harcamaları için ise Keynesyen Hipotezi'nin geçerli olduğu belirlenmiştir. Bu bulgular, Yayla ve Tülümce (2017) ve Altiner (2019) çalışmalarını destekler niteliktedir.

Çalışmadan elde edilen sonuçlar Türkiye'de büyümeye dayalı bir kamu hacmi artışı politikasının izlendiğini ortaya koymaktadır. Sektörel açıdan bakıldığında, sağlık ve savunma harcamaları için de benzer şekilde büyümeye dayalı bir kamu hacmi politikası benimsendiği ifade edilebilir. COVID-19 pandemisi, ülkenin sağlık krizine ve bunun sonucunda da ekonomik krize sürüklenmesinin önüne geçebilmek için sağlık sisteminin güçlü bir yapıda olması gerektiğini bir kez daha vurgulamıştır. Dolayısıyla ekonomik büyümedeki artışların sağlık sisteminde yatırımlara dönüştürülmesi, olası bir sağlık krizinin önlenmesinde önem arz etmektedir.

Eğitim harcamaları açısından, kamu hacmine dayalı bir büyüme politikası uygulandığı söylenebilir. Ekonomik büyümenin en önemli belirleyicilerinden biri beşeri sermayedir. Özellikle ülkelerin uluslararası piyasada rekabet gücünü elinde bulundurmaları, beşeri sermayenin bilgi düzeyindeki artış ile sağlanabilmektedir. Beşeri sermaye düzeyinin gelişiminde eğitim önemli bir rol oynamaktadır. Çalışmadan elde edilen bulgu, eğitime yapılan harcamaların payındaki artışın reel sektörü harekete geçiren bir unsur olduğunu ortaya koymaktadır. Dijitalleşmesinin ve bilgi teknolojilerinin hızlı gelişimi ile birlikte, eğitim sisteminin dünya ile rekabet edebilecek hale gelmesine yönelik yatırımlar yapılması önem taşımaktadır. Çalışmadan elde edilen bulgular, hükümet ve özel sektör arasındaki işbirliğinin, harcamalar çerçevesinde, finansal kaynakların harekete geçirilmesinde önemli bir role sahip olduğunu yansıtmaktadır. Hükümet, etkin kaynak dağılımını sağlamak amacıyla özel sektörün ekonomik faaliyetlere aktif katılımı için gerekli ortamı oluşturmalı ve Kamu-Özel Sektör İşbirliği programını özellikle fonların sınırlı olduğu sektörlerde uygulamalıdır.

## Kaynakça

- Abdullah, H., & Maamor, S. (2010). "Relationship Between National Product and Malaysian Government Development Expenditure: Wagner's Law Validity Application", *International Journal of Business and Management*, 5(1), 88–97
- Abu-Bader, S., & Abu-Qarn, A. S. (2003). "Government Expenditures, Military Spending and Economic Growth: Causality Evidence from Egypt, Israel and Syria", *Journal of Policy Modeling*, 25(6–7), 567–583

- Abu-Eideh, O. M. (2015). "Causality Between Public Expenditure and GDP Growth in Palestine: An Econometric Analysis of Wagner's Law", *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(2), 189-199.
- Afonso, A. & Gonzalez-Alegre, J. (2008). "Economic Growth and Budgetary Components: A Panel Assessment for the EU", Working Paper Series, No. 848, European Central Bank, Frankfurt.
- Afonso, A., & Gonzalez Alegre, J. (2008). "Economic Growth and Budgetary Components: a Panel Assessment for the EUV", *European Central Bank* (No. 848). Working paper series.
- Afonso, A., Erbert, W., Schucknecht, L.; Thöne, M. (2005). "Quality of Public Finances and Growth", *ECB Working Papers Series, European Central Bank, Frankfurt, No. 438*,
- Afonso, A., Schuknecht, L., & Tanzi, V. (2005). "Public Sector Efficiency: An International Comparison", *Public Choice*, 123(3), 321-347.
- Afzal, M., & Abbas, Q. (2010). "Wagner's Law in Pakistan: Another Look", *Journal of Economics and International Finance*, 2(1), 12-19.
- Akinlo, A. E. (2013). "Government Spending and National Income Nexus for Nigeria", *Global Journal of Business Research*, 7(1), 33-41.
- Albatel, A. H. (2002). "Wagner's Law and the Expanding Public Sector in Saudi Arabia", *Administrative Sciences*, 14(2), 139-156.
- Altınar, A. (2019). OECD Ülkelerinde Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Panel Simetrik ve Asimetrik Nedensellik Analizi", *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 33(3), 849-870.
- Altunç, Ö. F. (2011). "Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye'ye İlişkin Ampirik Kanıtlar", *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 18(2), 145-157.
- Ansari, M. I., Gordon, D. V., & Akuamoah, C. (1997). "Keynes versus Wagner: Public Expenditure and National Income in Three African Countries", *Applied Economics*, 29, 543-550.
- Anthony, S., Jiang, Y., & Yeboah, N. E. (2016). "Economic Growth in Ghana: An Empirical Investigation" *Asian Journal of Economics, Business and Accounting*, 1-9.
- Arısoy, A. G. İ. (2005). "Wagner ve Keynes Hipotezleri Çerçevesinde Türkiye'de Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi", *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 14(2), 63-80.

- Babatunde, M. A. (2007). "A Bound Testing Analysis of Wagner's Law in Nigeria: 1970–2006", In Proceedings at Africa Metrics conference
- Bagdigen, M., & Cetintas, H. (2004). "Causality between public expenditure and economic growth: The Turkish case". *Journal of Economic and Social research*, 6(1), 53-72.
- Balassone, F., Francese, M., & Pace, A. (2011). "Public Debt and Economic Growth in Italy", *Bank of Italy Economic History Working Paper*, (11).
- Banerjee, P., Arčabić, V., & Lee, H. (2017). "Fourier ADL Cointegration Test to Approximate Smooth Breaks with New Evidence from Crude Oil Market", *Economic Modelling*, 67, 114-124.
- Barro, R. J. (1990). "Government Spending in a Simple Model of Endogeneous Growth", *Journal of political economy*, 98(5, Part 2), S103-S125.
- Becker, R., Enders, W., & Lee, J. (2006). "A Stationarity Test in the Presence of an Unknown Number of Smooth Breaks", *Journal of Time Series Analysis*, 27(3), 381-409.
- Biswal, B., Dhawan, U., & Lee, H. Y. (1999). "Testing Wagner versus Keynes Using Disaggregated Public Expenditure Data for Canada", *Applied Economics*, 31(10), 1283-1291.
- Biyase, M., & Zwane, T. (2015). "Economic Growth and Government Expenditures in Africa: Panel Data Analysis", *Environmental Economics*, (6, Iss. 3), 15-19.
- Blinder, A. S. (2008). *Keynesian Economics*. The Concise Encyclopedia of Economics.
- Cameron, K. (1978). "Measuring Organizational Effectiveness in Institutions of Higher Education", *Administrative science quarterly*, 604-632.
- Campos, J., Ericsson, N. R., & Hendry, D. F. (1996). "Cointegration Tests in the Presence of Structural Breaks", *Journal of Econometrics*, 70(1), 187-220.
- Caprioli, F., & Momigliano, S. (2011). "The Effects of Fiscal Shocks with Debt-Stabilizing Budgetary Policies in Italy", *Bank of Italy Temi di Discussione (Working Paper) No.*, 839.
- Chimobi, O. P. (2009). "Government Expenditure and National Income: A Causality Test for Nigeria", *European Journal of Economic and Political Studies*, 2(2), 1–12
- Demirbas, S. (1999). *Cointegration Analysis-Causality Testing and Wagner's Law: The Case of Turkey, 1950–1990 (Discussion Papers in Economics, 99/3)*. Department of Economics, University of Leicester.

- Devarajan, S., Swaroop, V., & Zou, H. F. (1996). "The Composition of Public Expenditure and Economic Growth", *Journal of monetary economics*, 37(2), 313-344.
- Diba, B. T. (1982). "A Note on" Public Sector Growth: A Real Perspective.". *Public Finance Finances publiques*, 37(1), 114-119.
- Dogan, E., & Tang, T. C. (2006). "Government Expenditure and National Income: Causality Test for Five South East Asian Countries", *International Business & Economics Research Journal*, 5(10), 49–58.
- Ebaidalla, E. M. (2013). "Causality Between Government Expenditure and National Income: Evidence from Sudan", *Journal of Economic Cooperation & Development*, 34(4), 61.
- Eberts, R. W., & Gronberg, T. J. (1992). *Wagner's Hypothesis: A Local Perspective*. Federal Reserve Bank of Cleveland, Research Department.
- Egbuwalo, M. O., & Abere, B. O. (2019). "Government Expenditure and Economic Growth Nexus: Evidence from Nigeria", *Quest Journals of Research in Humanities and Social Science*, 7(3), 32-39
- Fazzari, S. M. (1994). "Why Doubt the Effectiveness of Keynesian Fiscal Policy?", *Journal of Post Keynesian Economics*, 17(2), 231-248.
- Feldstein, M. (2009). "Rethinking the Role of Fiscal Policy", *American Economic Review*, 99(2), 556-59.
- Fossati, A. (1981). La spesa pubblica in Italia dal 1951 al 1980. *Rivista di diritto finanziario e scienza delle finanze*, 3(XL), 322-375.
- Gallant, A. R. (1981). "On the Bias in Flexible Functional Forms and an Essentially Unbiased form: the Fourier Flexible Form", *Journal of Econometrics*, 15(2), 211-245.
- Gallant, A. R., & Souza, G. (1991). "On the Asymptotic Normality of Fourier Flexible Form Estimates", *Journal of Econometrics*, 50(3), 329-353.
- Gemmell, N., Kneller, R., & Sanz, I. (2014). "Does the Composition of Government Expenditure Matter for Long-Run GDP Levels?", University of Wellington. *Victoria Business School Working Paper*, 10, 2014.
- Ghorbani, M., & Zarea, A. F. (2009). "Investigating Wagner's Law in Iran's Economy", *Journal of Economics and International Finance*, 1(5), 115–121
- Govindaraju, C. V. G. R., Rao, R., & Anwar, S. (2010). "Economic Growth and Government Spending in Malaysia: A Re-Examination of Wagner and Keynesian Views", *Economic Change and Restructuring*.

- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts" *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Grier, K. B., & Tullock, G. (1989). "An Empirical Analysis of Cross-National Economic Growth, 1951–1980", *Journal of Monetary Economics*, 24(2), 259-276.
- Gumus, E., & Mammadov, R. (2019). "Real Government Expenditure and Economic Growth in the Southern Caucasus Countries: A Panel Data Analysis", *Khazar Journal of Humanities and Social Sciences*, 22(2), 20-34
- Gupta, R. (1995). "Public Expenditure Policy and the Environment: A Review and Synthesis", *World Development*, 23, 515–28
- Gupta, S. (1967) "Public Expenditure and Economic Growth. A Time Series Analysis" *Public Finance*, 22(4): 423-461.
- Halicioglu, F. (2005). Testing Wagner's Law for Turkey, 1960–2003. *Public Economics*
- Hatemi-j, A. (2008). "Tests for Cointegration with Two Unknown Regime Shifts with an Application to Financial Market Integration", *Empirical Economics*, 35(3), 497-505.
- Iyare, S. O., & Lorde, T. (2004). "Co-integration, Causality and Wagner's Law: Tests for Selected Caribbean Countries", *Applied Economics Letters*, 11, 815–825.
- Jackson, P. (2016). "The Growth of The Relative Size of the Public Sector", In *Contemporary Economic Analysis (Routledge Revivals): Papers Presented at the Conference of the Association of University Teachers of Economics 1978* (p. 329). Routledge.
- Kar, M. (2003). "Kamu Harcama Çeşitlerinin Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi", *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 58(03).
- Kesavarajah, M. (2012). "Wagner's Law in Sri Lanka: An Econometric Analysis", *International Scholarly Research Notices*.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Interest, Employment and Money*. London: Macmillan.
- Kolapo, F. T., Azeez, B. A., Mokuolu, J. O., & Oluwaleye, T. (2021). "Impact of Government Expenditure on Economic Growth In Sub-Saharan Africa: A Validity of Wagner's Law".
- Kucukkale, Y., & Yamak, R. (2012). "Cointegration, Causality and Wagner's Law with Disaggregated Data: Evidence from Turkey, 1968-2004", *MPRA Paper*



- Kumar, S., Webber, D. J., & Fargher, S. (2009). Wagner's Law Revisited: Cointegration and Causality tests for New Zealand (University of the West of England Discussion Papers No. 0917
- Lamartina, S., & Zaghini, A. (2011). "Increasing Public Expenditure: Wagner's Law in OECD Countries", *German Economic Review*, 12(2), 149-164.
- Leybourne, S. J., & Newbold, P. (2003). "Spurious Rejections by Cointegration Tests Induced by Structural Breaks", *Applied economics*, 35(9), 1117-1121.
- Lucas Jr, R. E. (1988). "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of monetary Economics*, 22(1), 3-42.
- Mann, A. J. (1980). "Wagner's Law: An Econometric Test for Mexico, 1925-1976", *National Tax Journal*, 33(2), 189-201.
- Mudaki, J., & Masaviru, W. (2012). "Does the Composition of Public Expenditure Matter to Economic Growth for Kenya", *Journal of Economics and Sustainable Development*, 3(3), 60-70.
- Musgrave, R.A. (1969). *Fiscal Systems*, New Haven and London: Yale University Press.
- Narayan, P. K., Nielsen, I., & Smyth, R. (2008). "Panel Data Cointegration, Causality and Wagner's Law: Empirical Evidence from Chinese Provinces", *China Economic Review*, 19(2), 297-307
- Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982). "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, 10(2), 139-162
- Nurudeen, A., & Usman, A. (2010). "Government Expenditure and Economic Growth in Nigeria, 1970-2008: A Disaggregated Analysis", *Business and economics Journal*, 2010(4), 1-11.
- Oxley, L. (1994). "Cointegration, Causality and Wagner's Law: A test for Britain 1870-1913", *Scottish Journal of Political Economy*, 41, 286-298.
- Peacock, A.T. and J. Wiseman (1961). *The Growth of Public Expenditure in the United Kingdom*, Princeton: Princeton University Press.
- Perron, P. (1989). "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1361-1401.
- Ram, R. (1986). "Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time-Series Data", *The American Economic Review*, 76(1), 191-203.

- Ravinthirakumaran, N., & Kesavarajah, M. (2011). "The Impact of Government Expenditure on Economic Growth in Sri Lanka: An Econometric Analysis". In *Proceedings of International Conference on Business Management* (Vol. 8).
- Ray, S., & Ray, I. A. (2012). "On The Relationship Between Government's Developmental Expenditure and Economic Growth in India: A Cointegration Analysis". *Advances in Applied Economics and Finance*, 1(2), 86-94.
- Romer, P. M. (1986). "Increasing Returns and Long-run Growth". *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.
- Samudram, M., Mahendhiran, N., and Santha, V.,(2009). "Keynes and Wagner on Government Expenditures and Economic Development: The Case of A Developing Economy". *Empirical Economics*, 36, 697– 712.
- Samudram, M., Nair, M., & Vaithilingam, S. (2009). "Keynes and Wagner on Government Expenditures and Economic Development: The Case of a Developing Economy". *Empirical Economics*, 36, 697–712
- Sancar, C. (2012). "Kamu Harcamaları Ekonomik Büyüme İlişkisine Wagner Yasası ve Keynesyen Görüş Çerçevesinde Teorik Bir Yaklaşım: Türkiye Örneği". *İnönü University International Journal of Social Sciences (INIJOSS)*, 1(2), 2-19.
- Selvanathan, E. A., Selvanathan, S., & Jayasinghe, M. S. (2021). Revisiting Wagner's and Keynesian's propositions and the relationship between sectoral government expenditure and economic growth. *Economic Analysis and Policy*.
- Singh, B., & Sahni, B. S. (1984, November). "Causality Between Public Expenditure and National Income". *The Review of Economics and Statistics*, 66(4), 630–644.
- Sinha, D. (2007). "Does the Wagner's Law Hold for Thailand? A Time Series Study"
- Tang, T. C. (2001). "Testing the Relationship Between Government Expenditure and National Income in Malaysia", *Analysis*, 8(1–2), 37–51.
- Tang, T.C.,(2009). "Wagner's Law Versus Keynesian Hypothesis in Malaysia: An Impressionistic View", *Business and Economics Department of Economics*, ISSN 1441-5429, *Discussion Paper 21/09*, ss: 1-10.
- Telek, C., & Telek, A. (2016). "Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisinin Wagner ve Keynes Hipotezi Çerçevesinde İncelenmesi", *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 12(12), 628-642.
- Thabane, K., & Lebina, S. (2016). "Economic Growth and Government Spending Nexus: Empirical Evidence from Lesotho", *African Journal of Economic Review*, 4(1), 86-100.

- Thornton, J. (1999). "Cointegration, Causality and Wagner's Law in 19th Century Europe". *Applied Economic Letters*, 6(7), 413-416.
- Tuna, K. (2013). "Türkiye'de Wagner Kanunu'nun Geçerliliğinin Test Edilmesi", *İşletme ve İktisat Çalışmaları Dergisi*, 1(3), 54-57.
- Uzuner, G., Bekun, F. V., & Akadiri, S. S. (2017). "Public Expenditures and Economic Growth: Was Wagner Right? Evidence from Turkey", *Academic Journal of Economic Studies*, 3(2), 36-40
- Ünsal, M. E. (2020). "Kamu Harcamaları, Kamu Gelirleri ve Kamu Borçlarının Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkileri: OECD Ülkeleri Üzerine Panel Veri Analizi", *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (64), 53-64.
- Verma S., ve Arora R.(2010). "Does the Indian Economy Support Wagner's Law? An Econometric Analysis", *Eurasian Journal of Business and Economics*, 3 (5), 77-91.
- Wagner, A. H. (1883). *Finanzwissenschaft*, Leipzig.
- Wagner, A. H. (1912). *Les fondements de l'economie politique*. Paris: Girard & Brière
- Xie, D., Zou, H. and Davoodi, H. (1999) "Fiscal Decentralization and Economic Growth in the United States", *Journal of Urban Economics*, 45, 228-39
- Yavuz, Ö., & Bayat, T. (2021). "Türkiye'de Maliye Politikası Şoklarının Çıktı Üzerindeki Asimetrik Etkisi", *Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 31(2), 943-951.
- Yayla, N., & Tülümce, S. Y. (2017). "Türkiye'de Kamu Harcamalarının Bileşenleri ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Wagner ya da Keynes?", *Social Sciences*, 12(4), 163-184.
- Yıldız, F., & Sarısoy, S. (2012). "OECD Ülkelerinde Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi Üzerine Ampirik Bir Çalışma", *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 34(2), 517-540.
- Yılmaz, Ö., Kaya, V. (2005)." Kamu Harcama Çeşitleri ve Ekonomik Büyüme İlişkisi", *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 5(9), 257-271.
- Yuk, W. (2005). "Government Size and Economic Growth: Time-Series Evidence for the United Kingdom, 1830-1993"i *Department of Economics, University of Victoria, Econometrics Working Paper EWP0501*.
- Zabun, F. (2020). "Kamu Harcamaları ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Ekonometrik Analizi: Türkiye Örneği", *R&S-Research Studies Anatolia Journal*, 3(4), 287-305.



## KRİZ ORTAMINDA İŞ ARAMA DAVRANIŞI: KADINLAR GERÇEKTEN REKABETTEN KAÇINIYORLAR MI?

Aysun HIZIROĞLU AYGÜN<sup>1</sup>

Gönderim tarihi: 15.09.2021

Kabul tarihi: 22.07.2022

### Özet

DeneySEL İktisat yazını, kadınlar ile erkekler arasında rekabete karşı tutum açısından farklılıklar olduğunu göstermiştir. Kadınların rekabet ortamına girmekten kaçındığına işaret eden bu farkın emek piyasasındaki davranışlara tezahür etmesi, gerek bu piyasaların işleyişi, gerek kadınların refahı için olumsuz etkiler doğurabilecek önemli bir meseledir. Bu çalışmada Türkiye emek piyasasında rekabetin yoğun olduğu bir dönemde eğitimli kadın ve erkeklerin iş arama davranışları arasında bir fark olup olmadığı test edilmektedir. Bunun için işsizlik oranlarının artarak iş bulma konusunda rekabetin arttığı, 2008-2009 küresel ekonomik krizi dönemi baz alınmaktadır. Buna göre küresel kriz ortamı, kadınların işsizlik oranını arttırarak kadınlar açısından rekabetin artmasına sebebiyet vermiştir. Aynı zamanda kadınların, rekabetin arttığı bu dönemde iş arama kanallarını kullanmaktan çekinmek yerine bazı kanalları daha sıklıkla kullanmaya başladıkları görülmüştür. Kadınlar bu dönemde kullandıkları iş arama kanalı sayısını da arttırmışlardır. Bu durumda kadınların beklendiğinin aksine rekabetten kaçınmak yerine rekabet ortamında daha aktif olarak iş aradıkları sonucuna varılmaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** ekonomik kriz, iş arama kanalları, rekabet, emek piyasaları, kadın işgücü

**JEL Sınıflaması:** D91, J24, J64

## JOB SEARCH DURING AN ECONOMIC CRISIS: DO WOMEN REALLY SHY AWAY FROM COMPETITION?

### Abstract

Men and women have different attitudes toward competitive environments as shown by the behavioral economics literature. Women shy away from competition while men are attracted to competitive environments. This behavioral difference can have negative implications for the welfare of women and the functioning of the labor market if it is reflected on the choices related to the labor market. In this study, we investigate whether there is a significant difference between the job search mechanisms employed by college educated men and women in the Turkish labor market during a period during which unemployment rate and competition in the labor market increased: 2008-2009 global recession. We find that female unemployment rate increased during the global recession, leading to a more competitive environment for women. Furthermore, women began to use some job search channels as opposed to what they would do if they were shying away from competition. Total number of channels used for job search increased for women as well. We conclude that competition did not deter women from looking for a job, rather it generated an environment for women to be more active in job search.

**Keywords:** economic crisis, job search methods, competition, labor market, female labor force

**JEL Classification:** D91, J24, J64

<sup>1</sup> İstanbul Teknik Üniversitesi, Ekonomi Bölümü

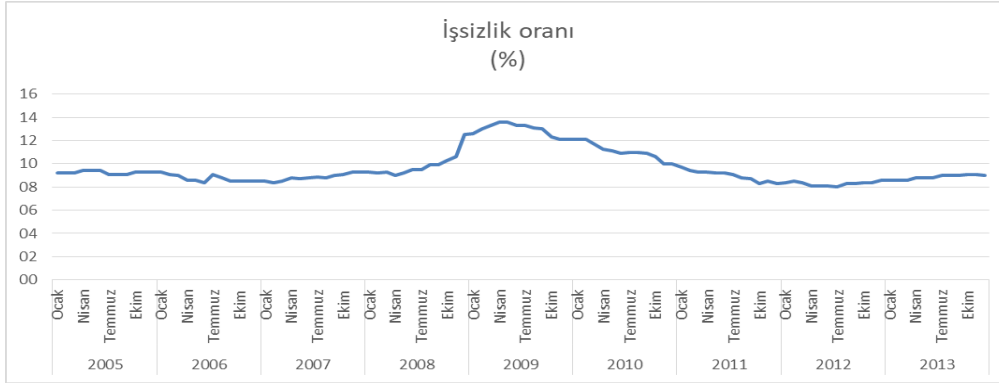
E-posta Adresi: aysunaygun@itu.edu.tr ORCID:0000-0003-4513-1859

## **1. Giriş**

DeneySEL İktisat yazını, kadınlar ile erkekler arasında rekabete karşı tutum açısından farklılıklar olduğunu göstermiştir. Özellikle Gneezy vd. (2003) ile Niederle ve Vesterlund'un (2007) laboratuvar deney çalışmaları, bu konudaki tutum farkına ışık tutan araştırmalara öncü olmuştur. Niederle ve Vesterlund (2007) iki basamaklı toplama işlemleri yaptırdıkları deneylerinde alternatif ödül sistemleri (doğru cevap başına para ödülü ya da en çok doğru cevabı bilene ödenecek para ödülü gibi) ile katılımcıların rekabete karşı tutumlarını ölçmüşlerdir. Kadın katılımcıların rekabette kaçındığı, erkek katılımcıların ise rekabete çekildiği ve bu durumun kişilerin deneylerde verilen işlemlerdeki başarılarından bağımsız olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Söz konusu rekabete karşı tutum farkının, benzer yetenek ve beşeri sermaye sahibi kadın ve erkekler arasında, istihdam edilmeye dair tercihler (Flory vd. 2015) ve yönetici pozisyonu üstlenme (Bertrand ve Hallock, 2001) gibi konuları etkilemesi, bu davranışsal durumun ekonomik ve sosyal hayata yansımaları olarak vurgulanmaktadır.

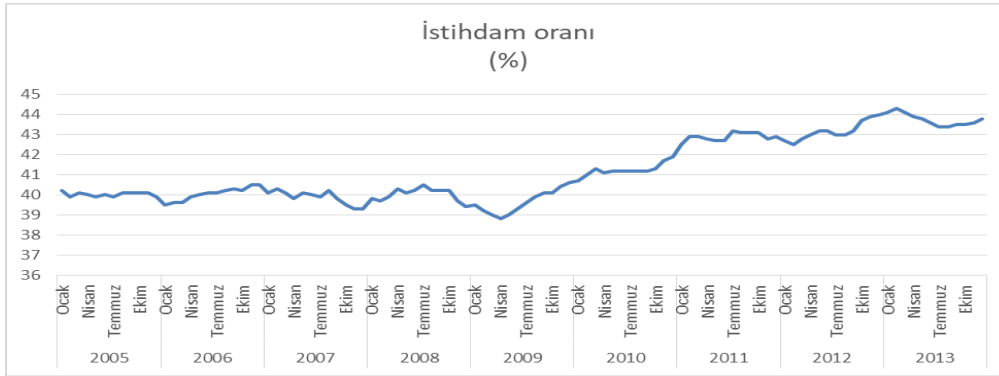
Ekonomik küçülmenin yaşandığı kriz dönemleri de iş piyasasında rekabetin arttığı zamanlara işaret eder. İstihdam oranlarının büyük ölçüde düştüğü ve işsizlik oranlarının arttığı 2008-2009 küresel ekonomik krizi de bu durumun derinden hissedildiği bir örnektir. Amerika Birleşik Devletleri (ABD) ve Avrupa ülkeleri başta olmak üzere birçok ülkede kriz ile birlikte yeni iş ilanlarının sayısı azalmış, işten çıkarmalar artmış ve iş bulmak zorlaşmıştır. Kriz döneminde iş arayanlar arasında artan rekabet, özellikle ABD emek piyasalarında uzun süreli işsizlik ve iş gücünden çıkış ile neticelenmiştir (Elsby vd. 2010). Hatta bu durumun etkilerinin uzun yıllar devam ettiğini gösteren çalışmalar da vardır. Yagan (2019)'a göre kriz, 2007-2015 yılları arasında ABD'deki istihdam azalışından büyük ölçüde mesuldür.

Türkiye'de de krizden önce yüzde 9 civarında seyreden mevsim etkilerinden arındırılmış işsizlik oranı, 2008'in Aralık ayında yüzde 12,5'e yükselmiş, 2010'un sonuna kadar da yüzde 10'nun üzerinde yüksek seyretmiştir (Figür 1).

**Figür 1:** Mevsim Etkilerinden Arındırılmış İşsizlik Oranı (2005-2013 Yılları)

**Kaynak:** TÜİK, İşgücü İstatistikleri Veri Tabanı

İstihdam oranı da yine bu dönemde düşüş göstererek 2009'un Nisan ayında yüzde 38,8 ile en düşük seviyesine inip 2010 sonuna kadar yavaş bir ivme ile artmıştır (Figür 2).

**Figür 2:** Mevsim Etkilerinden Arındırılmış İstihdam Oranı (2005-2013 Yılları)

**Kaynak:** TÜİK, İşgücü İstatistikleri Veri Tabanı

Bu çalışmada Türkiye emek piyasasında eğitimli kadın ve erkeklerin iş arama davranışları arasında bir fark olup olmadığı test edilmektedir. Bunun için işsizlik oranlarının artarak iş bulma konusunda rekabetin arttığı, 2008-2009 küresel ekonomik krizi dönemi baz alınmaktadır.

Çalışmanın amacı laboratuvar deneyleri ve istihdama dair tercihler ile bahsi geçen davranışsal farkın iş arama davranışına da bir tezahürü var ise tespit etmektir. İş arama metodu, iş bulma ihtimalini etkilediği gibi, bulunan işin bireyin beşeri sermayesine uygunluğunu da belirleyen kritik bir faktördür (Weber ve Mahringer, 2008). Bu nedenle, iş piyasalarının

etkin çalışabilmesi için iş arayan bireylerin kendilerine uygun kanalları kullanıyor olması elzemdir. Ancak bir grubun rekabette kaçınmak istemesi nedeniyle iş aramaktan çekinmesi veya mevcut iş arama kanallarını etkin kullanamaması, emek piyasasının işleyişini de olumsuz etkileyebilecek bir durum teşkil eder. Bu nedenle böyle bir durumun tespiti, ekonomik kriz dönemlerinde devreye sokulabilecek politikaların belirlenmesinde önemli bir rol üstlenecektir.

Araştırmada Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) Hanehalkı İşgücü Araştırması (HİA) 2005-2010 arasındaki verilerinden faydalanılmaktadır. Türkiye işgücü piyasalarında aktif olan (istihdamda veya iş arayan) kadın ve erkeklerin özellikleri arasındaki fark göz önünde bulundurularak, araştırma eğitimli bireyler ile sınırlandırılmıştır.

Bu çalışma Türkiye’de kadın ve erkeklerin iş arama davranışı farklarını rekabet açısından ele alan ilk araştırma olma özelliğindedir. İş arama davranışı kadınların iş gücü piyasasına katılımları, yüksek pozisyonlara terfi etmeleri, maaşlarının artması gibi istihdamda olma ve istihdam hayatındaki refah durumlarını etkileyen önemli bir faktördür. Bu nedenle çalışmamız literatüre özgün ve önemli bir katkıda bulunmaktadır. Araştırmamız aynı zamanda rekabet artışının iş arama davranışına nedensel etkisini ölçen ilk çalışmadır. Kriz dönemi iş bulmanın zorlaştığı ve rekabetin arttığı bir yarı deneysel ortam olarak ele alınarak, farkların farkı yöntemi kullanılmıştır. Laboratuvar deneylerinde beklenenin aksine rekabet arttıkça kadınların kullandıkları iş arama kanallarının arttırdığı görülmüştür.

Makalenin 2. Bölümünde Türkiye’de iş arama davranışına dair yayınlanmış literatür taraması sunulmaktadır. 3. Bölümde araştırmanın arka planı aktarılmış, 4. Bölümde yöntem açıklanmış ve 5. Bölümde analiz sonuçlarına yer verilmiştir. Son olarak 6. Bölümde sonuç ve değerlendirmeye yer verilmiştir.

## **2. Literatür Taraması**

Tutar (2015) iş arama davranışını talep taraflı ve arz taraflı inceleyip kullanılan bazı kanalların zaman içindeki değişimini raporlamıştır. Talep tarafı için İŞKUR verileri kullanılırken, arz tarafı için bizim çalışmamızda olduğu gibi HİA’nın iş arama kanalı sorularından faydalanılmıştır. Bu çalışmada dikkat çeken bir husus, iş verenlerin de istihdam etme kanalı olarak eşe dosta başvurmayı sıklıkla kullandığı ve çeşitli kanalların işveren tarafından kullanılma yoğunluğunun sektöre, mesleğe ve istenilen eğitim düzeyine göre değişiklik gösterdiğidir.

İş arama sürecinin işsizliğe ve bulunan işin bireyin özellikleri ve eğitimi ile uyumlu olup istihdamın kalıcı olmasına etkisi olduğu yapılan çalışmalarda gösterilmiştir. Gökkaya



vd. (2015) iş aramanın karmaşık bir süreç olduğuna değinip, iş ilanı çözümlemesinin iş ilana uyumu etkileyen kritik bir aşama olduğunu belirtmişlerdir.

Güler (2012) iş arama davranışının belirleyicileri literatürünü kapsamlı bir biçimde analiz ettiği çalışmada cinsiyet, yaş ve eğitim gibi demografik özellikler ile birlikte kişilik yapısı, özdeğerlendirme değişkenleri ve duygusal durumun da etkili olduğuna dikkat çekmiştir. Kişinin özelliklerine ek olarak dışsal faktörlerin de iş arama davranışını etkilediğini vurgulayan Güler, finansal zorlukları iş bulma ihtiyacını artıran ancak duygusal durumu da olumsuz etkileyen bir faktör olarak saymıştır.

Bizim çalışmamıza yakın bir dönemi kapsayarak 2007-2013 HİA mikro veri setlerini kullanan Çağlar vd. (2015) temel değişken olarak iş arama süresini kullanmışlardır. Kadınlar, hiç evlenmemiş olanlar, daha yaşlı işsizler, daha önce çalışmamış olanlar ve uzun süreli işsizlerin iş arama süresinin daha uzun olduğu sonucunu buldukları çalışmalarında iş gücü piyasasının eşitsizliğine dikkat çekmişlerdir.

Şentürk (2019) ise 15 ilde 2500 işsiz birey ile yaptığı anketten elde ettiği veriler doğrultusunda bireylerin kullandığı iş arama yöntemi sayısının belirleyicilerini incelemiştir. Çocuk sayısı, hanedeki birey sayısı, yaş gibi demografik özelliklerin erkekler ve kadınların kullandıkları iş arama yöntemi sayısını farklı etkilediği sonucuna varan çalışmada toplumsal cinsiyet rollerinin iş gücü piyasasına katılıma ve dolayısıyla iş arama kanalı kullanımına etki ettiği çıkarımı yapılmıştır.

### 3. Araştırmanın Arka Planı

#### 3.1. Türkiye’de 2008-2009 Küresel Krizi

Finansal piyasalar aracılığı ile küreselleşen 2008-2009 krizinin yabancı yatırımları azalttığı Türkiye’de de 2008’in ikinci çeyreği itibariyle sanayi üretiminin düştüğü görülmektedir. Öyle ki 2009’un ilk çeyreğinde sanayi üretimi 1994 ve 2001 krizlerine kıyasla çok daha derin bir azalış ile dibe vurarak akabinde de bir toparlanmaya girmiştir (Rodrik, 2012). İşsizlik de bu dönemde artarak yüzde 16 ile 2009’un ilk çeyreğinde zirve yapmıştır. İşsizlik oranındaki bu artışın söz konusu dönemde “rekor seviyede” olduğu Figür 1’de göze çarpsa da Rodrik (2012) 2000’lerin başından beri işsizliğin ekonomik büyümeye rağmen yüzde 10 seviyesinde olmasına dikkat çekerek, Türkiye’nin küresel krize istihdam yaratmada yavaş olunan bir dönemde yakalandığını ifade eder. Ekonomik kriz, derin olsa da kısa sürmüş ve 2009’un sonu itibariyle Gayrisafi Yurt İçi Hasıladaki (GSYH) düşüş tersine dönmüştür (Rodrik, 2012). Ancak işsizlik oranı 2010’un ikinci çeyreğine kadar yüksek seyretmiştir (Figür 1).

### 3.2. İş arama yöntemleri

HİA anket sorularında işsiz veya işgücü dışındaki bireylerden aktif olarak iş arayan ya da kendi işini kurmak için uğraşanlara iş arama kanallarından hangilerini kullandıklarına dair sorular yöneltilmektedir. İş arama kanallarına dair sorulara yanıt veren toplam 108.833 kişiden yüzde 29,3'ü kadındır. Bu kanallar ve çalışmanın geçtiği zaman aralığında kullanılma sıklıkları Tablo 1'de gösterilmiştir. Buna göre Türkiye'de en çok başvurulan iş arama kanalı eşe dosta ricada bulunmaktır. Bu da iş arayanların yüzde 90'ından fazlasının iş bulma kanalı olarak piyasaya başvurmak yerine daha geleneksel sayılabilecek bir yöntemi tercih ettiğini gösterir. Sosyal ağlar aracılığı ile iş aramak, diğer ülkelerde de sıklıkla başvurulan bir iş arama kanalı olagelmiş ve iş verenler açısından da kolay bir eleme mekanizması olduğu için işe alımlarda tercih edildiği görülmüştür (Fernandez vd. 2000). Aynı zamanda iş arayanlar açısından da zahmeti az bir yöntem olduğu söylenebilir. Bununla birlikte iş arayanların yüzde 70'i doğrudan bir iş verene başvurduklarını belirtmişlerdir. Tablo 1'den çıkan bir sonuç da bu iki kanal dışındaki kanalların çok daha az kullanıldığı olmuştur. Örneğin gazete, dergi ve internetteki ilanlara bakmak yüzde 26, İŞKUR'a başvurmak sadece yüzde 13'lük kesim tarafından kullanılmaktadır. Özel istihdam ofisleri veya internetteki kariyer sitelerine ise iş arayanların sadece yüzde 9'u başvurmaktadır. Bu yöntemler dışında İŞKUR'dan başvuruya cevap beklemek (yüzde 8), gazeteye ilan vermek (yüzde 8), sözlü ya da yazılı iş sınavına girmek (yüzde 6), kamunun açtığı iş sınavı sonucunu beklemek (yüzde 5) de diğer yöntemler arasındadır. İş arayanların sadece yüzde 2'si kendi iş yerini kurmak için mekan veya araç gereç baktığını, yüzde 1'i ise bunun için kredi, lisans vb. araştırma yaptığını belirtmiştir. İş arayan kişiler HİA anketinde bahsi geçen toplam 13 adet metottan ortalama 2,8'ini kullandığını belirtmiştir.

**Tablo 1:** İş Arama Kanallarının Kullanılma Sıklıkları

	Ortalama	Std. Sapma
Eşe dosta ricada bulunmak	0,914	0,281
Doğrudan bir işverene başvurmak	0,702	0,458
İş başvurusunun sonucunu beklemek	0,379	0,485
Gazete, dergi veya internetteki iş ilanlarına bakmak	0,260	0,439
İŞKUR'a başvurmak	0,126	0,332
İnternet kariyer sitelerine veya özel istihdam ofislerine başvurmak	0,089	0,285
İŞKUR'dan başvuruya cevap beklemek	0,081	0,272
Gazeteye ilan vermek veya cevaplandırmak	0,080	0,271
Sözlü ya da yazılı iş sınavına/mülakata girmek	0,064	0,245
Kamunun açtığı iş sınavı sonucunu beklemek	0,052	0,221
Kendi işyerini kurmak için mekan veya araç gereç bakmak	0,018	0,133
Kendi işyerini kurmak için kredi, lisans vb.araştırmalar yapmak	0,010	0,100
Diğer bir yöntem kullanmak	0,008	0,091
Toplam kullanılan yöntem sayısı	2,783	1,691

**Kaynak:** HİA 2005-2010 mikro verileri kullanılarak hazırlanmıştır.

**Notlar:** Gözlem sayısı: 108.833'tür. Toplam kullanılan yöntem sayısı en küçük 0, en büyük 13'tür.

### 3.3. Kriz döneminde işgücü piyasası

Kişilerin iş arama davranışı makro ekonomik faktörler ile birlikte kişisel etmenlerden de etkilenmektedir. Özellikle kriz nedeniyle eşlerin işlerini kaybetmesi, istihdam talebinde sektörel farkların oluşması ve beklentilerin etkilenmesi neticesinde kişiler iş aramayı bırakabilir ya da iş aramaya başlayabilirler. Kriz nedeniyle kadın ve erkekler iş arama davranışlarında herhangi bir değişiklikte bulunuyorlar mı diye anlamak için öncelikle krizin işsizlikte ve iş arama davranışında kadın ve erkekler için farklı etkiler yaratabileceği bu gibi alternatif yolların elenmesi gerekmektedir.

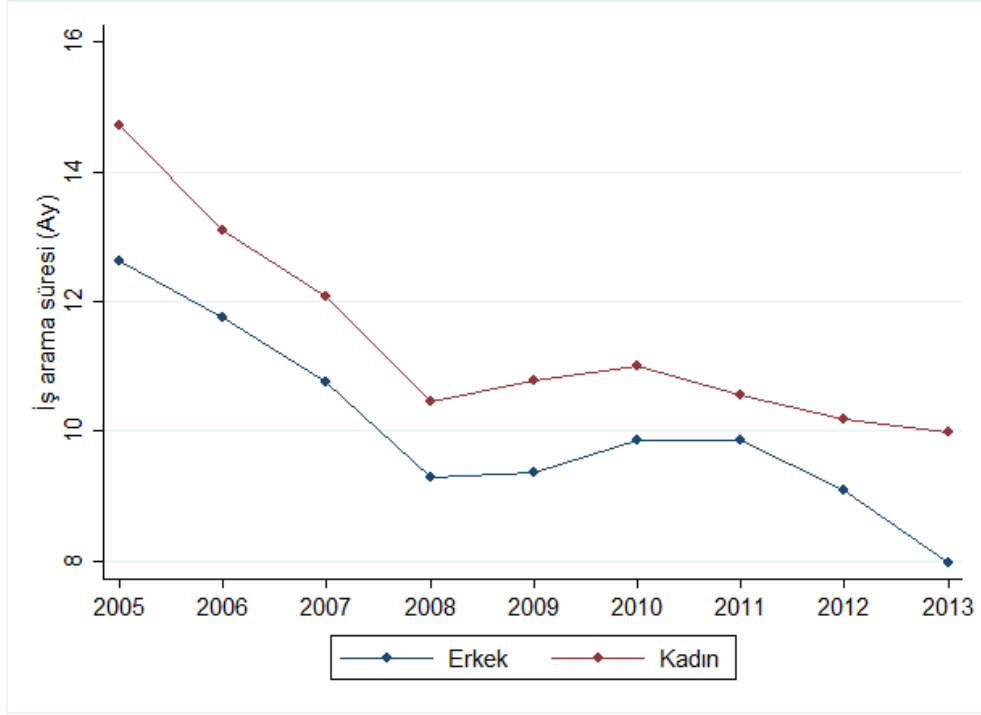
Ayhan (2018) Türkiye'de 2008-2009 krizi esnasında erkeklerin işsiz kalma ihtimalindeki yükseliş neticesinde evli kadınların emek piyasalarına katılımında bir artış ölçmüştür.

Söz konusu “ek çalışan etkisi”, düşük eğitim seviyesine sahip kadınlar arasında görülmektedir. Ayhan’a göre bu artış bir çeyrek kadar gecikme ile olmuş ve daha önceki krizlerde görüldüğü gibi kısa süreli olmuştur (2008 krizinde eşleri işsiz kaldığı için iş gücü piyasasına katılan kadınlar bunu sadece iki çeyrek boyunca yapmışlardır) (Ayhan, 2018, Başlevent ve Onaran, 2003).

Krizin sanayi üretimini yavaşlatmasının doğal bir sonucu olarak imalat sektöründe istihdam edilen erkeklerin sayısının azalması da yine krizin kadın ve erkeklerin emek piyasalarını farklı etkilediğine dair bir sonuçtur. Türkiye’de de durum farklı olmamış ve 2008-2009 krizi neticesinde erkeklerin sanayide istihdamı azalırken, kadınların hizmetler sektöründe istihdamı artmıştır (Gürsel vd., 2009). Kadınların hizmetler sektöründeki istihdam artışının kendi hesabına çalışanlar arasında görülüyor olması yine ek çalışan etkisinin devrede olduğuna işaret etmektedir (Gürsel vd., 2009).

Ekonomik krizlerin iş bulmayı zorlaştırarak iş arama sürelerini uzatması kişilerin yıla-rak iş aramayı bırakmalarına sebep olabilir. Bu durum örneğin 2008-2009 krizinde ABD emek piyasasında görülmüş ve uzun süreli işsizlerin sayısında artış olduğu raporlanmıştır (Kroft vd. 2016).

Türkiye’de de benzer bir durumun yaşanmış olması muhtemeldir. Kadın ve erkeklerin yıllara göre ortalama iş arama süreleri Figür 3’te gösterilmiştir. Buna göre 2005 yılından beri iş arama süresi ortalamaları hem kadınlarda hem erkeklerde düşüş eğilimindedir. 2005 yılında kadınlar ortalama on dört ay, erkekler on iki aydan fazla sürede iş ararlarken 2009 yılına gelindiğinde kadınların on aydan, erkeklerin de sekiz aydan kısa süre iş aradıkları anlaşılmaktadır. Söz konusu düşüş eğilimi 2008-2009 krizi dönemi ve takip eden 2010 yılında yavaşlamış olsa da özellikle erkekler için 2011’den sonra hızlanmıştır. İş arama sürelerinde zaman içinde görülen bu azalmanın nedenlerini başka bir çalışma ile derinlemesine araştırmak gerekli olsa da, Figür 3’te görüldüğü gibi iş arama sürelerinin çalışmanın analizlerinin konu aldığı 2005-2010 yılları arasında geçen süre boyunca kadın ve erkeklerde benzer şekilde değişmiş olması bir başka deyişle paralel bir trend takip etmesi, bu araştırmanın inceleyeceği kadın ile erkek arası farkları belirleyen ek bir faktör olmayacaktır.

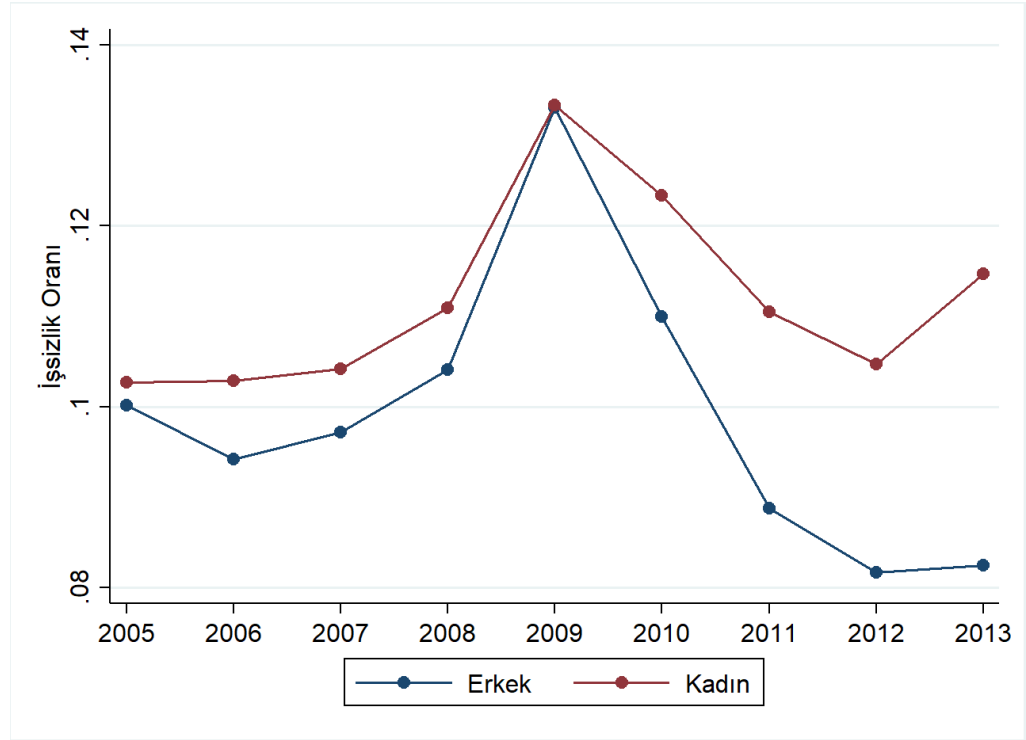
**Figür 3:** İş Arayan Kadın ve Erkeklerin Ortalama İş Arama Süreleri (2005-2013 Yılları)

**Kaynak:** TÜİK, Hanehalkı İşgücü Araştırması mikro verileri kullanılarak hesaplanmıştır.

Sırada, krizin kadın ve erkeklerin işsiz kalma ihtimalini nasıl etkilediği ele alınmaktadır. Zira iki grup arasında bir farkın gerçekleşmesi elbette ki iş arama davranışında da farklılıklara yol açabilir. Bunun için Figür 4'te kadın ve erkeklerin işsizlik oranları gösterilmektedir.

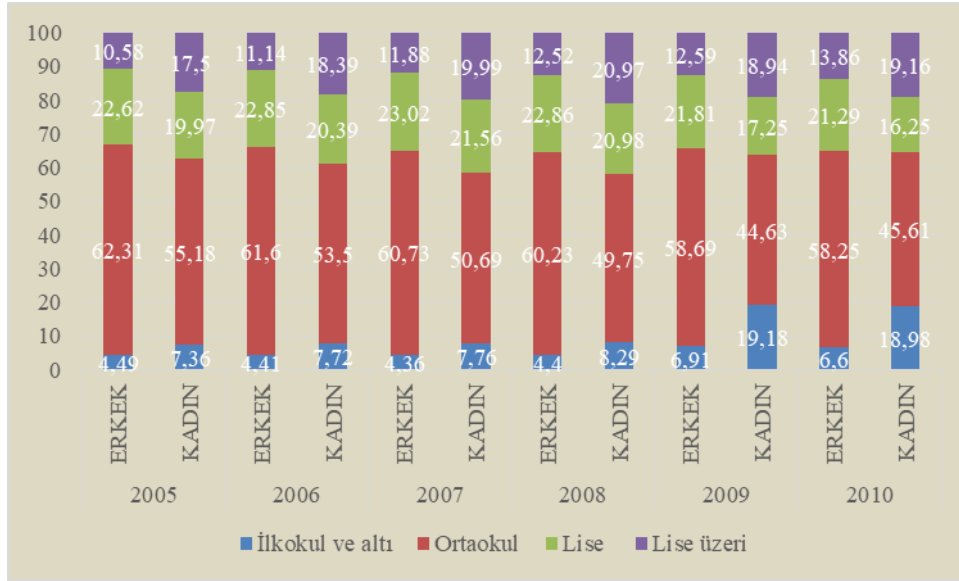
Figür 4'te görüldüğü gibi 2009 yılında işsizlik oranı hem kadınlar, hem erkekler için artarak yüzde 13'ün üzerine çıkmıştır. Ancak krizden önce kadınların işsizlik oranının erkeklerinkinden yüksek olduğu düşünülürse erkekler için işsizlikteki artışın daha büyük olduğu söylenebilir. Bununla birlikte 2010 yılında erkeklerin işsizlik oranı kriz öncesi dönemden yüksek olmakla birlikte yüzde 11'e düşmüş, kadınlarınki ise yüzde 12'nin üzerinde kalmıştır. Aşağıda da bahsi geçeceği üzere krizin toparlanma sürecinde (2010 yılında) kadınlar istihdam edilmede daha dezavantajlı kalmıştır.

**Figür 4:** Kadın ve Erkeklerin İşsizlik Oranları (2005-2013 Yılları)



**Kaynak:** TÜİK, Hanehalkı İşgücü Araştırması mikro verileri kullanılarak hesaplanmıştır.

Son olarak HİA verileri kullanılarak işgücünde olan kadın ve erkeklerin eğitim seviyelerinin dağılımı Figür 5'te gösterilmektedir. Türkiye işgücü piyasası ile ilgili göze çarpan istatistik, kadınlar arasında iyi eğitimlilerin ve en düşük seviyede eğitimlilerin oranının erkeklerden yüksek olmasıdır. Bu da iş gücündeki kadın ve erkeklerin özelliklerinin farklı olduğunu göstermektedir. Figür 5 aynı zamanda bahsi geçen ek çalışan etkisi ile bağlantılı olarak 2009 ve 2010 yıllarında işgücündeki kadınlar arasında eğitimsiz kadınların oranının artışına da işaret eder. Bu nedenlerle araştırmada eğitilmiş kadın ve erkeklere odaklanılarak analizlere sadece lise üzeri eğitilmiş kişiler dahil edilmektedir.

**Figür 5:** İşgücündeki Kadın ve Erkeklerin Eğitim Seviyeleri Dağılımı (2005-2010 Yılları)

**Kaynak:** TÜİK, Hanehalkı İşgücü Araştırması mikro verileri kullanılarak hesaplanmıştır.

#### 4. Araştırmanın Yöntemi

Araştırmada farkların farkı yöntemi aşağıdaki eşitlik ile anlatılan ekonometrik model ile kullanılmaktadır.

$$y_{i,t} = \alpha + \mu \text{kadın}_{i,t} + \pi \text{krizdönemi}_t + \beta (\text{kadın} * \text{krizdönemi})_{i,t} + X_{i,t}\Gamma + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$y_{i,t}$ : t zamanındaki i kişinin Tablo 1’de gösterilen iş arama yöntemlerini kullanma durumu veya toplam kullanılan iş arama yöntemi sayısı,

$\text{kadın}_{i,t}$ : t zamanındaki i kişinin cinsiyeti kadın ise 1 değerini alan kukla değişken,

$\text{krizdönemi}_t$ : t zamanının kriz dönemine ait olduğunu gösteren kukla değişken,

$(\text{kadın} * \text{krizdönemi})_{i,t}$ : kadın kukla değişkeni ile kriz dönemi etkileşimi,

$X_{i,t}$ : t zamanındaki i kişisi için kontrol değişkenler vektörü (yaş grubu kategorisi için kukla değişken (15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-40, 45-49, 50-54, 55-60 ve 65 yaş ve üzeri için), medeni durumu belirten kukla değişken (evli, ayrı, hiç evlenmemiş), 26 İBBS2 bölgesi kukla değişkeni, iş arama süresi (ay olarak),

$\theta_t$ : yılı belli eden kukla değişken.

Bu modele kadın ve kriz dönemi etkileşim değişkeni, farkların farkı tahmini yapılması amacıyla eklenmiştir. Buna göre, kadın ile erkekler arasındaki iş arama kanallarını kullanım farkının kriz dönemlerinde daha önceki yıllara kıyasla nasıl değiştiğini  $\beta$  katsayısı ile ölçmek mümkün olacaktır.

HİA mikro verileri kullanılarak yürütülen bu çalışmada “kriz dönemi” tanımını yapmak dikkat gerektirmektedir. Zira bu veriler bütün seneyi temsil etmektedir ancak Türkiye’de kriz 2008 senesinin son iki çeyreğinde etkili olmuştur. Bu nedenle kriz dönemi için hem bir kukla değişken, hem de yoğunluk ölçmek amacıyla işsizlik oranı kullanılmıştır. Bu alternatif yöntemde kullanılan model aşağıdaki eşitlikte gösterilmektedir.

$$y_{i,t} = \alpha + \mu \text{kadın}_{i,t} + \pi \text{işsizlik oranı} + \beta (\text{kadın} * \text{işsizlik oranı})_{i,t} + X_{i,t}\Gamma + \theta_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (2)$$

## 5. Analiz Sonuçları

Yukarıda açıklandığı gibi araştırmanın analizine sadece lise üzeri eğitilmiş bireyler dahil edildiği için veri seti yüzde 52’si kadın olmak üzere 13.177 kişi ile sınırlanmıştır. Bu bölümdeki sonuçlar söz konusu eğitilmiş grup için paylaşılmaktadır.

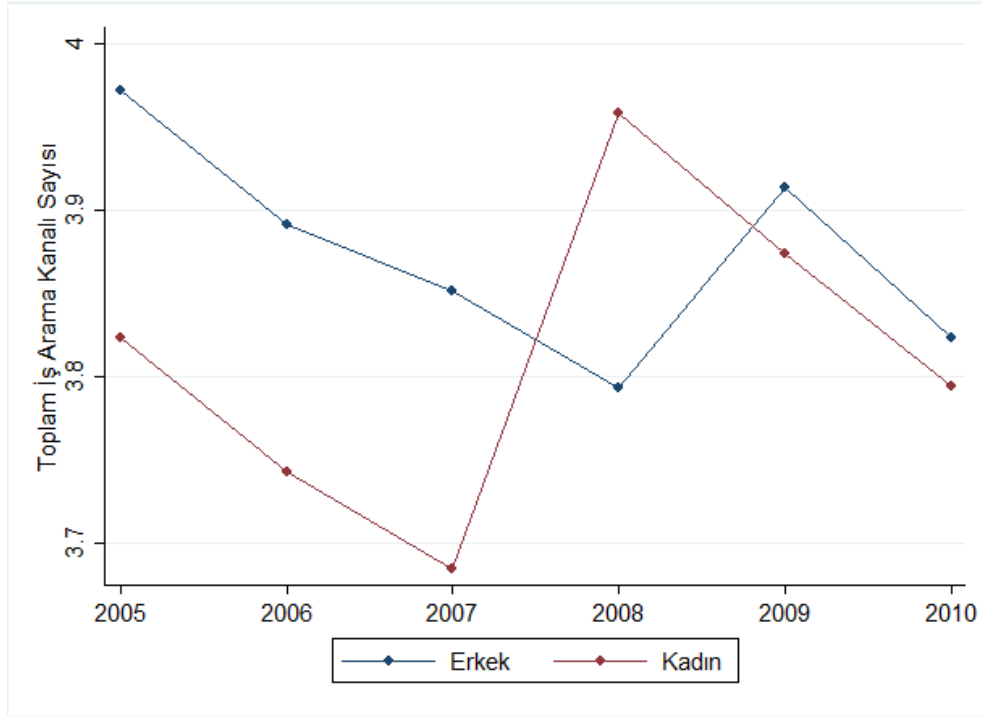
### 5.1. Paralel Trend Varsayımı

Araştırmada kullanılacak farkların farkı yönteminin amaçlandığı gibi nedensel sonuçlar üretebilmesi için paralel trend varsayımının geçerli olması gerekmektedir. Bunun için Figür 6’da olduğu gibi toplam iş arama kanalı sayısının kadın ve erkekler için zaman içinde nasıl değiştiği gösterilmektedir. Figür 6’da görüldüğü üzere kriz öncesi dönemde (2005, 2006 ve 2007 yılları) ortalama iş arama kanalı sayısı kadın ve erkeklerde paralel bir biçimde seyir etmiştir. Bu da kriz gerçekleşmemiş olsaydı bu iki grup arasındaki farkın ayrışmasını beklemiyor olacağımız anlamına gelmektedir. Dolayısıyla bu değişkende ölçülecek herhangi bir etkinin krizden kaynaklandığı savı güçlenmektedir.

Figür 6 aynı zamanda başvuru iş arama kanalı sayısının kriz döneminde nasıl değiştiğini de göstermektedir. Görüldüğü üzere krizden önce gözlemlenen bu paralel trend, kriz döneminde bozulmuş ve erkekler ile kadınların iş arama davranışlarının yıllara göre seyirinde farklılıklar görülmüştür. Bu araştırmanın amacı da kriz nedeniyle gerçekleşen bu farkı ölçmektir.



**Figür 6:** Toplam İş Arama Kanalı Sayısının Kadın ve Erkekler için Paralel Trendi (2005-2010 Yılları, Lise Üzeri Eğitimli Kişiler)



**Kaynak:** TÜİK, Hanehalkı İşgücü Araştırması mikro verileri kullanılarak hesaplanmıştır.

## 5.2. Krizin Kadınların İşsizliğine Etkisi

Krizin iş arama kanallarının kullanımına etkisini ölçmeden önce kadın ve erkeklerin işsiz kalma ihtimallerinin krizden nasıl etkilendiğine dair bir ön analiz yapılmıştır. Yöntem kısmında açıklanan farkların farkı metodu, krizin erkeklere kıyasla kadınların işsizlik oranına etkisini ölçmek için kullanılmıştır. Sonuçlar Tablo 2’de gösterilmektedir. Birinci sütunda kriz dönemi olarak 2008 ve 2009 yılları kullanılırken, ikinci sütunda 2010 yılı da bu döneme dahil edilmiştir. Bu şekilde alternatif tanımlamalar yapmanın nedeni giriş kısmında bahsedildiği gibi 2010 yılına gelindiğinde işsizlik oranının hala yüksek seyrediyor oluşu ve işgücü piyasalarında kriz sonrası toparlanmanın 2010 yılında da devam ediyor oluşudur. Buna göre, 2010 yılının dahil edilmediği ilk sütunda kadınların işsizlik oranının krizde erkeklerden farklı bir biçimde artmadığı görülmektedir. Oysa 2010 yılının dahil edildiği ikinci sütunda kadın kukla değişkeninin kriz dönemi kukla değişkeni ile etkileşiminin 0,015 değerinde ve istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu da kriz dönemini 2010

yılımı da içine alacak şekilde tanımlayınca kadınların kriz nedeniyle işsiz kalma ihtimalinin erkeklere kıyasla yüzde 1,5 daha fazla olduğu anlamına gelmektedir. Figür 4’te görüldüğü gibi 2010 yılındaki toparlanmanın kadınlar açısından daha yavaş gerçekleşmiş olduğu regresyon analizi ile teyit edilmiştir. Bu durumun Ayhan’ın çalışmasında bahsi geçen geç gelen bir ek çalışan etkisiyle iş arayan kadınlardan kaynaklanıyor olması muhtemeldir.

**Tablo 2:** Krizin Kadınların İşsizliğine Etkisi (2005-2010 Yılları)

	(1)	(2)
	İşsizlik	İşsizlik
Kadın ve Kriz Dönemi Etkileşimi	0,002 [0,004]	0,015*** [0,004]
Gözlem Sayısı	131.299	131.299
R-kare	0,118	0,118

**Kaynak:** TÜİK, Hanehalkı İşgücü Araştırması mikro verileri kullanılarak hesaplanmıştır.

**Notlar:** 1. Sütun kriz dönemini 2008-2009 seneleri, 2. Sütun kriz dönemini 2008-2010 seneleri olarak kullanır. Kadın kukla değişkeni ile kriz dönemi etkileşimi farkların farkı tahmini verir. Regresyonda kullanılan kontrol değişkenleri: yaş grubu kategorisi için kukla değişken (15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-40, 45-49, 50-54, 55-60 ve 65 yaş ve üzeri için), medeni durumu belirten kukla değişken (evli, ayrı, hiç evlenmemiş), 26 İBBS2 bölgesi kukla değişkeni, kadın kukla değişkeni ve seneler kukla değişkenidir. Standart hatalar parantez içinde verilmiştir. \*\*\* yüzde 1 istatistiki önemi gösterir.

### 5.3. Krizin İş Arama Davranışında Kadınlar ile Erkekler Arasındaki Farka Etkisi

Bu bölümde araştırmanın ana sonuçları yani krizin kadın ve erkeklerin iş arama davranışlarının farkını nasıl etkilediğine dair regresyon sonuçları sunulmaktadır. Bu model ile davranışsal iktisat literatüründe deneyler aracılığı ile ortaya konulmuş olan kadınların rekabetten kaçındığı varsayımının test edilmesi amaçlanmaktadır. Yöntem kısmında açıklandığı gibi farkların farkı modeli kadınların davranışlarını erkeklere kıyasla ölçmek için kurulmuştur. Kadın ve yıl kukla değişkenlerini kontrol değişken olarak içeren regresyon analizinde, kadın ve kriz dönemi etkileşim değişkeni, kadınların kriz döneminde erkeklere kıyasla iş arama davranışlarının nasıl değiştiğini yani farkların farkını göstermektedir. Bu nedenle bu kısımda regresyon sonuçları krizin erkeklere kıyasla kadınlar üzerindeki etkisi şeklinde yorumlanmaktadır.

Öncelikli olarak 2008 ve 2009 yılları kriz yılları olarak kullanılarak Eşitlik 1’deki model analiz edilmiştir. Sonuçlar Tablo 3’ün ilk satırında gösterilmektedir. Buna göre kadınların rekabetten çekindiği varsayımının öngördüğü gibi ekonomik kriz kadınların iş arama

yöntemlerini kullanmalarını olumsuz etkilememiştir. Aksine, kriz dönemlerinde kadınların bazı iş arama kanallarını kullanma ihtimali ve kullandıkları toplam iş arama kanalı sayısı erkeklere kıyasla artmıştır. Kriz döneminde kadınların erkeklere göre internet kariyer sitelerine veya özel istihdam ofislerine başvurma ihtimali yüzde 2,8 oranında artmıştır. Ancak bu artışın istatistiki olarak çok kuvvetli olmadığı görülmektedir. Benzer şekilde gazeteyle ilan vermek veya gazetede ki ilanı cevaplandırmak yüzde 3,1 seviyesinde bir artış ile kadınlar tarafından daha sıklıkla kullanılmaya başlanmıştır. Bunların neticesinde kadınların kullandığı iş arama kanallarının sayısı 0,16 kadar artmıştır.

Alternatif olarak Tablo 3, kriz dönemi tanımını 2008 - 2010 yıllarını kullanarak yapılan analiz sonuçlarını da ek olarak sunmaktadır. Her ne kadar 2010 yılına gelindiğinde kriz sonrası GSYH artışı yaşanmış olsa da özellikle kadınlar arasında işsizlik oranlarının yüksek seyrediyor oluşu nedeniyle bu alternatif tanım kullanılmıştır. Sonuçlar görüldüğü üzere 2008 ve 2009 yıllarını kriz dönemi olarak tanımlayarak yapılan analiz sonuçları ile tutarlıdır.

Tablo 3 yine aynı şekilde 2008 ve 2009 ile 2008-2010 yıllarını kullanarak bu defa kriz dönemini kukla değişken ile ifade etmek yerine işsizlik oranının yoğunluğunun kadın kukla değişkeni ile etkileşimini kullanarak Eşitlik 2’de ifade edilen analiz sonuçlarını da raporlamaktadır. Burada da benzer biçimde işsizlik oranı arttıkça kadınların kullandığı iş arama kanalı sayısında artış olduğu görülmektedir. Krizin birden fazla yılı kapsaması ve işsizlik oranına etkisinin bu yıllarda birbirinden farklı olması nedeniyle bu yöntemin kullanılması uygun görülmüştür. Tablo 3’teki regresyon katsayıları kullanılarak etkinin büyüklüğünü hesaplamak için işsizlik oranındaki en fazla artışın yaşandığı 2009 yılının işsizlik oranındaki artış ile bir hesaplama yapmak mümkündür. Buna göre 2009 yılındaki gibi işsizlik oranının yüzde 2 puan artması, internet, kariyer siteleri veya özel istihdam ofislerine başvurma ihtimalini yüzde 0,5, gazete ilanları kullanma ihtimalini yüzde 0,5 ve kullanılan işsizlik kanalı sayısını 0,023 arttırmaktadır. (Bu oranlar iş gücü oranındaki artış miktarı olan 0,02 ile Tablo 3’ün 3. satırında yer alan regresyon katsayılarından sırasıyla 0,241, 0,235 ve 1,167 çarpılarak bulunmuştur. Bu değişkenlerin katsayıları istatistiki öneme sahip oldukları için kullanılmıştır.)

**Tablo 3:** Krizin Kadınların İş Arama Davranışına Etkisi

	Doğrudan bir işverene başvurmak	Eşe dosta ricada bulunmak	İŞKUR'a başvurmak	İnternet kariyer sitelerine veya özel istihdam ofislerine başvurmak	Gazete, dergi veya internetteki iş ilanlarına bakmak	Gazeteye ilan vermek veya cevaplandırmak	Sözlü ya da yazılı iş sınavına/mülakata girmek	Kendi işyerini kurmak veya mekansız araç gereç bakmak	Kendi işyerini kurmak için kredi, lisans vb. araştırmalar yapmak	İŞKUR'dan başvuruya cevap beklemek	İş başvurusunun sonucunu beklemek	Kamunun açtığı iş sınavı sonucunu beklemek	Diğer bir yöntem kullanmak	Toplam kullanılan yöntem sayısı
2008-2009 (kadın*kriz dönemi)	0,012 [0,016]	-0,013 [0,013]	0,007 [0,016]	0,028* [0,015]	0,02 [0,019]	0,031** [0,014]	0,023 [0,017]	0,012* [0,007]	0,003 [0,005]	0,003 [0,014]	0,017 [0,019]	0,008 [0,016]	0,009* [0,005]	0,161** [0,079]
2008-2010 (kadın*kriz dönemi)	0,016 [0,015]	-0,006 [0,012]	0,018 [0,014]	0,025* [0,013]	0,023 [0,017]	0,027** [0,013]	0,012 [0,015]	0,005 [0,006]	-0,004 [0,005]	0,007 [0,012]	0,013 [0,017]	0,007 [0,015]	0,009* [0,005]	0,152** [0,071]
2008-2009 (kadın*işsizlik oranı)	0,033 [0,133]	-0,088 [0,108]	0,061 [0,128]	0,241** [0,121]	0,149 [0,151]	0,235** [0,117]	0,171 [0,136]	0,093* [0,056]	0,011 [0,044]	0,036 [0,112]	0,08 [0,157]	0,04 [0,129]	0,076 [0,048]	1,167* [0,643]
2008-2010 (kadın*işsizlik oranı)	0,098 [0,122]	-0,047 [0,102]	0,144 [0,118]	0,219* [0,112]	0,176 [0,139]	0,215** [0,108]	0,093 [0,125]	0,044 [0,052]	-0,032 [0,041]	0,066 [0,104]	0,061 [0,144]	0,034 [0,120]	0,081* [0,044]	1,152* [0,595]

**Kaynak:** TÜİK, Hanehalkı İşgücü Araştırması mikro verileri kullanılarak hesaplanmıştır.

**Notlar:** Kadın kukla değişkeni ile kriz dönemi etkileşimi ile işsizlik oranı etkileşimi farkları farkı tahmini verir. Regresyonda kullanılan kontrol değişkenleri: yaş grubu kategorisi için kukla değişken (15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-40, 45-49, 50-54, 55-60 ve 65 yaş ve üzeri için), medeni durumu belirten kukla değişken (evli, ayrı, hiç evlenmemiş), 26 İBBS2 bölgesi kukla değişkeni, iş aranan ay sayısı, kadın kukla değişkeni ve seneler kukla değişkenidir. Standart hatalar parantez içinde verilmiştir. \*, \*\* ve \*\*\* sırayla yüzde 10, 5 ve 1 istatistikî önemi gösterir.

## 6. Sonuç ve Değerlendirme

Davranışsal iktisadın kadınların rekabetten kaçındığına dair bulgularının emek piyasasındaki davranışlara tezahür etmesi, gerek bu piyasaların işleyişi, gerek kadınların refahı için olumsuz etkiler doğurabilecek önemli bir meseledir. Bu minvalde bu araştırmada iş arayan eğitimli bireylerin rekabet karşısında ne gibi bir tutumda bulunduğu araştırılmıştır. Rekabeti göstermek için işe alımların durduğu, işten çıkarmaların arttığı dolayısıyla emek piyasasında talebin düşerken ek çalışan etkisi ile arzın çoğaldığı 2008-2009 küresel kriz dönemi kullanılmıştır. İş arayan kadınlar ve erkekler arasındaki farkı en aza indirebilmek için lise üzeri eğitimli bireyler çalışmaya dahil edilmiştir.

Araştırmamızın kullandığı farkların farkı yönteminden elde edilen sonuçlara göre küresel kriz ortamı, kadınların işsizlik oranını arttırarak kadınlar açısından rekabetin artmasına sebebiyet vermiştir. Zira kadınların kriz nedeniyle işsiz kalma ihtimalinin erkeklere kıyasla yüzde 1,5 daha fazla olduğu görülmüştür. Ancak kadınların rekabetten çekindiği varsayımının öngördüğü gibi ekonomik kriz kadınların iş arama yöntemlerini kullanmalarını olumsuz etkilememiştir. Aksine rekabetin arttığı bu dönemde iş arama kanallarını kullanmaktan çekinmek yerine bazı kanalları daha sıklıkla kullanmaya başladıkları görülmüştür. Kriz

döneminde kadınların erkeklere göre internet kariyer sitelerine veya özel istihdam ofislerine başvurma ihtimali yüzde 2,8 oranında artmıştır. Bir başka iş arama yolu olan gazeteyle ilan vermek veya gazetede ki ilanı cevaplandırmak yüzde 3,1 seviyesinde bir artış ile kadınlar tarafından daha sıklıkla kullanılmaya başlanmıştır. Bunların neticesinde kadınların kullandığı iş arama kanallarının sayısı 0,16 kadar artmıştır. Analiz sonuçlarından elde edilen bulgulara göre, kadınların kriz döneminde alternatif iş arama kanallarına başvurma ihtimali erkeklere kıyasla daha yüksektir.

Bu durumda kadınların beklendiğinin aksine rekabetten kaçınmak yerine rekabet ortamında daha aktif olarak iş aradıkları sonucuna varılmaktadır. Buna göre daha önceki çalışmalarda varılan sonuç olan kadınların rekabet ortamına girmeyi tercih etmiyor oluşu karakteristik değildir. Bir başka deyişle bu davranış duruma göre değişmektedir, örneğin yarışma ortamında rekabetten kaçınıldığı görülürken iş ararken daha fazla çaba göstermekten geri durmadıkları görülmektedir. Deneysel iktisat yazını kadınlar ile erkekler arasındaki bu farkın kendine güven farkında kaynaklı olabileceğine vurgu yapmıştır. Zira deneylerde performansı kötü olan erkeklerin bile performansı iyi olan kadınlara kıyasla kendilerine daha çok güvendiği ortaya çıkmıştır. Bu durumun iş arama davranışına da tezahür etmiş olması muhtemeldir. Kadınlar benzer biçimde kendilerine daha az güvendikleri için kriz döneminde iş bulma ihtimallerini düşük görerek daha fazla kanala başvuruyor olabilirler.

Elbette ki iş arama davranışının iş bulma ile nihayete erme ve bulunan işten memnuniyet gibi konularda ne ölçüde işe yarayacağı da bir önem teşkil etmektedir. Ancak mevcut çalışma iş arama davranışı ile kısıtlı olup, bu davranış farklarının doğuracağı sonuçlar konusu irdelenmeye ve üzerinde çalışılmaya açık bir alandır.

### **Kaynakça**

- AYHAN, S. H. (2018). Married women's added worker effect during the 2008 economic crisis—The case of Turkey. *Review of Economics of the Household*, 16(3), 767-790.
- BASLEVENT, C., & ONARAN, O. (2003). Are married women in Turkey more likely to become added or discouraged workers. *Labour*, 17(3), 439-458.
- BERTRAND, M., & HALLOCK, K. F. (2001). The gender gap in top corporate jobs. *ILR Review*, 55(1), 3-21.
- ÇAĞLAR, A., KUMAŞ, H., & MORALI, T. (2015). Türkiye'de İşsizlerin İş Arama Süresini Belirleyen Faktörler: 2007-2013 Dönemi. *SGD-Sosyal Güvenlik Dergisi*, 5(1), 68-103.
- ELSBY, M. W., HOBGIN, B., & SAHIN, A. (2010). *The labor market in the Great Recession* (No. w15979). National Bureau of Economic Research.

- FERNANDEZ, R. M., CASTILLA, E. J., & MOORE, P. (2000). Social capital at work: Networks and employment at a phone center. *American journal of sociology*, 105(5), 1288-1356.
- FLORY, J. A., LEIBBRANDT, A., & LIST, J. A. (2015). Do competitive workplaces deter female workers? A large-scale natural field experiment on job entry decisions. *The Review of Economic Studies*, 82(1), 122-155.
- GNEEZY, U., NIEDERLE, M., & RUSTICHINI, A. (2003). Performance in competitive environments: Gender differences. *The quarterly journal of economics*, 118(3), 1049-1074.
- GÖKKAYA, Ö., LATİF, H., & UÇKUN, G. (2015). İş arama sürecinde iş ilanı çözümlemesi ve iş arayan-iş ilanı uyumu. *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 8(2), 25-38.
- GÜLER, B. K. (2012). İş Arama Davranışı: Bütüncül Psiko-Sosyal Bir Yaklaşım. *ISGUC The Journal of Industrial Relations and Human Resources*, 14(2), 7-32.
- GÜRSEL, S., UYSAL, G., & DİNÇER, M. A. (2009). Kriz Kadınları Kendi İşlerini Yaratmaya Zorluyor.
- KROFT, K., LANGE, F., NOTOWIDIGDO, M. J., & KATZ, L. F. (2016). Long-term unemployment and the Great Recession: the role of composition, duration dependence, and nonparticipation. *Journal of Labor Economics*, 34(S1), S7-S54.
- NIEDERLE, M., & VESTERLUND, L. (2007). Do women shy away from competition? Do men compete too much?. *The quarterly journal of economics*, 122(3), 1067-1101.
- RODRIK, D. (2012). The Turkish economy after the global financial crisis. *Ekonomi-tek*, 1(1), 41-61.
- ŞENTÜRK, İ. (2019). Türkiye’de işsizlerin iş arama yoğunluğu. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 14(3), 615-630.
- TUTAR, K. (2015). Türkiye işgücü piyasasında iş arama kanallarının niteliği. *İş ve Hayat*, 1(2), 93-106.
- WEBER, A., & MAHRINGER, H. (2008). Choice and success of job search methods. *Empirical Economics*, 35(1), 153-178.
- YAGAN, D. (2019). Employment hysteresis from the great recession. *Journal of Political Economy*, 127(5), 2505-2558.

## TÜRK İMALAT SEKTÖRÜNDE ÇALIŞMA SERMAYESİNİN KARLILIĞA ETKİSİ: TÜRKİYE CUMHURİYET MERKEZ BANKASI SEKTÖR BİLANÇOLARI ÜZERİNDE BİR ARAŞTIRMA

Mehmet BEYAZGÜL<sup>1</sup>, Fatma Senem BEYAZ<sup>2</sup>, Erdiñ KARADENİZ<sup>3</sup>

Gönderim tarihi: 19.01.2022

Kabul tarihi: 05.08.2022

### Öz

Bu çalışmada amaç, Türk imalat sektöründe çalışma sermayesi düzeyinin karlılığa olan etkisini analiz etmektir. Bu amaç kapsamında Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası sektör bilançolarından yararlanılarak imalat sektöründe yer alan 23 alt sektörün 2010-2020 yıllarına ait finansal verileri ile sektörlerin çalışma sermayesi oranı, aktif kârlılık oranı, kısa, uzun ve toplam kaldıraç oranları, satışların büyüme oranı ve aktif büyüklük değişkenleri hesaplanmıştır. Çalışmanın amaçları doğrultusunda oluşturulan modeller alanyazında en sık başvurulan dinamik panel veri türlerinden biri olan Genelleştirilmiş Momentler Metodu(GMM) kullanılarak analiz edilmiştir. Araştırma sonucunda çalışma sermayesi düzeyinin aktif karlılığı pozitif yönde etkilediği saptanmıştır. Bununla birlikte toplam kaldıraç ile kısa vadeli kaldıraçın kârlılığı negatif yönde etkilediği, satışların büyüme oranı ve aktif büyüklüğünün ise karlılığı pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Çalışma Sermayesi, Aktif Karlılık Oranı, Panel Veri Analizi, İmalat Sektörü

**JEL Sınıflaması:** C33, G31, G32, L60

## THE EFFECT OF WORKING CAPITAL ON PROFITABILITY IN THE TURKISH MANUFACTURING SECTOR: A RESEARCH ON THE COMPANY ACCOUNTS OF THE CENTRAL BANK OF THE REPUBLIC OF TURKEY

### Abstract

The aim of this study is to analyze the effect of working capital level on profitability in the Turkish manufacturing sector. For this purpose, using the company accounts of the Central Bank of the Republic of Turkey, the financial data of 23 sub-sectors in the manufacturing sector for the years 2010-2020 and the working capital ratio of the sectors, return on assets ratio, short term, long term and total leverage ratios, sales growth rate and asset size variables were calculated. The models created for the purposes of the study were analyzed using the Generalized Moments Method (GMM), which is one of the most frequently used dynamic panel data types in the literature. As a result of the research, it was determined that the level of working capital positively affects the return on assets. However, it has been concluded that total leverage and short-term leverage affect profitability negatively, while sales growth rate and asset size affect profitability positively.

**Keywords:** Working Capital, Return on Assets, Panel Data Analysis, Manufacturing Sector

**JEL Classification:** C33, G31, G32, L60

<sup>1</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Harran Üniversitesi, Turizm ve Otel İşletmeciliği Yüksekokulu, Gastronomi ve Mutfak Sanatları Bölümü, mehmetbeyazgul@harran.edu.tr, ORCID No: 0000-0002-3139-4351

<sup>2</sup> Doktora Öğrencisi, Mersin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Turizm İşletmeciliği Anabilim Dalı, senembyz@hotmail.com, ORCID NO: 0000-0001-7895-8006

<sup>3</sup> Prof. Dr., Mersin Üniversitesi, Turizm Fakültesi, Turizm İşletmeciliği Bölümü, ekaradeniz@mersin.edu.tr, ORCID NO: 0000-0003-2658-8490

## 1. Giriş

Çalışma sermayesi yönetimi, finans yöneticilerinin üzerinde durdukları oldukça önemli bir işlemdir ve günümüzde bir işletmeyi diğerinden ayrı kılan en kritik unsurlardan birisidir. Dönen varlıklar içerisinde yer alan nakit, alacak ve stok kalemleri işletmelerin sahip olduğu en önemli bileşenlerdir. Geleceğin belirsiz ve rekabet şartlarının oldukça yoğun olduğu küresel piyasalarda istikrarlı bir seyir izleyebilmek için işletmelerin finansal performansın bu temel yönünü optimal kılmaları ve iyi bir likidite dengesine sahip olmaları büyük önem arz etmektedir. Ancak işletmelerin birçoğu sahip oldukları çalışma sermayesinin yönetilmesi hususunda yetersiz ve verimsiz kalmaktadır (Chowdhury, Alam, Sultana ve Hamid, 2018: 27-28; PwC Global Report 2019: 4).

Çalışma sermayesinin etkin yönetimi işletmelerin optimal düzeyde çalışma sermayesi seviyesine sahip olma hususuna katkı sağlamaktadır. İşletmelerin sahip oldukları optimal düzeydeki çalışma sermayesi bir yandan işletmelerin günlük faaliyetleri için gereksinim duydukları nakdi sağlamakta bir yandan da işletmelere verimli ve karlı yatırım fırsatlarını değerlendirebilme fırsatı sunmaktadır. Finans yöneticileri, işletmeye ilişkin finansal stratejileri oluştururken likidite ve karlılık arasında bir denge sağlamaya çalışmaktadırlar. Yeterli çalışma sermayesine sahip olmak, işletmelerin finansal performansının bir göstergesi olarak kabul edilen karlılığı ve rekabet gücünü artırarak işletmenin varlığını sonsuz vadede sürdürülebilir kılmasına ve işletmenin paydaşları açısından değer yaratılabilmesine katkı sağlamaktadır (Tekin ve Bastak, 2021: 138). Karlılık ve likidite arasında bir denge sağlamak kurumsal finansal yönetimin muhtemel en büyük zorluklarından biridir. Çalışma sermayesi yönetimi ise bu dengenin sağlanmasında önemli bir role sahip olması nedeniyle kurumsal finansal yönetimin en önemli bileşenlerinden biri konumundadır (Gonçalves, Gaio ve Robles, 2018: 72).

İşletmelerin nihai amacı hissekarlarının servetini maksimize etmek ve değer yaratmayı sürdürülebilir kılmaktır. Bu kapsamda likidite ve karlılık hayati ve kritik bir role sahiptir. Özellikle likit varlıkların etkin ve verimli yönetilmesi bir işletmenin büyümesine ve karlılığına büyük ölçüde etki etmektedir. Yetersiz düzeyde likidite, acil durumlarda işletmenin faaliyetlerinin aksamasına hatta son bulmasına neden olabileceği gibi fazla likidite düzeyi de işletmenin sahip olduğu kaynakların atıl bir şekilde işletme bünyesinde bulundurulmasına neden olabilmektedir (Madushanka ve Jathurika, 2018: 158).

İmalat sektörü, gelişmiş ülkelerdeki ekonomik kalkınmaya katkıları açısından en temel itici güç konumundadır. Ülkelerin gelişmişlik düzeyi arttıkça imalat sektörlerinin ülke ekonomileri içindeki payları da değişim ve gelişim göstermektedir. Öncesinde tarım sektörü



gibi doğal kaynaklara dayalı olan sektörler ülke ekonomilerinde önemli bir pay tutarken; ülkeler geliştikçe söz konusu payın imalat sektörüne kaydığı görülmektedir. Büyük ekonomilerde sırasıyla tarım, imalat ve hizmet sektörlerinin üretim, istihdam ve dış ticaret gibi alanlarda ekonomik gelişmeye sağladıkları katkı payları oldukça büyüktür. Ülkemizde de imalat sektörü, ülke ekonomisine ve uluslararası rekabet gücüne sunduğu katkılar ile en önemli sektörler arasında yer almaktadır. Özellikle 1996 ile 2008 yılları arasında imalat alt sektörlerinde niteliksel ve önemli değişimler yaşanmıştır. Örneğin; otomotiv, petrol ürünleri, beyaz eşya, elektronik ve makine alt sektörlerinin ihracat içerisindeki paylarının büyük bir ivme kazanarak arttığı görülmektedir (Eser Özen, 2015: 141; Polat, 2011: 25).

Türkiye’de imalat sanayi, 2017 yılında Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla (GSYH) içinde %17,6’lık bir paya sahip olmuştur. 2018’de ise bir yıl öncesine kıyasla göre %19,7 olarak artış göstermiş ve ülke ekonomisine 3 trilyon 724 milyar 388 milyon TL katkı sağlamıştır (TÜİK, 2018). İmalat sanayinin GSYH içindeki payı 2019 yılında bir önceki yıla kıyasla %15,0 artmış; 4 trilyon 320 milyar 191 milyon TL olarak gerçekleşmiş ve GSYH içindeki en yüksek pay olmuştur (TÜİK, 2019). Üretim yöntemi baz alınarak oluşturulmuş cari fiyatlarla GSYH’ya göre de imalat ekonomisi, 2020 yılında da artma eğilimini sürdürerek bir önceki yıla kıyasla %16,9 artış göstererek 5 trilyon 46 milyar 883 milyon TL olarak gerçekleşmiştir. Bununla birlikte 2020 yılında GSYH içerisinde en yüksek payı yine %19,1 ile imalat sanayi almıştır (TÜİK, 2020). Söz konusu veriler imalat sektörünün Türkiye ekonomisi açısından ne kadar büyük öneme sahip olduğunu kanıtlar niteliktedir. Söz konusu değeri ile imalat sektörünün gerek yerel gerekse küresel piyasalarda yaşanan gelişmelerden etkilenmesi tüm ülkede büyük etki yaratmaktadır. Özellikle son dönemde ortaya çıkan ve devam eden Covid-19 salgını, tüm dünyada ticaretin durmasına ve işletmelerin likidite sıkıntısı yaşamasına sebep olmuştur. Bu gibi kriz dönemlerinde çalışma sermayesi yetersiz olan ve sabit giderleri yüksek olan işletmelerin batması kaçınılmaz olmaktadır. Bu nedenle Türkiye’deki imalat alt sektöründe faaliyet gösteren işletmelerin en önemli finansal yönetim kararlarından olan çalışma sermayesi yatırımlarının ve bu yatırımların işletmelerin karlılıklarına olan etkisinin araştırılmasının önemli olduğu düşünülmektedir.

Bu araştırmanın amacı, Türk imalat sektöründe çalışma sermayesi düzeyinin karlılık üzerindeki etkisini analiz etmektir. Bu amaç doğrultusunda ihtiyaç duyulan finansal veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) sektör bilançolarından yararlanılarak elde edilmiştir. Söz konusu veriler 2010-2020 yıllarına ilişkin olarak Genelleştirilmiş Momentler Metodu(GMM) yöntemiyle analiz edilmiştir. Araştırma beş bölümden meydana gelmektedir. Giriş bölümünün ardından ikinci bölümde alanyazında konu ile ilgili olarak daha önce yapılmış çalışmalar sunulmaktadır. Üçüncü bölümde araştırmanın verileri ve kullanılan

yöntem açıklanmaktadır. Dördüncü bölümde gerçekleştirilen analizler doğrultusunda ulaşılan bulgular sunulmaktadır. Son olarak beşinci bölümde ise araştırma sonuçlarına ve gelecek çalışmalara yönelik önerilere yer verilmektedir.

## 2. Alanyazın

Çalışma sermayesinin karlılığa olan etkisini araştıran araştırmaların yer aldığı alanyazın incelendiğinde, çalışma sermayesinin karlılık üzerindeki etkisinin farklı sektörler ve farklı ülkeler bağlamında ele alındığı görülmektedir. Bununla birlikte araştırmalarda karlılık ya da finansal performansın ölçütü olarak; brüt karlılık, aktif karlılık ve özsermaye karlılığı oranlarının kullanıldığı gözlemlenmektedir. İşletmelerin sahip oldukları varlıkları ne derece etkin ve verimli kullandıklarının bir göstergesi olan aktif karlılığının çalışma sermayesi yönetiminin ele alındığı araştırmalarda sıkça başvurulan göstergelerden biri olduğu gözlemlenmiştir. Çalışma sermayesi etkinliğinin göstergesi olarak da nakit dönüşüm süresinin dikkate alındığı görülmüştür. Öte yandan çalışma sermayesi ile karlılık arasındaki ilişkilerin analizinde en çok başvurulan yöntemlerin regresyon, korelasyon ve panel veri analiz yöntemleri olduğu saptanmıştır. Araştırmanın amacına yönelik olarak gerçekleştirilen alanyazın taraması sonucunda erişilen ulusal ve uluslararası araştırmalara ilişkin bulgular Tablo 1’de özetlenmektedir.

**Tablo 1:** Çalışma Sermayesi ile Karlılık Arasındaki İlişkiyi Analiz Eden Araştırmalar

Yazar/lar	Amaç	Kapsam	Yöntem	Bulgular
Jose, Lancaster ve Stevens, (1996)	Likidite yönetimi ile işletme karlılığı arasındaki ilişkiyi ölçmek	1974-1993 döneminde 7 farklı sektörde faaliyette bulunan 2.718 işletme	Regresyon analizi	-Finansal sektör ve inşaat sektörü haricindeki tüm sektörlerde aktif karlılığı ve özsermaye karlılığının nakit dönüşüm süresinden anlamlı ve negatif yönde ekilendiği belirlenmiştir.
Deloof (2003)	Çalışma sermayesi ile karlılık arasındaki ilişkiyi ölçmek	1992-1996 döneminde faaliyette bulunan 1009 Belçika işletmesi	Regresyon analizi	Brüt karlılık ile borçların ödenme süresinin, alacakların tahsil süresinin ve stokların devir süresinin negatif yönlü; satışlardaki büyüme ve firma büyüklüğü değişkenleri ile pozitif yönlü bir ilişki saptanmıştır.
Lazaridis ve Tryfonidis (2006)	Çalışma sermayesi ile faaliyet karlılığı arasındaki ilişkiyi ölçmek	2001-2004 döneminde Atina’da pay senetleri işlem gören 131 işletme	Regresyon analizi	Faaliyet karlılığının çalışma sermayesi ve kaldıraç değişkenleri ile negatif; işletme büyüklüğü ve duran varlık oranı değişkenleriyle pozitif yönde ilişkili olduğu belirlenmiştir.

**Tablo 1:** Çalışma Sermayesi ile Karlılık Arasındaki İlişkiyi Analiz Eden Araştırmalar (Devam)

Yazar/lar	Amaç	Kapsam	Yöntem	Bulgular
Gill, Biger ve Mathur (2010)	Çalışma sermayesiyle karlılık arasındaki ilişkinin belirlenmesi	2005-2007 döneminde NYSE Borsası'nda pay senetleri işlem gören 88 imalat işletmesi	Regresyon analizi	Alacak tahsil süresiyle karlılık arasında negatif yönde bir ilişkinin varlığı bulgulanmıştır. Nakit dönüşüm süresinin ise karlılık üzerinde etkin olduğu ve düşük çalışma sermayesi düzeyinin aktif karlılığı arttıracığı ifade edilmiştir.
Akbulut (2011)	Çalışma sermayesi yönetimiyle karlılık arasındaki ilişkinin analiz edilmesi	2000-2008 döneminde faaliyette bulunan 127 imalat işletmesi	Regresyon analizi	Çalışma sermayesiyle aktif karlılığı arasında negatif yönde bir ilişkinin; aktif büyüklük ve kaldıraç değişkenleriyle karlılık arasında pozitif yönde bir ilişkinin bulgulanmış; net satışlardaki büyüme oranıyla işletmelerin aktif karlılıkları arasında istatistiksel açıdan anlamlı bir ilişkinin olmadığı belirtilmiştir.
Karadeniz ve İskenderoğlu (2011)	Aktif karlılığa etki eden değişkenleri analiz etmek	2002-2009 yılları arasında pay senetleri İMKB'de işlem gören turizm işletmeleri	Bütünleşik regresyon analizi	İşletmelerin aktif karlılığına net çalışma sermayesi ve aktif devir hızının, işletme ölçeğinin ve pazar payının pozitif yönde; kaldıraç oranının ise negatif yönde bir etkiye sahip olduğu bulgulanmıştır. Alacak ve stok devir hızı değişkenlerinin ise işletmelerin aktif karlılıkları üzerindeki etkisinin anlamsız olduğu belirtilmiştir.
Enqvist, Graham ve Nikkinen (2014)	Çalışma sermayesi ile işletme karlılığı ilişkisini araştırmak	1990-2008 dönemi pay senetleri Nasdaq OMX Helsinki'de işlem gören işletmeler	Regresyon analizi	Aktif karlılığının satışlardaki büyüme oranı ve nakit dönüşüm süresinden negatif yönde etkilendiği, likidite ve kaldıraç oranlarından ise pozitif yönde etkilendiği belirlenmiştir.
Altaf ve Shah (2018)	Çalışma sermayesi verimliliğinin işletmelerin karlılığına olan etkisini ölçmek	2007-2016 yılları arasında Hindistan'da faaliyet gösteren 437 imalat işletmesi	Panel veri analizi (İki aşamalı GMM)	Çalışma sermayesi verimliliğinin işletme karlılığını ters U şeklinde etkilediği, yani çalışma sermayesinin belli bir seviyeye kadar karlılığı pozitif etkilediği, belli bir seviyeden sonra ise negatif etkilediği saptanmıştır.

**Tablo 1:** Çalışma Sermayesi ile Karlılık Arasındaki İlişkiyi Analiz Eden Araştırmalar (Devam)

<b>Yazar/lar</b>	<b>Amaç</b>	<b>Kapsam</b>	<b>Yöntem</b>	<b>Bulgular</b>
Goñçalves vd. (2018)	Çalışma sermayesiyle karlılık arasındaki ilişkinin ölçülmesi	2006-2014 yılları arasında İngiltere’de pay senetleri borsada işlem görmeyen 400 işletme	Panel veri analizi	Çalışma sermayesi yönetiminin karlılığı pozitif yönde etkilediği ve söz konusu olumlu durumun ekonomik gerilemelerin olduğu zamanlarda daha fazla önemli hale geldiği belirlenmiştir. İşletmelerin nakde dönüşme sürelerini kısaltma yoluyla karlılıklarını arttırabilecekleri vurgulanmıştır.
Kusuma ve Bachtiar (2018)	Çalışma sermayesiyle işletme performansı arasındaki ilişkinin belirlenmesi	2010-2014 yılları arasında Edonezya Borsası’nda işlem gören 44 işletme	Regresyon analizi	Karlılığın nakit dönüşüm süresiyle ve cari oranla negatif yönde; stok ve aktif devir hızlarıyla ise pozitif yönde etkilendiği saptanmıştır.
Madushanka ve Jathurika (2018)	Çalışma sermayesiyle karlılık arasındaki ilişkinin araştırılması	2012-2016 döneminde Colombo Borsası’nda işlem gören 15 imalat işletmesi	Korelasyon analizi ve Regresyon analizi	Likite oranı değişkeninin işletme karlılığını pozitif etkilediği belirlenmiştir.
Akyüz ve Atmaca (2019)	Çalışma sermayesinin karlılığa olan etkisini belirlemek	2010-2018 döneminde BİST’te faaliyette bulunan 160 imalat işletmesi	Regresyon, panel veri ve eş bütünleşme analizleri	İşletme karlılığının cari oran ve nakit dönüşüm süresinden pozitif yönde etkilendiği saptanmıştır.
Dinçergök (2019)	Çalışma sermayesi yönetimiyle işletme karlılığı arasındaki ilişkinin belirlenmesi	2005-2016 döneminde BİST’te faaliyette bulunan 25 imalat işletmesi	Dinamik panel veri analizi (GMM)	Alacak tahsil süresiyle karlılık arasında doğrusal olmayan bir ilişkinin olduğu saptanmıştır. -Stokların artmasının ise karlılığı belirli bir stokta kalma süresine kadar azalttığı ancak söz konusu sürenin aşılmasının ardından arttırdığı belirlenmiştir.
Mahmood, Han, Ali, Mubeen ve Shahzad, (2019)	Çalışma sermayesi yönetimi ile karlılık arasındaki ilişkiyi ölçmek	Çin’de faaliyet gösteren işletmeler	Panel veri analizi	Aktif büyüklük ve kaldıraç değişkenlerinin çalışma sermayesi karlılık ilişkisi üzerinde güçlü bir role sahip olduğu saptanmıştır. -Düşük kaldıraç düzeyine sahip işletmelerin ters U şeklinde; yüksek kaldıraç düzeyine sahip işletmelerin ise U şeklinde çalışma sermayesi karlılık ilişkisine sahip olduğu gözlemlenmiştir.

**Tablo 1:** Çalışma Sermayesi ile Karlılık Arasındaki İlişkiyi Analiz Eden Araştırmalar (Devam)

Yazar/lar	Amaç	Kapsam	Yöntem	Bulgular
Ren, Liu Yang, Xiao ve Hu, (2019)	Çalışma sermayesiyle işletme performansı arasındaki ilişkinin araştırılması	2010-2017 yılları arasında Çin Borsası'nda pay senetleri işlem gören imalat işletmeleri	Çift yönlü sabit etkiler regresyon analizi	Çalışma sermayesiyle işletme performansı arasındaki ilişkinin anlamlı ve negatif yönlü olduğu saptanmıştır.
Akgüç (2020)	Çalışma sermayesinin finansal performansa olan etkisini ölçmek	BİST 100 endeksinde pay senetleri işlem gören işletmeler	Panel veri analizi	İşletmelerin çalışma sermayesi yatırım politikalarının işletme karlılığını pozitif; çalışma sermayesi finansman politikalarının ise karlılığı negatif etkilediği saptanmıştır
Beyazgül ve Karadeniz (2020)	Çalışma sermayesinin karlılığa etkisini karşılaştırmalı olarak incelemek	2011-2017 yılları arasında Türkiye ve ABD'deki halka açık konaklama işletmeleri	Panel veri analizi (GMM)	Çalışma sermayesi düzeyi ve satışlardaki büyüme oranı değişkenlerinin hem Türkiye'de hem de ABD'de aktif karlılığı pozitif yönde etkilediği saptanmıştır. -Türkiye'de kısa vadeli ve uzun vadeli kaldıraç oranlarının karlılık üzerindeki etkisinin anlamlı ve negatif yönde olduğu; ABD'de ise yalnızca kısa vadeli kaldıraç oranını aktif karlılığı negatif yönde etkilediği bulgulanmıştır.
Yıldız ve Deniz (2020)	İşletmelerin karlılıklarına etki eden faktörleri belirlemek	BİST Yıldız Endeksinde pay senetleri işlem gören 88 işletme	Panel veri analizi	Dönen varlıklar/toplam varlıklar, firma büyüklüğü ve stok devir hızı değişkenlerinin aktif karlılık üzerindeki etkisinin anlamlı ve pozitif; finansal kaldıraç oranının ise anlamlı ve negatif olduğu bulgulanmıştır. Borç devir hızının ve alacak devir hızının işletmelerin karlılığı üzerindeki etkisinin anlamsız olduğu saptanmıştır.
Anton ve Nuciu (2021)	Çalışma sermayesiyle karlılık arasındaki ilişkinin analiz edilmesi	2007-2016 yılları arasında Varşova Borsası'nda pay senetleri işlem gören 719 işletme	Panel veri analizi	Çalışma sermayesiyle karlılık arasındaki ilişkinin ters U şeklinde olduğu; çalışma sermayesinin Polonya'daki işletmelerin karlılığı üzerinde başabaş noktasına kadar pozitif etkisi olduğu, başabaş noktadan sonra karlılığın olumsuz etkilenmeye başlayacağı belirtilmiştir.

**Tablo 1:** Çalışma Sermayesi ile Karlılık Arasındaki İlişkiyi Analiz Eden Araştırmalar (Devam)

<b>Yazar/lar</b>	<b>Amaç</b>	<b>Kapsam</b>	<b>Yöntem</b>	<b>Bulgular</b>
Ayrıçay, Kılıç ve Güner (2021)	Çalışma sermayesi politikalarının işletme karlılığına olan etkisinin araştırılması	2013-2019 döneminde BİST KOBİ Sanayi endeksinde işlem gören 28 işletme	Panel veri regresyon analizi	-Çalışma sermayesine özgü politikaların aktif karlılığı anlamlı ve pozitif yönde etkilediği; kaldıraç oranının anlamlı ve negatif yönde etkilediği ancak satış büyüklüğünün aktif karlılık üzerinde anlamlı etkisinin olmadığı saptanmıştır.

Çalışma sermayesi ile işletme karlılığı arasındaki ilişkiyi değerlendiren araştırmalar genel olarak incelendiğinde bazı araştırmalarda çalışma sermayesinin karlılığı pozitif yönde etkilediği (Deloof, 2003; Enqvist vd., 2014, Ayrıçay vd. 2021); bazı araştırmalarda ise negatif yönde etkilediği (Akbulut, 2011; Ren vd., 2019) görülmüştür. Bununla birlikte incelenen araştırmalarda (Lazaridis ve Tryfonidis, 2006; Karadeniz ve İskenderoğlu, 2011; Yıldız ve Deniz, 2020) kaldıraç değişkenleriyle işletmelerin aktif karlılıkları arasında negatif ilişkinin söz konusu olduğu görülmüştür. Ayrıca satışlardaki büyüme ile karlılık arasında pozitif yönlü bir ilişkinin bulgularlandığı çalışmaların (Deloof, 2003; Akbulut, 2011; Karadeniz ve İskenderoğlu, 2011; Beyazgül ve Karadeniz, 2020) yanı sıra bazı çalışmalarda (Karadeniz ve İskenderoğlu, 2011; Yıldız ve Deniz, 2020) aktif büyüklüğünün işletmelerin aktif karlılığı üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu ortaya konulmuştur.

### 3. Veri ve Yöntem

Araştırmanın temel amacı Türkiye’de imalat alt sektörlerinde faaliyette bulunan işletmelerin çalışma sermayesi düzeylerinin karlılıklarına olan etkisini analiz etmektir. Bu kapsamda gereksinim duyulan finansal veriler, Avrupa Topluluğu Ekonomik Faaliyetlerin Genel Sınıflandırılması (NACE) kriterlerine ilişkin olarak Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) tarafından yayınlanan C kodlu İmalat sektöründe faaliyette bulunan alt sektörlerin sektör bilançolarından elde edilmiştir. İmalat alt sektörlerine ilişkin sektör bilançolarına TCMB’nin resmi internet sitesinden (<https://www3.tcmb.gov.tr/sector/#/tr/C/imalat>) erişilmiştir. TCMB tarafından oluşturulan sektör sınıflamalarına göre C-İmalat sektörü içerisinde 24 alt sektör bulunmaktadır. Ancak C-19 kodlu “Kok Kömürü ve Rafine Edilmiş Petrol Ürünleri İmalatı” alt sektörüne ilişkin finansal verilere erişilemediğinden analiz kapsamına alınamamıştır. Bu bağlamda imalat ana sektöründe faaliyette bulunan ve verilerine

eksiksiz ulařılabilen 23 alt sektör analiz kapsamına alınmıřtır. Analiz söz konusu sektörlerin 2010-2020 yılları arasındaki sektör bilanço ve gelir tablolarından yararlanılarak gerçekleřtirilmiřtir. Analizin bařlangıç yılı olarak 2010 yılının seřilmesinin sebebi, analiz sonuçlarının 2008 küresel finansal krizinin etkilerinden arındırılmak istenmesidir. Analize dahil edilen 23 alt sektörün kodları ve isimleri Tablo 2’de sunulmaktadır.

**Tablo 2:** Analiz Kapsamındaki İmalat Alt Sektörlerinin Kodları ve İsimleri

Kodlar	Sektör İsmi
C-10	Gıda Ürünlerinin İmalatı
C-11	İçeceklerin İmalatı
C-12	Tütün Ürünleri İmalatı
C-13	Tekstil Ürünlerinin İmalatı
C-14	Giyim Eřyalarının İmalatı
C-15	Deri ve İlgili Ürünlerin İmalatı
C-16	Ağaç, Ağaç Ürünleri ve Mantar Ürünleri İmalatı (Mobilya Hariç); Saz, Saman ve benzeri Malzelelerden Örülerek Eřyaların İmalatı
C-17	Kağıt ve Kağıt Ürünlerinin İmalatı
C-18	Kayıtlı Medanın Basılması ve Çoğaltılması
C-20	Kimyasalların ve Kimyasal Ürünlerin İmalatı
C-21	Temel Eczacılık Ürünlerinin ve Eczacılığa İliřkin Malzemelerin İmalatı
C-22	Kauçuk ve Plastik Ürünlerin İmalatı
C-23	Diđer Metalik Olmayan Mineral Ürünlerin İmalatı
C-24	Ana Metal Sanayii
C-25	Fabrikasyon Metal Ürünleri İmalatı (Makine ve Techizat Hariç)
C-26	Bilgisayarların, Elektronik ve Optik Ürünlerin İmalatı
C-27	Elektrikli Techizat İmalatı
C-28	Bařka Yerde Sınıflandırılmamıř Makine ve Ekipman İmalatı
C-29	Motorlu Kara Tařıtı, Treylar (Römork) ve Yarı Treylar (Yarı Römork) İmalatı
C-30	Diđer Ulařım Araçlarının İmalatı
C-31	Mobilya İmalatı
C-32	Diđer İmalatlar
C-33	Makine ve Ekipmanların Kurulumu ve Onarımı

Çalıřma sermayesi düzeyinin kârlılığa etkisinin analiz edildiđi arařtırmalar incelendiğinde iřletmelerin kârlılıđı ölçülürken en çok yararlanılan deđiřkenin aktif kârlılık oranı olduđu tespit edilmiřtir. Yine arařtırmalarda aktif kârlılık oranına etki eden birçok deđiřken olduđu görölmüřtür. Söz konusu deđiřkenler arasından arařtırma modeline eklenmesine karar verilen deđiřkenlerin seřilmesinde alanyazında konuyla ilgili olarak önceden yapılmıř ve en çok atıf almıř arařtırmalar dikkate alınmıřtır. Arařtırmada oluřturulan modelde yer alan bađımlı deđiřken ve bađımsız deđiřkenler, bu deđiřkenlerin kısaltmaları ve deđiřkenlerin hesaplanma řekilleri Tablo 3’te sunulmuřtur.

**Tablo 3:** Değişkenler, Kısaltmaları ve Hesaplanma Şekilleri

Değişkenler	Kısaltması	Hesaplanma Şekli
<b>Bağımlı Değişken</b>		
Aktif Kârlılık Oranı	AKO	Net Kâr / Toplam Varlıklar
<b>Bağımsız Değişkenler</b>		
Çalışma Sermayesi Düzeyi	ÇSD	Dönen Varlıklar / Toplam Varlıklar
<b>Kontrol Değişkenleri</b>		
Toplam Kaldıraç Oranı	TKL	Toplam Yabancı Kaynaklar / Toplam Varlıklar
Kısa Vadeli Kaldıraç Oranı	KKL	Kısa Vadeli Yabancı Kaynaklar / Toplam Varlıklar
Uzun Vadeli Kaldıraç Oranı	UKL	Uzun Vadeli Yabancı Kaynaklar / Toplam Varlıklar
Satışların Büyüme Oranı	SBÜY	(Cari Dönem Net Satışlar – Önceki Dönem Net Satışlar) / Önceki Dönem Net Satışlar
Aktif Büyüklüğü	ABÜY	Toplam Aktiflerin Logaritması (Ln)

Analizde Türkiye’deki imalat alt sektörlerinin çalışma sermayesi düzeylerinin karlılığa etkisini tespit edebilmek amacıyla Tablo 3’teki değişkenlerden yararlanılarak aşağıdaki modeller oluşturulmuştur. Çalışma sermayesinin kârlılığa etkisinde borcun vade yapısının aracı etkisini görebilmek için KKL ve UKL değişkenlerinin eklendiği ayrı modeller oluşturulmuştur. Söz konusu modeller ve kullanılan değişkenler aşağıda yer almaktadır;

$$AKO_{it} = \alpha + \beta_1 AKO_{it-1} + \beta_2 \text{ÇSD}_{it} + \beta_3 \text{TKL}_{it} + \beta_4 \text{SBÜY}_{it} + \beta_5 \text{ABÜY}_{it} + e_{it} \quad (1)$$

$$AKO_{it} = \alpha + \beta_1 AKO_{it-1} + \beta_2 \text{ÇSD}_{it} + \beta_3 \text{KKL}_{it} + \beta_4 \text{SBÜY}_{it} + \beta_5 \text{ABÜY}_{it} + e_{it} \quad (2)$$

$$AKO_{it} = \alpha + \beta_1 AKO_{it-1} + \beta_2 \text{ÇSD}_{it} + \beta_3 \text{UKL}_{it} + \beta_4 \text{SBÜY}_{it} + \beta_5 \text{ABÜY}_{it} + e_{it} \quad (3)$$

Yukarıdaki modellerde çalışma sermayesi düzeyi, toplam kaldıraç, kısa vadeli kaldıraç, uzun vadeli kaldıraç, satışlardaki büyüme oranlarının ve işletmelerin aktif büyüklüğünün aktif kârlılığa etki edip etmediğinin belirlenmesi hedeflenmiştir. Bu modellerde yer alan “i” alt indisi Türk imalat sektöründeki her bir alt sektörü, “t” alt indisi ise 2010-2020 dönemindeki her bir yılı ifade etmektedir. Ayrıca “ $\beta_i$ ” simgesi tahmin katsayılarını, “ $e_{it}$ ” simgesi ise hata terimini ifade etmektedir.

Araştırmada analizler, Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) kullanılarak gerçekleştirilmiştir. GMM yönteminde ilk önce araç değişken matrisinden yararlanılarak birinci fark modeli oluşturulmakta ve oluşturulan model genelleştirilmiş en küçük kareler (EKK) metodu kullanılarak tahmin edilmektedir (Yerdelen Tatoğlu, 2018; 129). GMM yönteminden elde edilen tahmin sonuçlarının geçerliliği, Sargan/Hansen ve otokorelasyon test-



leri gibi farklı testler ile analiz edilir. Sargan /Hansen testi ile modellerde kullanılan değişkenlerinin geçerliliği test edilir. İkinci dereceden otokorelasyon testi (AR2) ile GMM sonuçlarında bir otokorelasyon olup olmadığı test edilir (Arellano ve Bond, 1991). GMM çalışmalarında model tahmininin doğru olup olmadığını belirlemek için ise Wald testi uygulanmaktadır (Roodman, 2009).

#### 4. Bulgular

Analiz sürecinde oluşturulan modellerdeki değişkenlerin 2010-2020 yıllarına ait tanımlayıcı istatistikleri Tablo 4'te yer almaktadır.

**Tablo 4:** Analiz Kapsamındaki Değişkenlere Ait Tanımlayıcı İstatistikler

Değişkenler	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maksimum	Gözlem Sayısı
<b>AKO</b>	0,038	0,028	-0,060	0,151	
<b>ÇSD</b>	0,662	0,094	0,324	0,826	
<b>TKL</b>	0,632	0,073	0,414	0,796	
<b>KKL</b>	0,457	0,085	0,218	0,785	253
<b>UKL</b>	0,175	0,064	0,007	0,359	
<b>SBÜY</b>	0,181	0,111	-0,216	0,514	
<b>ABÜY</b>	17,429	0,985	15,437	19,702	

Tablo 4 incelendiğinde analiz kapsamında incelenen imalat alt sektörlerinin aktif kârlılık oranına (AKO) bakıldığında sektörlerin ortalama %3,8 oranında aktif kârlılığa sahip oldukları görülmektedir. Buna göre imalat alt sektörlerinde ortalama olarak varlıklardan %3,8 oranında net kâr yaratılabildiği söylenebilir. Bununla beraber imalat alt sektörlerinin en düşük ve en yüksek aktif kârlılık oranlarına bakıldığında, sektörler içinde negatif aktif kârlılığa sahip olan sektörler bulunmakla birlikte en yüksek kârlılık oranına sahip alt sektörün %15,1 oranında aktif kârlılığa sahip olduğu görülmektedir.

İmalat alt sektörlerinin çalışma sermayesi oranı (ÇSD) ortalaması incelendiğinde sektörlerin ortalama olarak %66,2 düzeyinde çalışma sermayesi oranına sahip olduğu ortaya gözlemlenmektedir. Dolayısıyla analiz kapsamındaki imalat alt sektörlerinin toplam varlıkları içinde çalışma sermayesinin (dönen varlıkların) payının genellikle yüksek oranda olduğu söylenebilir. İmalat sektörünün yapısı gereği yüksek kapasitede üretimin sürekliliği için çalışma sermayesi ihtiyacının yüksek olduğu bilinmektedir. Dolayısıyla bu seviyede ortalama çalışma sermayesine sahip olması imalat sektörü için beklenen bir durumdur. Ancak çalışma sermayesi oranının en düşük ve en yüksek değerlerine bakıldığında en düşük çalışma sermayesi oranına sahip alt sektörün %32,4 en yüksek çalışma sermayesi oranına

sahip sektörün ise %82,6 düzeyinde çalışma sermayesine sahip oldukları görülmektedir. Buna göre analize dahil edilen imalat alt sektörlerinden bazılarının faaliyetlerini çok yüksek çalışma sermayesi düzeyi ile yürütürken bazılarının ise daha düşük düzeyde çalışma sermayesi düzeyi ile sürdürdükleri söylenebilir.

Analize dahil edilen imalat alt sektörlerinin toplam kaldıraç oranı (TKL) incelendiğinde sektörlerin %63,2 düzeyinde ortalama toplam kaldıraç düzeyine sahip oldukları görülmektedir. Toplam kaldıraç oluşturan kısa vadeli kaldıraç oranı (KKL) ve uzun vadeli kaldıraç oranı (UKL) incelendiğinde ise imalat alt sektörlerinin kısa vadeli kaldıraç oranının ortalama %45,7 olduğu görülmektedir. Uzun vadeli kaldıraç oran ortalamasının ise %17,5 olduğu görülmektedir. İmalat alt sektörlerinin çalışma sermayesi oranı ortalamasının %66,2 olduğu göz önünde bulundurulduğunda imalat alt sektörlerinde ortalama olarak net çalışma sermayesi fazlası olduğu ve çalışma sermayesinin bir bölümünün uzun vadeli finansman kaynakları ile karşılandığı saptanmıştır. İmalat sektörünün çalışma sermayesi ihtiyacının ağırlıklı kısmının kısa vadeli yabancı kaynaklarla karşılanıyor olması bu sektörde genel olarak atılған finansman stratejisinin izlendiğine işaret eder.

Satışların büyüme oranına (SBÜY) bakıldığında imalat sektörlerinin analiz sürecindeki satışların büyüme oranı ortalamasının %18,1 olduğu görülmektedir. Buna göre analiz döneminde imalat sektörünün satışlarının yıllık olarak ortalama %18,1 oranında artış gösterdiği söylenebilir. Buna göre imalat sektörünün satışlarının genellikle artış içinde olduğu düşünülebilir. Satışların büyüme oranının en düşük ve en yüksek değerlerine bakıldığında en düşük -%21,6 ve en yüksek %51,4 oranlarının olduğu görülmektedir. Buna göre imalat alt sektörlerinde satışları bir önceki yıla göre düşüş gösteren sektörlerin olduğunu ifade etmek mümkündür.

İmalat sektörünün aktif büyüklüğü (ABÜY) incelendiğinde işletmelerin ortalama 17,43 oranında aktif büyüklüğüne sahip olduğu ortaya çıkmıştır. En düşük aktif büyüklük oranı 15,44 ve en yüksek aktif büyüklüğü 19,71'dir. Buna göre incelenen imalat alt sektörlerinin birbirine yakın büyüklükte olduğu söylenebilir.

Çalışma kapsamında analiz edilmek istenen modellerdeki değişkenlere ait korelasyon analizine ilişkin sonuçlar Tablo 5'te sunulmaktadır.

**Tablo 5:** Analiz Kapsamındaki Değişkenlere Ait Korelasyon Analizi Sonuçları

Değişkenler	AKO	ÇSD	TKL	KKL	UKL	SBÜY	ABÜY
AKO	1,000						
ÇSD	0,176	1,000					
TKL	-0,074	0,468	1,000				
KKL	-0,018	0,685	0,675	1,000			
UKL	-0,060	-0,372	0,243	-0,552	1,000		
SBÜY	0,341	0,095	0,144	0,080	0,058	1,000	
ABÜY	0,371	-0,083	0,138	-0,047	0,218	0,242	1,000

Tablo 5'e göre Türk imalat alt sektörlerinin aktif kârlılıkları ile çalışma sermayesi düzeyi arasındaki ilişkinin pozitif ancak çok zayıf seviyede olduğu, toplam kaldıraç oranı, kısa vadeli kaldıraç oranı ve uzun vadeli kaldıraç oranı ile yine çok zayıf seviyede ancak ters yönlü bir ilişkinin olduğu görülmektedir. Bunun dışında satışların büyüme oranı ve aktif büyüklük oranı ile aktif karlılığın zayıf seviyede pozitif yönlü bir ilişkide olduğu ortaya çıkmıştır.

Analiz kapsamında hesaplanan diğer değişkenler arasındaki ilişkiler incelendiğinde çalışma sermayesi oranının toplam kaldıraç ve kısa vadeli kaldıraç oranları ile orta seviyede pozitif ilişkiye sahip iken uzun vadeli kaldıraç oranı ile zayıf yönlü negatif bir ilişkiye sahip olduğu ortaya çıkmıştır. Ayrıca toplam kaldıraçla kısa vadeli kaldıraç oranlarının orta seviyede pozitif, toplam kaldıraçla uzun vadeli kaldıraç oranlarının ise zayıf seviyede pozitif bir ilişkiye sahip olduğu görülmüştür.

Çalışmanın esas amacı olan Türkiye'deki imalat alt sektörlerinde çalışma sermayesi düzeyinin kârlılığa etkisinin incelenmesine yönelik analizlere ait sonuçlar Tablo 6'da yer almaktadır.

**Tablo 6:** Modellere Ait GMM Tahmin Sonuçları

Değişkenler	I	II	III
	SysGMM	SysGMM	SysGMM
AKO <sub>i,t-1</sub>	0,085* (0,007)	0,104** (0,022)	0,149* (0,000)
ÇSD	0,111* (0,001)	0,217* (0,000)	0,045 (0,455)
TKL	-0,352** (0,000)		
KKL		-0,200* (0,000)	
UKL			-0,043 (0,130)
SBÜY	0,019* (0,001)	0,019* (0,000)	0,013* (0,000)
ABÜY	0,030* (0,000)	0,016* (0,000)	0,018* (0,000)
Sabit	-0,344* (0,000)	-0,296* (0,000)	-0,314* (0,000)
Sargan / Hansen	22,12 (0,927)	20,59 (0,955)	21,78 (0,967)
AR (2)	1,45 (0,147)	1,15 (0,249)	1,02 (0,305)
Wald	4436,7* (0,000)	3911,3* (0,000)	2383,3 (0,000)

(\*) ve (\*\*) sırasıyla 1%, ve 5%, düzeyinde anlamlılığı temsil etmektedir.

Tablo 6'daki Wald testi sonuçlarına bakıldığında modellerin geçerli olduğu ( $p < 0,05$ ) görülmektedir. Otokorelasyon (AR(2)) testi incelendiğinde ise değişkenler arasında otokorelasyonun olmadığı ( $p > 0,05$ ) ve Sargan/Hansen testinde de araç değişkenlerinin geçerli olduğu ( $p > 0,05$ ) ortaya çıkmıştır.

Tablo 6'da çalışma sermayesi düzeyinin (ÇSD) birinci model ve ikinci model için geçerli olmak üzere aktif karlılığını (AKO) pozitif yönde etkilediği ancak Model 3'te herhangi bir etkisinin olmadığı görülmektedir. Bu bulguya göre Türkiye'deki imalat alt sektörlerinde çalışma sermayesi düzeyinin artmasının, aktif karlılığı arttırdığı ifade edilebilir.

Tablo 6'ya göre birinci modelde aktif karlılığının toplam kaldıraç oranından (TKL) ve ikinci modelde kısa vadeli kaldıraç oranından (KKL) negatif yönde etkilendiği ancak

üçüncü modelde uzun vadeli kaldıraç oranından etkilenmediği ortaya çıkmıştır. Buna göre Türk imalat sektöründe kısa vadeli yabancı kaynakların artmasının aktif kârlılığı azalttığı ifade edilebilir. Uzun vadeli yabancı kaynakların aktif kârlılığa herhangi bir etkisinin olmadığı düşünüldüğünde ise toplam yabancı kaynakların aktif kârlılığı negatif yönde etkilemesinde kısa vadeli yabancı kaynakların oranının yüksek oluşunun etkili olduğu söylenebilir.

Tablo 6’da satışların büyüme oranı ve aktif büyüklüğü değişkenlerinin aktif karlılığını tüm modellerde pozitif yönde etkilediği görülmektedir. Dolayısıyla Türkiye’deki imalat sektöründe satışların artması durumunda aktif kârlılığının da artacağı, ayrıca aktif büyüklüğünün, kârlılığı pozitif olarak etkilediği yorumu yapılabilir.

## 5. Sonuç ve Öneriler

Bu araştırmada Türkiye’deki imalat sektörünün çalışma sermayesi düzeyinin kârlılığa etkisi analiz edilmeye çalışılmıştır. Bu amaç doğrultusunda TCMB tarafından yayınlanan sektör bilançoları içerisinde imalat sektöründe yer alan 23 adet alt sektörün 2010-2020 dönemine ait finansal verileri kullanılarak sektörün çalışma sermayesi düzeyi, aktif karlılık oranı, toplam, kısa ve uzun kaldıraç oranları, satışların büyüme oranı ve aktif büyüklüğü hesaplanmıştır. Hesaplanan değişkenlerden kaldıraç oranları ayrı modellerde yer alarak borcun vadesine göre etkisi ortaya çıkarılmak istenmiştir. Bu bağlamda çalışmanın amacına yönelik üç ayrı model kurulmuştur.

Araştırmada gerçekleştirilen analizlerden tanımlayıcı istatistik bulguları değerlendirildiğinde Türk imalat sektörünün çalışma sermayesi düzeyinin genel olarak yüksek olduğu söylenebilir. Çalışma sermayesi düzeyinin yüksek olması likiditeyi arttırabilen bir durum olmasının yanında atıl kaynakların yüksek olması sebebiyle kârlılığın düşük gerçekleşmesine yol açabilir. Ancak imalat sektöründe genellikle stok ve alacak devir hızlarının ve üretim maliyetlerinin yüksek olması çalışma sermayesi düzeyinin de yüksek olmasına neden olmaktadır. Bununla birlikte Türk imalat sektörünün çalışma sermayesini finanse etmede kısa vadeli yabancı kaynaklara ağırlık verdiği ve kalan kısmını devamlı sermaye ile finanse ettiği ortaya çıkmıştır. Buna göre Türk imalat sektörünün çalışma sermayesi finansmanında atıl finansman stratejisine sahip olduğu söylenebilir. Bununla birlikte çalışmanın tanımlayıcı istatistiklerinde imalat sektörünün satışlarını genel olarak arttırdığı ve aktif büyüklüğü açısından sektörde büyük ölçekli işletmelerin yoğunlukta olduğu saptanmıştır.

Araştırmada gerçekleştirilen analizler neticesinde Türk imalat sektöründe çalışma sermayesinin aktif karlılığı pozitif yönde etkilediği saptanmıştır. Genel olarak çalışma sermayesinin yüksek düzeyde olmasının kârlılığı olumsuz yönde etkileyebileceği bilinmektedir

(Aksoy ve Yalçiner, 2013). Ancak Türk imalat sektörünün çalışma sermayesi finansman politikasının atılga olduđu belirlenmiştir. Dolayısıyla çalışma sermayesi yönetiminin etkin olduđu ve bunun da aktif kârlılığı olumlu etkilemiş olabileceği söylenebilir. Finans teorisinde çalışma sermayesinin etkinliği ile işletmelerin likidite sıkıntısı yaşamadan kârlılığının arttırılabileceği ifade edilmektedir (Aksoy, 2013:76; Apak ve Demirel, 2010:212). Bununla birlikte çalışma sermayesi düzeyinin aktif kârlılığı pozitif yönde etkilediğine ilişkin olarak erişilen bulgular Nazir ve Afza (2009); Enqvist vd. (2014); Akyüz ve Atmaca (2019) çalışmalarında elde edilen bulgularla benzerlik göstermektedir.

Analiz sonucunda kontrol değişkenleriyle ilgili elde edilen diğer bulgularda toplam kaldıraçın aktif kârlılık oranı değişkenini negatif yönlü bir şekilde etkilediği belirtilmiştir. Söz konusu bulgu Raheman, Afza, Qayyum ve Bodla (2010); Ching, Novazzi ve Gerab (2011); Karadeniz ve İskenderoğlu (2011) çalışmalarının sonuçları ile uyumludur. Analiz sonuçlarından bir diğerinde aktif kârlılığın kısa vadeli kaldıraçtan negatif yönlü etkilenmesi bulgusu Raheman vd. (2010); Tufail, Bilal ve Khan (2013); Akgüç (2020) çalışmalarının sonuçlarını destekler niteliktedir.

Araştırmanın analiz sonuçlarında aktif karlılığı etkileyen diğer değişkenlerin satışların büyüme oranı ve aktif büyüklüğü olduđu ve bu değişkenlerin karlılığı pozitif etkilediği bulguları elde edilmiştir. Satışların büyüme oranının karlılığı pozitif etkilemesi, Garcia-Teruel ve Martinez-Solano (2007) çalışmasını destekler niteliktedir. Aktif büyüklüğünün karlılık üzerindeki pozitif etkisi ise Lee (2009), Yazdanfar ve Öhman (2014); Upadhyay, Sen ve Smith (2015) çalışmalarının sonuçları ile uyumludur. Elde edilen bulgular çerçevesinde Türk imalat işletmelerinde satışların artmasının kârlılığın da artmasını sağladığı dolayısıyla Türkiye'deki imalat işletmelerinin fiyat rekabetine girerek daha fazla satış yapma politikasıyla aktif devir hızlarını arttırdıkları ifade edilebilir. Bunun yanında işletmelerin aktif büyüklüğü arttıkça aktif kârlılık oranının da artış göstermesi sebebiyle bu işletmelerin ölçek ekonomisinden yararlanabildikleri söylenebilir.

Araştırma sonucunda elde edilen bulgular genel olarak ele alındığında Türk imalat sektöründe çalışma sermayesi düzeyinin aktif kârlılığı pozitif etkilediği ancak kısa vadeli yabancı kaynak oranının karlılığı negatif etkilediği, bunun yanında satışların büyüme oranı ve aktif büyüklük oranlarının kârlılığı pozitif etkilediği saptanmıştır. Bu bulgular çerçevesinde Türk imalat sektöründe çalışma sermayesi yatırımlarının etkin bir şekilde yönetildiği ancak bununla birlikte kısa vadeli yabancı kaynakların genel olarak yüksek düzeyde olmasının işletmelerin yüksek maliyetlere katlanmasına neden olduđu söylenebilir. Son zamanlarda tüm dünyada ticaretin neredeyse durmasına sebebiyet veren Covid-19 salgını ve devamında Türkiye'de yaşanan kur artışları ve bunun girdi maliyetlerine yansımaları imalat işletmele-

rinin üretim maliyetlerini arttırmış ve birçok işletmenin ek finansman ihtiyacını doğurmuştur. Bu gibi krizlerde kısa vadeli yabancı kaynakları yüksek olan ve likidite düzeyi yeterli olmayan işletmelerin üretime devam edebilmeleri zorlaşabilmektedir. Dolayısıyla Türk imalat işletmelerinin finansman sağlamada içsel kaynakların payını arttırmaları ve kısa vadeli yabancı kaynaklarla finansmanda daha dikkatli olmaları önerilebilir.

Bu araştırmada Türk imalat sektöründe yer alan 23 alt sektörün 2010-2020 yıllarına ait verileri incelenmiş ve her bir sektörün konsolide finansal tabloları üzerinden imalat işletmelerinin çalışma sermayesi düzeylerinin karlılık üzerindeki etkisi analiz edilmeye çalışılmıştır. Bu bağlamda imalat sektöründe yer alan işletmelerin çalışma sermayesi ile karlılık ilişkisinin geniş çapta ele alınması açısından çalışmanın literatüre katkı sağlaması beklenmektedir. Araştırma sınırlı sayıda değişkenle ve sınırlı zaman aralığı kapsamında gerçekleştirilmiştir. Sonraki araştırmalarda çalışma sermayesinin kârlılığa etkisinin incelenmesinde daha kapsamlı şekilde uluslararası karşılaştırmalı olarak analizlerin gerçekleştirilmesi ve 2020 yılında yaşanan covid-19 salgınının çalışma sermayesi yönetimine etkisinin incelenmesi önerilebilir.

## **Kaynakça**

- Mian S. NAZİR and AFZA, Talat; (2009), “Impact of aggressive working capital management policy on firms’ profitability”, *The IUP Journal of Applied Finance*, 15, pp. 19-30.
- AKBULUT, Ramazan; (2011), “İMKB’de imalat sektöründeki işletmelerde işletme sermayesi yönetiminin karlılık üzerindeki etkisini ölçmeye yönelik bir araştırma”, *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, 40(2), ss. 195-206.
- AKGÜÇ, Zekiye; (2020), “Çalışma Sermayesi Yönetiminin Finansal Performansa Etkisi: Borsa İstanbul 100 Endeksinde Faaliyet Gösteren Firmalar Üzerine Bir Uygulama”, *Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Şırnak Üniversitesi, Lisansüstü Eğitim Enstitüsü*.
- AKSOY, Emine E.; (2013), “İşletme sermayesi ihtiyacını etkileyen işletme içi faktörlerin analizi: prais-winsten regresyon uygulaması”, *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 15(3), ss. 73-86.
- AKSOY, Ahmet ve Kürşat YALÇINER; (2013). *İşletme sermayesi yönetimi*. Ankara: Gazi Kitabevi.
- AKYÜZ, Hande S. ve Metin ATMACA; (2019), “Çalışma sermayesine ilişkin finansal oranların işletme karlılığına etkisi: BİST imalat sektöründe bir uygulama”, *Çanakkale Onsekiz Mart Üniversitesi Uluslararası Sosyal Bilimler Dergisi*, 4(2), ss. 217-233.
- APAK, Sudi ve Engin DEMİREL; (2010), *Finansal Yönetim*, Papatya Yayıncılık Eğitim, İstanbul.
- ALTAF, Nufazil & Farooq A. SHAH; (2018), “How does working capital management affect the profitability of Indian companies?”, *Journal of Advances in Management Research*, 15(3), pp. 347-366.
- ANTON, Sorin G. & Anca E. A. NUCU; (2021), “The impact of working capital management on firm profitability: Empirical evidence from the polish listed firms”, *Journal of Risk and Financial Management*, 14(9), pp. 1-14.
- ARELLANO, Manuel and Stephen BOND; (1991), “Some tests of specification for panel data: monte carlo evidence and an application to employment equations”, *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277–97.
- AYRIÇAY, Yücel, Meltem KILIÇ ve Yasemin GÜNER; (2021), “Çalışma sermayesinin firma kârlılığı üzerindeki etkisi: BİST KOBİ sanayi işletmelerinde bir araştırma”, *Business & Management Studies: An International Journal*, 9(4), ss. 1238-1254.
- BEYAZGÜL, Mehmet ve Erdinç KARADENİZ; (2020), “Konaklama İşletmelerinde çalışma sermayesinin kârlılığa etkisinin analizi: Türkiye-Amerika Birleşik Devletleri karşılaştırması”, *Journal of Tourism and Gastronomy Studies*, 8(3), ss. 2029-2049.



- CHİNG, Hong Yu, Ayrton NOVAZZI and Fábio GERAB; (2011), “Relationship between working capital management and profitability in Brazilian listed companies” *Journal of Global Business and Economics*, 3(1), pp. 74-86.
- CHOWDHURY, Ahm. Y., Mohammad Z. ALAM, Sabiha SULTANA & Md. Kaysher HAMİD; (2018), “Impact of working capital management on profitability: A case study on pharmaceutical companies of Bangladesh”, *Journal of Economics, Business and Management*, 6(1), pp. 27-35.
- DELOOF, Marc; (2003), “Does working capital management affect profitability of Belgian firms?” *Journal of Business Finance and Accounting*, 30(3), pp. 573-588.
- DİNÇERGÖK, Burcu; (2019), “İşletme sermayesi yönetimi ve karlılık ilişkisi: Doğrusal olmayan ilişkinin BIST kimya, petrol, kauçuk ve plastik ürünler sektöründe sınanması”, *Muhasebe ve Finansman Dergisi*, (82), ss. 161-176.
- ENQVİST, Julius, Micheal GRAHAM ve Jussi NİKKİNEN; (2014), “The impact of working capital management on firm profitability in different business cycles: Evidence from Finland”, *International Business and Finance Studies*, 32, pp. 36-49.
- ESER ÖZEN, Aysun; (2015), “Seçilmiş göstergelerle Türkiye imalat sanayiinin analizi”, *Nevşehir Hacı Bektaş Veli Üniversitesi SBE Dergisi*, 5(1), ss. 140-162.
- GARCÍA-TERUEL, Pedro J. and Pedro MARTÍNEZ-SOLANO; (2007), “Effects of working capital management on SME profitability” *International Journal of Managerial Finance*, 3(2), pp. 164-177.
- GİLL, Amarjit, Nahum BİGER and Neil MATHUR; (2010), “The relationship between working capital management and profitability: Evidence from the United States”, *Business and Economics Journal*, 10(1), pp. 1-9.
- GONÇALVES, Tiago C., Cristina GAIO & Frederico ROBLES; (2018). “The impact of Working Capital Management on firm profitability in different economic cycles: Evidence from the United Kingdom”, *Economics and Business Letters*, 7(2), pp. 70-75.
- JOSE, Manuel L., Carol LANCASTER and Jerry L. STEVENS; (1996), “Corporate returns and cash conversion cycles”, *Journal of Economics and Finance*, 20(1), pp. 33-46.
- KARADENİZ, Erdinç ve Ömer İSKENDEROĞLU; (2011), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda işlem gören turizm işletmelerinin aktif karlılığını etkileyen değişkenlerin analizi”, *Anatolia: Turizm Araştırmaları Dergisi*, 22(1), ss. 65-75.
- KUSUMA, Hadri and Ahmad D. BACHTIAR; (2018), “Working capital management and corporate performance: Evidence from Indonesia”, *Journal of Management and Business Administration*, 26(2), pp. 76-88.

- LAZARİDİS, Ioannis and Dimitrios TRYFONİDİS; (2006), “Relationship between working capital management and profitability of listed companies in the Athens Stock Exchange”, *Journal of Financial Management and Analysis*, 19(1), pp. 26–35.
- MAHMOOD, Faisal., Dongping HAN, Nazakat ALİ, Riaqa MUBEEN & Umeair SHAHZAD; (2019), “Moderating effects of firm size and leverage on the working capital finance–profitability relationship: evidence from China”, *Sustainability*, 11(7), pp. 1-14.
- MADUSHANKA, Khis H. I. & Mathyinparasan JATHURİKA; (2018). The impact of liquidity ratios on profitability. *International Research Journal of Advanced Engineering and Science*, 3(4), 157-161.
- POLAT, Hatice; (2011), “Türkiye ekonomisinde imalat sanayi”, *Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 1(2), ss. 24-39.
- PWC ANNUAL REPORT. 2019; “Navigating Uncertainty: Pwc’s Annual Global Working Capital Study 2018/19 Unlocking Cash to Shore Up Your Business”, [https://www.pwc.com/gx/en/working-capital-management\\_services/assets/pwcworking-capital-survey-2018-2019.pdf](https://www.pwc.com/gx/en/working-capital-management_services/assets/pwcworking-capital-survey-2018-2019.pdf) 12.01.2022.
- RAHEMAN, Abdul, Talat AFZA, Abdul QAYYUM and Mahmood A. BODLA; (2010), “Working capital management and corporate performance of manufacturing sector in Pakistan”, *International Research Journal of Finance and Economics*, 47, pp. 151-163.
- REN, Ting, Nan LİU, Hongyan YANG, Youzhi XİAO & Yijun HU; (2019), “Working capital management and firm performance in China”, *Asian Review of Accounting*, 27(4), pp. 546-562.
- ROODMAN, David; (2009), “How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata”, *The Stata Journal*, 1, pp. 86–136.
- TEKİN, Bilgehan ve Seda N. BASTAK; (2021), “Borsa İstanbul’da işlem gören en karlı şirketlerde işletme sermayesi-karlılık ilişkisinin araştırılması: Panel veri analizi yöntemi”, *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar* (658), ss. 137-156.
- TUFAİL, Sumaira, BİLAL and Javaria KHAN; (2013), “Impact of working capital management on profitability of textile sector of Pakistan”, *İşletme Araştırmaları Dergisi* 5(2), pp. 32-56.
- TÜİK; (2018), “Yıllık Gayrisafi Yurt İçi Hasıla, 2018”, <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Yillik-Gayrisafi-Yurt-Ici-Hasila-2018-30890> 10.01.2022.
- TÜİK; (2019), “Yıllık Gayrisafi Yurt İçi Hasıla, 2019”, <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Yillik-Gayrisafi-Yurt-Ici-Hasila-2019-33671> 10.01.2022.
- TÜİK; (2020), “Yıllık Gayrisafi Yurt İçi Hasıla, 2020”, <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Yillik-Gayrisafi-Yurt-Ici-Hasila-2020-37184> 10.01.2022.

- UPADHYAY, Soumya, Bisakha SEN and Dean SMÍTH; (2015), ‘‘The cash conversion cycle and profitability: A study of hospitals in the state of Washington’’, *Journal of Health Care Finance*, pp. 41(4).
- YERDELEN TATOĞLU, Ferda; (2018), İleri panel veri analizi, Beta Basım Yayım Dağıtım, İstanbul.
- YAZDANFAR, Darush and Peter ÖHMAN; (2014), ‘‘The impact of cash conversion cycle on firm profitability: An empirical study based on Swedish data’’, *International Journal of Managerial Finance*, 10(4), pp. 442-452.
- YILDIZ, Berk ve Türker İ. DENİZ; (2020), ‘‘BİST yıldız endeksinde işlem gören firmaların kârlılıklarına etki eden çalışma sermayesi faktörleri’’, *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 5(1), ss. 91-110.



## TÜRKİYE’DE DÖVİZ PİYASASININ ETKİNLİĞİNİN FOURIER BİRİM KÖK TESTLERİYLE ANALİZİ

Özge BUZDAĞLI<sup>1</sup>

Gönderim tarihi: 27.05.2022

Kabul tarihi: 15.08.2022

### Öz

Çalışmada Türkiye’nin döviz piyasasının zayıf formda etkin olup olmadığı araştırılmaktadır. Bu amaçla Dolar/TL ve Euro/TL’ye ait nominal döviz kuru verileri 2001:03-2021:11 dönemi için analiz edilmiştir. Fourier fonksiyonlarına dayalı birim kök testleri aracılığıyla yapılan analizlerde her iki kur serisinin durağan olduğu, dolayısıyla Türkiye’de döviz piyasasının zayıf formda etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Buna göre döviz kurlarının geçmişteki değerlerine bakılarak gelecekte alacağı değerlerin tahmin edilebileceği ve döviz piyasasındaki işlemcilerin anormal kar fırsatlarını yakalayabilecekleri söylenebilir.

**Anahtar Kelimeler:** Etkin Piyasa Hipotezi, Döviz Piyasası, Türkiye, Fourier Birim Kök Testi

**JEL Sınıflaması:** C22, F31, G14

## THE ANALYSIS OF FOREIGN EXCHANGE MARKET EFFICIENCY BY FOURIER UNIT ROOT TESTS IN TURKEY

### Abstract

This study investigates whether Turkey's foreign exchange market is efficient in a weak form. For this purpose, the data of nominal exchange rates of dollar/TL and euro/TL for the period 2001:03-2021:11 were analyzed. The analyzes using unit root tests based on Fourier functions showed that both exchange rate series are stationary and therefore the foreign exchange market in Turkey is not efficient in a weak form. Accordingly, it can be said that by looking at the past values of the exchange rates, the future values can be predicted and traders can perceive abnormal profit opportunities in the foreign exchange market.

**Keywords:** Efficient Market Hypothesis, Foreign Exchange Market, Turkey, Fourier Unit Root Test

**JEL Classification:** C22, F31, G14

<sup>1</sup> Dr. Öğr. Üyesi, Atatürk Üniversitesi, İİBF, İktisat Bölümü, ozgetatlici@atauni.edu.tr;  
<https://orcid.org/0000-0002-2798-9889>

## 1. Giriş

Bretton Woods sisteminin 1973’te yıkılmasından sonra ülkelerin daha çok dalgalı döviz kuru rejimine yönelmeleriyle birlikte kurlarda oynaklık artış göstermiştir. Döviz kurlarının denge değerlerinden sapmalar göstermesi, dış ticaret yapan firmaların yanı sıra yerli ve yabancı yatırımcıların, politika yapıcıların, özel sektörde ve kamuda faaliyet gösteren şirketlerin kur tahminlerinde nasıl bir yöntem izlemeleri gerektiğine dair soruları ön plana çıkarmıştır. Bu kapsamda piyasa etkinliği kavramı kur tahminleri için önemli bir çıkış noktasıdır.

Piyasa etkinliği ya da diğer bir ifadeyle etkin piyasa hipotezi (EPH) 1960’lı yıllarda Fama’nın öncülüğünde yapılan çalışmalarda ortaya atılmış olup, finans literatüründe sıkça tartışılan konular arasında yer almaktadır. Bu hipotez, varlık piyasalarında fiyatların davranışı ile ilgilidir. Fama’ya göre sermaye piyasasının birincil rolü, ekonominin sermaye stokunun mülkiyetinin tahsis edilmesidir. Genel anlamda ideal olan, fiyatların kaynak tahsisi için doğru sinyaller verdiği bir piyasadır. Diğer bir deyişle menkul kıymet fiyatlarının herhangi bir zamanda mevcut tüm bilgileri "tamamen yansıttığı" varsayımı altında firmaların üretim-yatırım kararları alabildiği ve yatırımcıların, şirketlerin faaliyetlerinin mülkiyetini temsil eden menkul kıymetler arasından seçim yapabildiği bir piyasadır. Fiyatların her zaman mevcut tüm bilgileri "tamamen yansıttığı" bir piyasaya etkin piyasa denir (Fama, 1970: 383). EPH, ekonomik aktörler tarafından bilginin verimli bir şekilde kullanılmasına dayandığından, bilgi etkinliği olarak da adlandırılır. EPH, piyasa temsilcilerinin rasyonel beklentilere sahip olmasını ve onları varlık alıp satmaktan alıkoyan hiçbir işlem maliyetinin olmamasını gerektirir (Giannellis ve Papadopoulos, 2009: 155).

“Etkin piyasa” terimi başlangıçta hisse senedi piyasasına uygulanmıştır, ancak kavram kısa sürede diğer varlık piyasalarına genelleştirilmiştir (Beechey vd, 2000: 1). Piyasa etkinliği, yatırımcılar, finansal analistler, finans yöneticileri ve döviz kullanan tüm ilgili paydaşlar için döviz piyasasında da önemli bir rol oynamaktadır. Aslında EPH, modern döviz teorisinin temel taşı olarak kabul edilmekte ve hem rasyonel beklentiler hipotezini hem de yatırım araçlarının riskten bağımsız davranışını hesaba katmaktadır. Ayrıca fazla getiri sağlayan farklı ticaret stratejilerine ve döviz fiyatlarının mevcut bilgileri yansıtmadığına odaklanmaktadır. Bilindiği gibi yatırımcılar aşırı değerli ve düşük değerli para birimlerinin kâr fırsatlarından motive olurlar. Bu nedenle, yatırım analistlerinin yanlış fiyatlandırılmış para birimleri arayışı ve sonraki işlemleri (arbitraj mekanizması) piyasayı verimli kılar ve fiyatların gerçek değerleri yansıtmasına neden olur. Ayrıca, etkin bir döviz piyasası asgari düzeyde devlet müdahalesi gerektirir ve yatırımcılar döviz işlemlerinden anormal getiri elde edemezler. Aksine, piyasa etkinsizliği döviz kuru hareketlerinin geliş-

mesine neden olabilir ve kârlı döviz işlemleri için fırsatlar sunar. Döviz piyasası etkin değilse, fiyatlandırma sistemi, sermayenin verimli bir şekilde tahsis edilmesini önleyerek, bütün ekonomiyi olumsuz yönde etkileyebilir (Amelot vd, 2017: 2105).

EPH’de piyasa etkinliği 3 seviyede incelenmektedir (Kumar ve Joshi, 2014: 6):

**1. Zayıf formda etkinlik:** Mevcut fiyatlar geçmiş fiyat verilerinde yer alan tüm bilgileri yansıtıyorsa, piyasanın zayıf formda etkinliğe sahip olduğu söylenir. Fiyatı belirleyen bilgi seti sadece fiyatların geçmişini içerir. Piyasa getirisinin bağımsız olduğunu ve geçmiş getiri oranlarının gelecekteki oranlar üzerinde hiçbir etkisi olmadığını belirtir.

**2. Yarı güçlü formda etkinlik:** Eğer cari fiyatlar bütün piyasa katılımcıları tarafından bilinen bilgileri, dolayısıyla tüm kamuya açık bilgileri tam olarak yansıtıyorsa, piyasanın yarı güçlü etkinlik sergilediği söylenir.

**3. Güçlü formda etkinlik:** Mevcut fiyatlar, herhangi bir piyasa katılımcısı tarafından bilinen tüm kamuya açık ve ayrıcalıklı bilgileri tam olarak yansıtıyorsa, piyasa güçlü formda etkindir. Burada ayrıcalıklı bilgi, piyasa yapımcılarının, şirket yöneticilerinin ve yatırım yöneticilerinin zaman ve para harcayarak içeriden elde ettikleri özel bilgileri ifade eder.

EPH, finansal veya parasal piyasaların etkin olduğunu, yani bu piyasalardaki finansörlerin geçmiş verileri kullanarak gelecekteki döviz kurlarını tahmin edemeyeceğini belirtir (Firoj ve Khanom, 2018: 99). Fiyat değişikliklerinin önceki fiyatlardan rastgele sapmalar olarak nitelendirildiği bu hipotez, finans literatüründe sıkça kullanılan bir terim olan “rassal yürüyüş” fikriyle ilişkilidir. Rassal yürüyüş hipotezine göre eğer bilgi akışı engellenmezse ve bilgi anında varlık fiyatlarına yansıtılırsa, yarınki fiyatlar sadece yarının haberlerini yansıtacak ve bugünün fiyat değişikliklerinden bağımsız olacaktır. Ancak haber, tanımı gereği tahmin edilemez ve rassaldır, aksi halde haber değildir. Dolayısıyla bir finansal varlığın değerindeki bu tür hareketler de tahmin edilemez ve rassal olacaktır. Bir günden diğerine haberler, varlığın fiyatını değişen yönlerde ve değişen büyüklüklerde etkileyecektir (Malkiel, 2003: 59; Kumar ve Joshi, 2014: 6). Diğer bir ifadeyle ardışık fiyat değişiklikleri ilişkisizdir ve piyasadan normalin dışında kâr elde etmek mümkün değildir (Kumar ve Kamaiyah, 2016:104).

Fama’nın EPH’yi öne sürmesinden bu yana, özellikle gelişmiş ülkelerdeki döviz piyasaları, farklı ekonometrik teknikler kullanılarak kapsamlı bir şekilde etkinlik testlerine tabi tutulmuştur. Bu teknikler temel olarak (i) bir para birimi için spot döviz kurunun rassal bir yürüyüş sergileyip sergilemediğini, (ii) bir para birimi için vadeli döviz kurunun o para birimi için gelecekteki spot döviz kurunun sapmasız bir tahmincisi olup olmadığını ve (iii) birkaç para birimi arasında eşbütünleşme ilişkilerinin olup olmadığını belirlemeyi amaçla-

maktadır. Birinci tip testler zayıf formda etkinliği sınarken, ikinci ve üçüncü tip testler yarı güçlü formda etkinliği tespit etmekte kullanılmaktadır (Mohamed ve Banu, 2015: 333).

Bu çalışmada Türkiye’nin döviz piyasasının zayıf formda etkin olup olmadığı araştırılmaktadır. Türkiye özelinde yapılmış diğer çalışmalardan farklı olarak en güncel analiz yöntemlerinden Fourier tipi birim kök testlerine yer verilmektedir. Çalışmanın takip eden bölümünde literatürde döviz piyasalarının etkinliğini araştıran çalışmalar özetlenmekte, üçüncü bölümde veri ve yöntemle değinilmekte, dördüncü bölümde ise ampirik bulgular tartışılmaktadır. Çalışma sonuç bölümüyle tamamlanmaktadır.

## 2. Literatür İncelemesi

Döviz piyasalarının etkinliği literatürde çok ilgi gören ve tartışılan konular arasındadır. Uluslararası literatürde piyasa etkinliği daha çok varyans oranı testleriyle analiz edilirken, ulusal literatürde geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök testleri ile eşbütünleşme testlerinden yararlandığı görülmektedir. Bu bölümde öncelikle uluslararası literatürde yer alan çalışmalara yer verilmekte, ardından Türkiye özelinde yapılan çalışmalar sunulmaktadır. Tek ülke ve çok ülkenin incelendiği çalışmalar Tablo 1’de özetlenmiştir.

**Tablo 1:** Çeşitli Ülkeler/Ülke Grupları Üzerine Yapılan Çalışmalar

Yazar(lar)/Yıl	Dönem/Frekans	Ülke(ler)	Yöntem	Sonuç
Wickremasinghe (2008)	1986:01-2004:12 Aylık veriler	Sri Lanka	LB Q-testi ve KPSS testi	Piyasa zayıf ve yarı güçlü form- da etkin değil.
Azad (2009)	1998:01-2007:07 Günlük ve hafta- lık veriler	12 Asya-Pasifik ülkesi	Panel birim kök testleri ve varyans oranı testleri	Yüksek frekanslı (günlük) verilerin analiz sonuçlarında döviz piyasaları etkin, orta (haftalık) frekanslı verilerin analiz sonuçlarında döviz piyasaları etkin değil.
Chen (2009)	08.01.1998- 30.07.2008 Haf- talık veriler	10 Pasifik Hav- zası ülkesi	Varyans oranı testleri	Döviz piyasaları zayıf formda etkin değil.



**Tablo 1:** Çeşitli Ülkeler/Ülke Grupları Üzerine Yapılan Çalışmalar (Devam)

Yazar(lar)/Yıl	Dönem/Frekans	Ülke(ler)	Yöntem	Sonuç
Giannellis ve Papadopoulos (2009)	1999:01-2006:02 Aylık veriler	Polonya, Çekya ve Slovakya	Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif Modeli (LSTAR)	Polonya döviz piyasası etkin, Çekya döviz piyasası etkin değil. Slovakya döviz piyasası ise yarı etkin.
Chiang vd. (2010)	01.01.1998-23.08.2006 Günlük veriler	Japonya, Kore, Tayvan ve Filipinler	Geleneksel ve parametrik olmayan varyans oranı testleri	Tayvan hariç tüm ülkelerde döviz piyasası zayıf formda etkin.
İbrahim vd. (2011)	2000-2007 Haftalık veriler	30 OECD ülkesi	ADF, PP ve KPSS birim kök testleri	OECD döviz piyasası zayıf formda etkin.
Chaudhry ve Javid (2012)	1995:01-2010:11 Aylık veriler	Hindistan, Bangladeş, Sri Lanka ve Pakistan	Birim kök, eşbü-tünleşme ve nedensellik analizi	Söz konusu ülkelerin döviz piyasaları zayıf formda etkin, ancak yarı güçlü formda etkin değil.
Kumar ve Kamaiah (2014)	1994:01-2013:12 Aylık veriler	Bulgaristan, Hırvatistan, Çekya, Macaristan, Polonya, Romanya, Rusya, Slovakya ve Slovenya	Bireysel ve ortak varyans oranı testleri	Hırvatistan, Çekya ve Bulgaristan döviz piyasaları daha kısa bir gecikmede zayıf formda etkin, diğer ülke döviz piyasaları ise etkin değil.
Kumar ve Joshi (2014)	02.04.2004-30.03.2012 Günlük veriler	Hindistan	Varyans oranı testi	Piyasa zayıf formda etkin.
Bashir vd. (2014)	2006:07-2013:12 Aylık veriler	Pakistan	OLS analizi	Döviz piyasası etkin değil.
Mohamed ve Banu (2015)	2000:01-2013:09 Aylık veriler	Hindistan	Panel ve zaman serisi birim kök testleri	Döviz piyasası zayıf formda etkin.

**Tablo 1:** Çeşitli Ülkeler/Ülke Grupları Üzerine Yapılan Çalışmalar (Devam)

Yazar(lar)/Yıl	Dönem/Frekans	Ülke(ler)	Yöntem	Sonuç
Kumar ve Kamaiah (2016)	1994:04-2014:09 Aylık veriler	BRICS ülkeleri	Varyans oranı testleri	BRICS ülkelerinde döviz piyasaları zayıf formda etkin değil.
Amelot vd. (2017)	2012:01-2016:12 Günlük veriler	Mauritius	ADF ve PP birim kök testleri ve Granger nedensellik testi	Piyasa zayıf formda etkin, ancak yarı güçlü formda etkin değil.
Firoj ve Khanom (2018)	01.01.2010-30.11.2017 Günlük veriler	Bangladeş	ADF, PP ve KPSS ve Johansen eşbütünleşme testi	Döviz piyasası zayıf formda etkin, ancak yarı güçlü formda etkin değil.

Tablo 1’de görüldüğü gibi uluslararası literatürde piyasa etkinliğine dair bir görüş birliği yoktur. İncelenen çalışmaların yarısında döviz piyasasının etkin olduğu sonucuna ulaşıırken (Giannellis ve Papadopoulos (2009), Chiang vd. (2010), İbrahim vd. (2011), Kumar ve Joshi (2014), Mohamed ve Banu (2015)), yarısında ise piyasanın etkin olmadığı tespit edilmiştir (Wickremasinghe (2008), Chen (2009), Kumar ve Kamaiah (2014), Bashir vd. (2014), Kumar ve Kamaiah (2016)). Bazı çalışmalarda incelenen piyasanın zayıf formda etkin ancak yarı güçlü formda etkin olmadığı dikkat çekmektedir (Chaudhry ve Javid (2012), Amelot vd, (2017), Firoj ve Khanom (2018)). Çalışmalarda ulaşılan sonuçların farklılık göstermesi elbette veri dönemlerinin, analiz yöntemlerinin ve ele alınan ülkelerin farklılığından kaynaklanmaktadır. Ancak verilerin frekanslarının da bu farklılıkta rol oynadığı Azad (2009)’a ait çalışmada ortaya konmuştur. Yazar, 12 Asya-Pasifik ülkesini incelediği çalışmada, yüksek frekanslı (günlük) verilerle yaptığı analiz sonuçlarında döviz piyasalarının etkin, orta (haftalık) frekanslı verilerin analiz sonuçlarında ise piyasaların etkin olmadığını gözlemlemiştir. Dolayısıyla verilerin frekanslarına göre de piyasa etkinliğinin farklılık gösterdiği söylenebilir.

Literatürde döviz piyasasının etkinliğine yönelik Türkiye üzerine yapılmış çalışmalar az sayıda olup, Tablo 2’de özet olarak sunulmuştur.

**Tablo 2:** Türkiye Üzerine Yapılan Çalışmalar

Yazar(lar)/Yıl	Dönem/Frekans	Yöntem	Sonuç
Özün ve Erbaykal (2009)	02.01.2006-25.03.2008 Günlük veriler	ARDL ve Toda-Yamamoto Nedensellik Testi	Türk döviz piyasası bilgi etkinliğine sahip.
Akal vd. (2012)	2005-2010 Günlük veriler	ADF birim kök testi ile Koşu (Run) testi	Türk döviz piyasası etkin değil.
Çağlı ve Mandacı (2013)	09.02.2005-17.09.2012 Haftalık veriler	Carrion-i Silvestre vd. (2009) birim kök testleri ve Maki eşbütünleşme testi	Türk döviz piyasası etkin.
Çiçek (2014)	07.02.2005-26.07.2013 Günlük veriler	ADF ve PP birim kök testleri ile Johansen eşbütünleşme testi	Döviz piyasası zayıf formda etkin, ancak yarı güçlü formda etkin değil.
Berke vd. (2014)	2006:04-2013:12 Aylık veriler	ADF, PP ve LM birim kök testleri ile Maki Eşbütünleşme testi	Döviz piyasası zayıf formda etkin, ancak yarı güçlü formda etkin değil.
Mike (2018)	2003: Q1-2015: Q4 Çeyreklik veriler	ADF ve PP birim kök testleri ile Johansen eşbütünleşme testi	Döviz piyasası yarı güçlü formda etkin.
Özdemir vd. (2018)	02.01.2006-30.05.2018 Günlük veriler	ARFIMA-FIGARCH modelleri	Türk döviz piyasası zayıf formda etkin değil.
Özkan (2020)	07.02.1999-09.02.2020 Haftalık veriler	Genelleştirilmiş Spektrel (GS) testi	Türk döviz piyasasının etkinliği dönemsel değişimler göstermekte.
Başarır ve Serel (2021)	2010:01-2020:09 Aylık veriler	ADF, PP ve Zivot Andrews birim kök testleri ile Engle-Granger ve Gregory Hansen eşbütünleşme testleri	Döviz piyasası zayıf formda etkin, ancak yarı güçlü formda etkin değil.

Türk döviz piyasası üzerine yapılan çalışmaların çoğunda piyasanın etkin olduğu (Özün ve Erbaykal (2009), Çağlı ve Mandacı (2013), Mike (2018)), az sayıda çalışmada piyasanın etkin olmadığı (Akal vd. (2012), Özdemir vd. (2018)) gözlenmektedir. Bazı çalışmalarda da piyasanın zayıf formda etkin, ancak yarı güçlü formda etkin olmadığı tespit edilmiştir (Çiçek (2014), Berke vd. (2014), Başarır ve Serel (2021)). Özkan (2020)'ye ait çalışmada ise piyasa etkinliğinin dönemsel değişimler gösterdiği bulgusuna ulaşılmıştır. Dolayısıyla Türkiye'de döviz piyasasının etkinliği hakkında ortak bir görüşün olmadığını söylemek mümkündür.

Hem uluslararası hem de ulusal literatürde döviz piyasasının etkinliğinin analiz edilmesinde Fourier fonksiyonlarına dayalı birim kök testlerinden yararlanılan çalışmalara rastlanılmaması, bu çalışmayı diğerlerinden farklı kılarak, literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

### 3. Veri ve Yöntem

Çalışmada Türkiye’nin döviz piyasasının zayıf formda etkin olup olmadığının tespit edilmesi amacıyla Dolar/TL ve Euro/TL’ye ait nominal döviz kuru verileri kullanılmıştır. Alış ve satış kurlarının ortalaması olarak ele alınan seriler 2001:03-2021:11 dönemi için analiz edilmiştir. EPH’nin geçerliliğini araştırabilmek için döviz kurlarının piyasada serbestçe belirlenebilir olması diğer bir ifadeyle dalgalı kur rejiminin benimsenmesi gerekir. Türkiye’de dalgalı kur rejimine 22 Şubat 2001 itibariyle geçilmesinden dolayı analiz dönemi Mart 2001’den başlatılmıştır. Döviz kurlarına ait veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası’nın resmi internet sitesinden elde edilmiş ve doğal logaritmaları alınarak modelde incelenmiştir.<sup>2</sup>

Zayıf formda etkinliğin araştırılmasında nominal kur serisinin rassal yürüyüş davranışına uygun hareket edip etmediği sorgulanmaktadır. Bunun için birim kök testleri uygulanır. Çünkü kur serisi rassal yürüyüş sergiliyorsa birim köke sahiptir ve bu da döviz piyasasının zayıf formda etkin olduğu anlamına gelir. Serinin durağan çıkması ise piyasanın etkin olmadığı şeklinde yorumlanır. Çalışmada Fourier tipi birim kök testlerinden Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010)’a ait FADF ve FKSS, Ranjbar vd. (2018)’e ait FSollis ve Güriş (2019)’a ait FKruse testleri uygulanmıştır. Fourier birim kök testinin temel avantajı, Fourier fonksiyonları aracılığıyla ani değişimler yerine kademeli değişimleri dikkate almalarıdır. Bu nedenle Fourier birim kök testlerinde kırılma sayıları ve biçimleri önemli değildir (Hep-sağ, 2020: 33).

---

<sup>1</sup> Analizlerde Win Rats 8.1 paket programından yararlanılmıştır.

### 3.1. Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010)

#### Fourier ADF (FADF) ve KSS (FKSS) Birim Kök Testi

FADF ve FKSS testleri Perron (1989), Zivot ve Andrews (1992) ve Bai ve Perron (2003)'e ait yapısal kırılmalı birim kök testlerinin alternatifi olarak nitelendirilebilir. Bu testlerde trigonometrik değişkenler kullanılarak ve ortalamaya dönüş hızındaki asimetrilere izin verilerek kırılmalar modellenmektedir. Testler iki aşamadan oluşmaktadır. İlk aşamada analizde kullanılan zaman serisine ait model Fourier fonksiyonlar kullanılarak tahmin edilmektedir. Söz konusu model (1) nolu eşitlikteki gibidir (Christopoulos ve Leon-Ledesma: 2010, 1081).

$$y_t = \delta_0 + \delta_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \delta_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + v_t \quad (1)$$

k, frekans sayısını, t trendi, T örneklem büyüklüğünü,  $\pi$  pi sayısını (3,1416),  $v_t$  hata terimini temsil etmektedir. (1) nolu eşitlikte uygun frekans sayısının (k) bilinmesi halinde yapısal kırılmaların varlığı test edilebilir. Uygun frekans sayısının bulunması için (1) nolu eşitlik, k'ya 1'den 5'e kadar değer verilerek ayrı ayrı tahmin edilir ve kalıntı kareler toplamını minimum yapan k değeri uygun olarak seçilir. Ardından modelin kalıntıları elde edilir.

Testlerin ikinci aşamasında kalıntılara birim kök testi uygulanmaktadır. Bunun için önerilen doğrusal ve doğrusal olmayan modeller (2), (3) ve (4) no'lu eşitlikte gösterilmektedir.

$$\Delta v_t = \alpha_1 v_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta v_t = \rho v_{t-1} \left( (1 - \exp(-\theta \Delta v_{t-i}^2)) \right) + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta v_{t-j} + u_t, i = 1, 2, \dots, L \quad (3)$$

$$\Delta v_t = \lambda_1 v_{t-1}^3 + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta v_{t-j} + u_t \quad (4)$$

(2) no'lu model Fourier ADF (FADF) testi olarak adlandırılmakla birlikte aslında doğrusal standart bir ADF regresyonudur. (3) ve (4) no'lu modeller ise üssel yumuşak geçişli otoregresif (ESTAR) sürece sahip olup, doğrusal olmayan modeller olarak kabul edilmektedir. Model (3), Kılıç ve de Jong (2006) tarafından geliştirilen birim kök testine karşılık gelmektedir. Model (4) ise Kapetanios vd. (2003) tarafından öne sürülen KSS testinin Fourier fonksiyonlarıyla (FKSS) formüle edilmiş halidir. FADF ve FKSS testlerinde sıfır hipotez birim kökün varlığını ifade etmektedir. Monte Carlo simülasyonu aracılığıyla k'nın 1'den 5'e kadarki değerleri ve 100, 250 ve 500 gözlem için belirlenmiş kritik değerler ile hesaplanan test istatistik değerleri karşılaştırılarak sıfır hipotezin red ya da reddedilmeme durumuna karar verilir.

İkinci aşamada sıfır hipotezin reddedilmesi (serinin durağan bulunması) durumunda Fourier terimlerinin ( $\delta_1$  ve  $\delta_2$ ) anlamlılığı F testi yardımıyla sınamaktadır. F testi için kritik

değerlerde Becker vd. (2006)'nın çalışmaları referans alınmaktadır. Testte  $H_0: \delta_1 = \delta_2 = 0$  iken alternatif hipotez  $H_1: \delta_1 = \delta_2 \neq 0$  şeklinde olup, sıfır hipotezin reddedilmesi Fourier terimlerinden en az birinin anlamlı olduğunu ve dolayısıyla FADF veya FKSS testinin kullanılmasının uygun olduğunu ifade etmektedir.

### 3.2. Ranjbar, Chang, Elmi ve Lee (2018) Fourier SOLLIS (FSOLLIS) Birim Kök Testi

Ranjbar vd. (2018), SOLLIS (2009)'a ait asimetric üssel yumuşak geçişli otoregresif süreçli (AESTAR) doğrusal olmayan birim kök testini, Fourier fonksiyonları aracılığıyla yumuşak kırılmaları dahil ederek genişletmiş ve söz konusu testi Fourier SOLLIS (FSOLLIS) olarak adlandırmışlardır. FSOLLIS birim kök testi de iki aşamadan oluşmaktadır. Birinci aşamada Fourier fonksiyonlarıyla (5) nolu eşitlikteki model tahmin edilmektedir (Ranjbar vd., 2018: 53).

$$y_t = Z_t \lambda + \gamma_1 \sin\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \gamma_2 \cos\left(\frac{2\pi kt}{T}\right) + \varepsilon_t \quad (5)$$

$k$ , frekans sayısını,  $t$  trendi,  $T$  örneklem büyüklüğünü,  $\pi$  pi sayısını (3,1416),  $\varepsilon_t$  hata terimini temsil etmektedir.  $Z$  ise sabit veya sabit ve trendden oluşan dışsal bir regresördür. Uygun frekans sayısı ( $k$ ) Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010)'nın FADF ve FKSS testlerinde de bahsedildiği şekilde bulunmaktadır. Modelin kalıntıları elde edildikten sonra ikinci aşamaya geçilir. Bu aşamada kalıntılar AESTAR modeli kullanılarak test edilmektedir. AESTAR modeli üssel ve lojistik fonksiyonu bir arada bulunduran bir modeldir. Sıfır hipotez birim kökün varlığını, alternatif hipotez ise simetrik veya asimetric ESTAR doğrusal dışılık durağanlığı ifade etmektedir. Yazarlar Monte Carlo simülasyonu aracılığıyla  $k$ 'nın 1'den 5'e kadarki değerleri ve 100, 200, 300 ve 500 gözlem sayısını dikkate alarak hem sabitli hem de sabitli trendli model için kritik değerler hesaplamışlardır. Test istatistiği ile kritik değerler karşılaştırılarak sıfır hipotezin red veya reddedilmeme durumuna karar verilir.

Sıfır hipotezin reddedilmesi (durağanlık) halinde üçüncü bir aşama söz konusudur. Bu aşamada Fourier terimlerinin anlamlılığı F-testiyle sınanmaktadır. F-testi için kritik değerlerde Becker vd. (2006)'nın çalışmasından yararlanılmaktadır. Hesaplanan test istatistiği tablo kritik değerinden büyükse Fourier terimlerinden en az birinin anlamlı olduğu ve dolayısıyla FSOLLIS test sonuçlarının kullanılmasının uygun olduğu sonucuna varılır.

### 3.3. Güriş (2019) Fourier Kruse (FKruse) Birim Kök Testi

Güriş (2019), yapısal kırılmaları ve doğrusal dışılığı birlikte bünyesinde barındıran esnek bir Fourier tipi birim kök testi geliştirmiş ve bunu Fourier Kruse (FKruse) testi olarak adlandırmıştır. Bu testte yapısal kırılmalar Fourier fonksiyonu aracılığıyla modellenirken, doğrusal dışılık ESTAR modeliyle ortaya konmaktadır. Testin aşamaları Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010)'un çalışmasıyla benzer şekilde olup, aşağıdaki gibidir (Güriş, 2019: 3058):

**1. aşama:** (6) nolu eşitlikteki doğrusal olmayan deterministik bileşenli model tahmin edilir.

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) + v_t \quad (6)$$

$k^*$ , uygun frekans sayısını temsil etmekte olup, Christopoulos ve Leon-Ledesma (2010)'nın çalışmasında bahsedildiği şekilde elde edilmektedir. Model tahmin edildikten sonra kalıntılar çekilmektedir.

$$v_t = y_t - \alpha_0 - \alpha_1 \sin\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) - \alpha_2 \cos\left(\frac{2\pi k^* t}{T}\right) \quad (7)$$

**2. aşama:** (7) no'lu eşitlikten elde edilen kalıntılar kullanılarak (8) nolu eşitlikteki model tahmin edilir ve test istatistikleri hesaplanır.

$$\Delta v_t = \delta_1 v_{t-1}^3 + \delta_2 v_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta v_{t-j} + \varepsilon_t \quad (8)$$

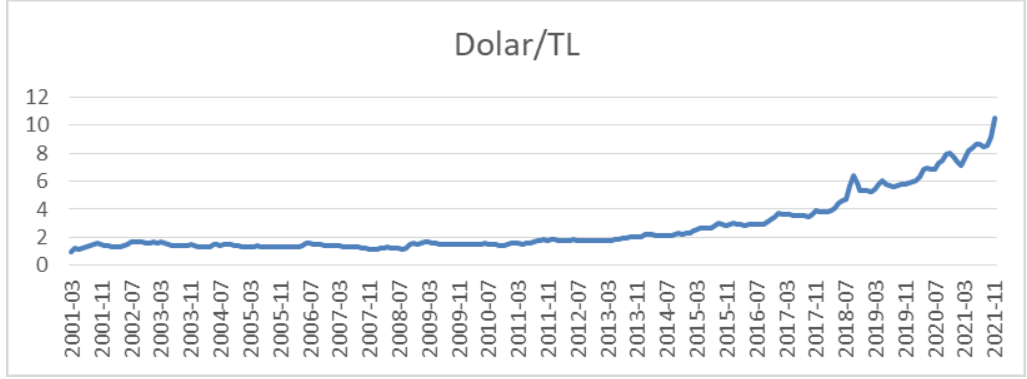
FKruse testine ait kritik değerler Monte Carlo simülasyonu aracılığıyla 50, 100, 250 ve 500 gözlem ile  $k^*$ 'nın 1'den 5'e kadarki değerleri için hem sabitli hem de sabitli trendli model üzerinden belirlenmiştir. Sıfır hipotezi birim kök şeklinde kurulan testin sonucunda hesaplanan test istatistiği tablo kritik değerinden büyük olduğunda sıfır hipotez reddedilir ve serinin durağan olduğuna karar verilir.

**3. aşama:** Serinin durağan çıkması durumunda Fourier terimlerinin anlamlılığı F testi yardımıyla sınanmaktadır. Kritik değerler için Becker vd. (2006)'nın çalışması referans alınmaktadır. Sıfır hipotez  $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = 0$ , alternatif hipotez  $H_1: \alpha_1 = \alpha_2 \neq 0$  şeklinde olup, sıfır hipotezin reddedilmesi sonucunda serinin kırılmalı deterministik bir fonksiyon etrafında durağan olduğu söylenir.

#### 4. Analiz Sonuçları

Çalışmada kullanılan Dolar/TL ve Euro/TL kurlarına ait gerçek değerlerin zaman içindeki seyri Şekil 1 ve Şekil 2'de gösterilmektedir.

Şekil 1: Dolar/TL Kurunun Seyri



Kaynak: TCMB

Şekil 2: Euro/TL Kurunun Seyri



Kaynak: TCMB

Şekil 1 ve 2'de görüldüğü gibi hem Dolar/TL hem de Euro/TL kuru 2002-2008 döneminde neredeyse sabit düzeyde seyrederken, 2008 küresel finansal krizin etkisiyle 2008'in 10.ay1 itibariyle artış trendine girmiş ve günümüze kadar bu trendi sürdürmüştür.

Türkiye'de döviz piyasasının zayıf formda etkinliği, Fourier birim kök testlerinden FADF, FKSS, FSollis ve FKrusse testleriyle analiz edilmiş ve sonuçları Tablo 3'te sunulmuştur.



**Tablo 3:** Fourier Fonksiyonlarına Dayalı Birim Kök Testi Sonuçları

	DOLAR/TL				EURO/TL			
	k	Test istatistiği	Kritik değer	F-ist*	k	Test istatistiği	Kritik değer	F-ist*
<b>FADF</b>	1	-4,34320	-4,34	1035,75239	1	-4,76152	-4,34	584,82494
<b>FKSS</b>	1	-5,11079	-4,10	1035,75239	1	-5,77755	-4,10	584,82494
<b>FSollis</b>	1	13,72368	9,282	1035,75239	1	17,02794	9,282	584,82494
<b>FKruse</b>	1	26,14231	18,14	1035,75239	1	34,13464	18,14	584,82494

**Not:** Seriler logaritmik olup, tüm testler sabitli ve trendli model üzerinden ve %5 önem düzeyi dikkate alınarak yapılmıştır. k uygun frekans sayısını göstermektedir. \*: F-testi için kritik değer 4,972 olup, Becker vd. (2006)'nın çalışmasından alınmıştır.

FADF ve FKSS testlerinin sonucunda %5 önem düzeyinde hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden mutlak değerce büyük oldukları için sıfır hipotez reddedilmiştir. Böylece hem Dolar/TL hem de Euro/TL kur serilerinin durağan oldukları görülmüştür. Serilerin durağan olduklarına karar verildiği için Fourier terimlerinin anlamlılığına bakılması gerekmektedir. F istatistik değerlerinin kritik değer olan 4,972'den büyük olması nedeniyle sıfır hipotez reddedilmiştir. Dolayısıyla her iki kur serisinde de Fourier terimlerinden en az birinin anlamlı olduğu ve FADF ve FKSS testlerinin sonuçlarının kullanılabilceği tespit edilmiştir. Serilerin durağan çıkması döviz piyasasının zayıf formda etkin olmadığını göstermiştir.

FSollis ve FKruse testlerinin sonuçlarında da her iki kur serisi için hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden büyük çıkmış, dolayısıyla birim kök sıfır hipotezi reddedilerek serilerin durağan olduklarına karar verilmiştir. Bunun üzerine Fourier terimlerinin anlamlılığı yine F testiyle sınanmış ve sonuçta Fourier terimlerinden en az birinin anlamlı olduğu görülmüştür. Böylece bu testlerin sonuçlarının kullanılabilceğine karar verilmiştir. Her iki test sonucunda da kur serilerinin durağan çıkması döviz piyasasının zayıf formda etkin olmadığını işaret etmektedir.

Analizlerden elde edilen sonuçlar Akal vd. (2012) ve Özdemir vd. (2018)'in çalışmalarındaki bulgularla örtüşürken; Özün ve Erbaykal (2009), Çiçek (2014), Berke vd. (2014), Başarır ve Serel (2021)'in çalışmalarındaki bulgulardan farklılık göstermektedir. Bu farklılığın, söz konusu analizlerde geleneksel ve yapısal kırılmalı birim kök testlerinin kullanılmasından kaynaklandığı düşünülmektedir. Çünkü Fourier fonksiyonlarına dayalı birim kök testlerine kıyasla daha güçsüz olan bu tür testlerde aslında durağan özellik gösteren bir seri birim köklü olarak bulunabilmektedir. Bu da aslında etkin olmayan bir döviz piyasasının, etkin bir piyasaymış gibi kabul edilmesine neden olabilmektedir.

## **5. Sonuç**

Çalışmada Türkiye’de döviz piyasasının zayıf formda etkinliğinin araştırılması amacıyla Dolar/TL ve Euro/TL kurlarının 2001:03-2021:11 dönemine ait verileri kullanılarak, Fourier fonksiyonlarına dayalı FADF, FKSS, FSollis ve FKruse birim kök testleriyle analiz yapılmıştır. Tüm birim kök testlerinin sonuçlarında her iki kur serisinin de durağan olduğu tespit edilmiştir. Kur serilerinin durağan çıkması, rassal yürüyüş sergilemediklerini göstermiştir. Diğer ifadeyle Türkiye’de döviz piyasasının zayıf formda etkin olmadığı ortaya çıkmıştır.

Döviz kuru tahminleri hem gerçek kişiler hem de işletmeler ve hükümetler için büyük önem arz eder. Kur riskinden korunma, dış finansmana yönelme, dış yatırım yapma, nakit akımı, ithal girdi kullanımı, dış borçlanma gibi konularda doğru döviz kuru tahminleri yapabilmek, alınacak kararların başarısını etkilemektedir. Türkiye’deki gibi zayıf formda etkin olmayan bir döviz piyasasında işlem yapan kişiler ve kurumlar döviz kuru hareketlerini en iyi tahmin eden modeller geliştirerek anormal karlar elde etme imkanına sahiptirler. Bununla birlikte etkin olmayan bir piyasada mevcut fiyatlar denge fiyatlarını yansıtmadığından hükümetler açısından bu durum bir piyasa başarısızlığı olarak yorumlanmalıdır. Denge fiyatlarından sapmaların daha fazla işsizlik, düşük çıktı veya daha yüksek fiyatlar şeklinde toplumun maruz kalacağı ek maliyetlere dönüşmesi kaçınılmazdır ve bunu önlemek için düzenleyici politikalara ihtiyaç vardır. Etkin olmayan bir döviz piyasasında hükümet/merkez bankası döviz kurlarını etkilemenin, döviz kuru oynaklığını azaltmanın ve farklı ekonomik politikaların sonuçlarını değerlendirmenin en iyi yolunu belirleyebilir. Bu bağlamda merkez bankası bağımsızlığı, ödemeler bilançosu dengesinin iyileştirilmesi, siyasi istikrarın sağlanması, ülke riskinin düşürülerek özellikle doğrudan yabancı yatırımların özendirilmesi, ulusal paranın değerinin korunarak para ikamesinin caydırılması, ülkede barış ve güven ortamının tesis edilmesi, para politikasında şeffaf ve öngörülebilir uygulamalara yer verilmesi vb. döviz piyasasının etkinliğinin sağlanmasında izlenebilecek politikalar arasında sayılabilir.

## Kaynakça

- AKAL, M., E. BİRGİLİ ve S. DURMUSKAYA, (2012), “İMKB30, İMKB100, Dolar ve Avro Futures Piyasalarının Etkinliğinin Testi”, *Business and Economics Research Journal*, 3(4), ss.1-20.
- AMELOT, L.M.M, S.A. USHAD and M. LAMPORT, (2017), “Testing the Efficient Market Hypothesis in an Emerging Market: Evidence from Forex Market in Mauritius”, *Theoretical Economics Letters*, 7, pp.2104-2122.
- AZAD, A.S.M.Sohel. (2009), “Random Walk and Efficiency Tests in the Asia-Pacific Foreign Exchange Markets: Evidence from the Post-Asian Currency Crisis Data”, *Research in International Business and Finance*, 23, pp.322–338.
- BASHIR, R., R. SHAKIR, B. ASHFAQ and A. HASSAN, (2014), “The Efficiency of Foreign Exchange Markets in Pakistan: An Empirical Analysis”, *The Lahore Journal of Economics* 19(1), pp.133–149.
- BAŞARIR, Y. ve A. SEREL, (2021), “Türkiye Döviz Piyasasında Etkin Piyasalar Hipotezinin Davranışsal Finans Açısından Tespiti”, *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 19(3), ss.77-93.
- BEECHEY, M., D. GRUEN and J. VICKERY, (2000), “The Efficient Market Hypothesis: A Survey”, *Research Discussion Paper*, 01, Economic Research Department Reserve Bank of Australia.
- BERKE, B., B. ÖZCAN, ve H.I. DİZDARLAR, (2014), “Döviz Piyasasının Etkinliği: Türkiye için Bir Analiz”, *Ege Akademik Bakış*, 14(4), ss.621-636.
- CHAUDHRY, S.A. and A.Y. JAVID, (2012), “Efficiency of the Foreign Exchange Markets of South Asian Countries”, *PIDE Working Papers*, 82.
- CHEN, S. (2009), “Random Walks in Asian Foreign Exchange Markets: Evidence from New Multiple Variance Ratio Tests”, *Economics Bulletin*, 29(2), pp.1296-1307.
- CHIANG, S.M., Y.H. LEE, H.M. SU and Y.P. TZOU, (2010), “Efficiency Tests of Foreign Exchange Markets for Four Asian Countries”, *Research in International Business and Finance*, 24, pp.284–294.
- CHRISTOPOULOS, D.K. and M.A. LEO’N-LEDESMA, (2010), “Smooth Breaks and Non-Linear Mean Reversion: Post-Bretton Woods Real Exchange Rates”, *Journal of International Money and Finance*, 29, pp.1076–1093.
- ÇAĞLI, E.Ç. and P.E. MANDACI, (2013), “The Long-Run Relationship Between The Spot and Futures Markets Under Multiple Regime-Shifts: Evidence From Turkish Derivatives Exchange”, *Expert Systems with Applications*, 40, pp.4206–4212.
- ÇİÇEK, M. (2014), “A Cointegration Test For Turkish Foreign Exchange Market Efficiency”, *Asian Economic and Financial Review*, 4(4), pp.451-471.

- FAMA, E.F. (1970), “Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work”, *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- FIROJ, M. and S. KHANOM, (2018), “Efficient Market Hypothesis: Foreign Exchange Market of Bangladesh”, *International Journal of Economics and Financial Issues*, 8(6), pp.99-103.
- GIANNELLIS, N. and A.P. PAPADOPOULOS, (2009), “Testing for Efficiency in Selected Developing Foreign Exchange Markets: An Equilibrium-Based Approach”, *Economic Modelling* 26, pp.155–166.
- GÜRİŞ, B. (2019), “A New Nonlinear Unit Root Test With Fourier Function”, *Communications in Statistics - Simulation and Computation*, 48(10), pp.3056–3062.
- HEPSAĞ, A. (2020), “Convergence in Primary Energy Consumption Per Capita Among European Countries: Evidence From Fourier Unit Root Tests”, *IAI Academic Conference Proceedings, International Virtual Academic Conference, Üsküp/Makedonya*, 32-36.
- İBRAHİM, J., Y. LONG, H. GHANI, and S.I.M. SALLEH, (2011), “Weak-Form Efficiency of Foreign Exchange Market in the Organisation for Economic Cooperation and Development Countries: Unit Root Test”, *International Journal of Business and Management*, 6(6), pp.55-65.
- KUMAR, A.S and B. KAMAIAH, (2014), “Efficient Market Hypothesis: Some Evidences from Emerging European Forex Markets”, *The Romanian Economic Journal*, 17(52), pp.27-44.
- KUMAR, A.S and B. KAMAIAH, (2016), “Efficiency, Non-Linearity and Chaos: Evidences From BRICS Foreign Exchange Markets”, *Theoretical and Applied Economics*, 23(1), pp.103-118.
- KUMAR, V.R. and G. JOSHI, (2014), “Testing Efficient Market Hypothesis in the Foreign Exchange Market”, *International Journal of Research in Commerce & Management*, 5(8), pp.4-16.
- MİKE, F. (2018), “Faiz Oranı Paritesi ve Etkin Piyasa Hipotezinin Gelişen Piyasa Ekonomileri İçin Test Edilmesi”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 13(1), ss.65-86.
- MOHAMED, M.S. and M.A.S. BANU, (2015), “Study on Weak-Form Efficiency of Foreign Exchange Markets of Developing Economies: Some India Evidence”, *International Journal of Management*, 6(1), pp.331-342.
- ÖZDEMİR, A., G. VERGİLİ ve İ. ÇELİK, (2018), “Döviz Piyasalarının Etkinliği Üzerinde Uzun Hafızanın Rolü: Türk Döviz Piyasasında Ampirik Bir Araştırma”, *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 12(1), ss.87-107.
- ÖZKAN, O. (2020), “Zayıf Form Piyasa Etkinliği Kapsamında Türkiye Döviz Piyasası Üzerine Ampirik Bir Çalışma”, *Ekonomi, Politika & Finans Araştırmaları Dergisi*, 5(2), ss.471-484.

- OZUN, A. and E. ERBAYKAL, (2009), “Detecting Risk Transmission from Futures to Spot Markets Without Data Stationarity Evidence From Turkey’s Markets”, *The Journal of Risk Finance* Vol. 10(4), pp.365-376.
- RANJBAR, O., T. CHANG, Z. ELMI, and C. LEE, (2018), “A New Unit Root Test Against Asymmetric ESTAR Nonlinearity with Smooth Breaks”, *Iran. Econ. Rev.*, 22(1), pp.51-62.
- TCMB (2021), [www.tcmb.gov.tr](http://www.tcmb.gov.tr)
- WICKREMASINGHE, G.B. (2008), “Predictability of Exchange Rates in Sri Lanka: A Test of The Efficient Market Hypothesis”, *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 3(2), pp.43-59.



## YÖNETİM KURULU ÖZELLİKLERİNİN BANKALARIN RİSK ALMA EĞİLİMİ ÜZERİNDE ETKİSİ<sup>1</sup>

Tarık SAKA, Sibel ÇAPRAZ<sup>2</sup>

Gönderim tarihi: 22.07.2019

Kabul tarihi: 20.08.2022

### Özet

Son dönemlerde yaşanan krizler bağlamında, risk alma eğilimindeki artışın önemi dikkate alındığında, şirket yönetiminin yönetim kurullarının risk alma eğilimini etkileyen faktörlerin tespiti son derece önemlidir. Bu çalışmada, iyi bir kurumsal yönetimin uygulanmasında önemli rolü bulunan yönetim kurullarının sahip olduğu özelliklerin, bankaların risk alma eğilimine etkisi incelenmiştir. 2005–2016 dönemleri kapsamında, hisse senetleri Borsa İstanbul Banka Endeksinde işlem gören 12 bankaya ait veriler kullanılarak Panel Veri Analizi yapılmıştır. Sonuçta, bağımsızlık ve yaş değişkenlerinin yönetim kurulunun risk alma eğilimi üzerine etkisi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı değildir. Eğitim düzeyi, cinsiyet, tecrübe ve toplam üye değişkenlerinin ise risk alma eğilimi üzerinde pozitif etkisi mevcuttur ancak bu etki istatistiksel olarak anlamlı değildir. İkilik değişkeni ise, yönetim kurulunun risk alma eğilimine negatif bir etki yapmaktadır ve istatistiksel olarak anlamlıdır. İkilik değişkeninin negatif olması, yönetim kurulu başkanı ve genel müdürün farklı kişiler olduğu durumu, yönetim kurulunun risk alma eğilimini arttırdığı şeklinde yorumlanabilir.

**Anahtar Kelimeler:** Kurumsal Yönetim, Yönetim Kurulu, Banka Endeksi , Panel Veri, Z Skor.

**JEL Sınıflaması:** G34, C23, G30.

## THE IMPACT OF BOARD CHARACTERISTICS ON THE BANKS' RISK TAKING

### Abstract

Since recent financial crises increase the importance of risk taking behaviors, factors that affects risk taking behaviors is crucial. In this study, effect of the characteristics of the board of directors, which has an importance role in application of corporate governance, on risk taking tendency of banks have been analyzed. For 2005- 2016, Panel Data Analysis was applied using data of 12 banks whose stock certificates were traded in stock market in banking index of Istanbul. In result independence and age have negative effect on risk taking tendency. However, this effect is not statistically significant. The level of education, gender, experience, number of total members have positive but insignificant impact on risk taking tendency. Duality has negative and statistically significant impact on risk taking tendency. The negative sign of duality variable means that, if the chairman of the board and general manager are different person, risk taking tendency has been increasing.

**Keywords:** Corporate Governance, Board of Directors, Banking Index, Panel Data Analysis, Z Score.

**JEL Classification:** G34, C23, G30.

<sup>1</sup> Çalışma Tarık SAKA'nın Kütahya Dumlupınar Üniversitesi Lisansüstü Eğitim Enstitüsü Finansal Ekonomi Tezli Yüksek Lisans Programında, 2.yazar Prof.Dr.Sibel ÇAPRAZ danışmanlığında yazmış olduğu "Yönetim Kurulu Özelliklerinin Bankaların Risk Alma Eğilimi Üzerinde Etkisi" başlıklı yüksek lisans tezinden üretilmiştir.

<sup>2</sup> Prof.Dr., Kütahya Dumlupınar Üniversitesi, Kütahya Uygulamalı Bilimler Fakültesi, ORCID: 0000-0003-4430-9803

## 1. Giriş

Günümüzde dünyasında anonim şirketler, ülkelerin refah seviyelerinin belirlenmesinde kilit rol üstlenmişlerdir. Bu nedenle anonim şirketlerin iyi yönetilmesi, istikrarlı bir ekonominin ön şartı haline gelmiştir. Şirketlerin bütün paydaşlar adına iyi yönetilmesi için kurumsal yönetim kavramı geliştirilmiştir. Kurumsal yönetim İngilizce’de “corporate governance” olarak tanımlanmakta olup Türkçe karşılığı ise yaygın olarak kurumsal yönetim, yönetişim gibi terimlerle ifade edilmektedir. SPK’nın 2003 yılında yayımlanmış olduğu ilkelere “Kurumsal Yönetim İlkeleri” adını vermesinden sonra kavramın kurumsal yönetim olarak kullanımının benimsendiğini görülmektedir (Metiner, 2006, s.5).

Kurumsal yönetim hukuk, ekonomi ve işletme gibi çeşitli alanları içinde bulundurup hissedarlar, çalışanlar ve diğer menfaat sahiplerini yakından ilgilendiren bir konudur. Birden çok disiplini içinde bulunduran kurumsal yönetim kavramının farklı tanımları bulunmaktadır. Dünya Bankası kurumsal yönetimi; “bir kurumun beşeri ve mali sermayeyi çekmesine, etkin çalışmasına ve böylece ait olduğu toplumun değerlerine saygı gösterirken uzun dönemde de ortaklarına değer yaratmasına olanak tanıyan her türlü kanun, yönetmelik, kod ve uygulamalar” olarak tanımlamaktadır (Öztürk ve Demirgüneş, 2008, s.396; Başat, 2010, s.3). OECD’nin kurumsal yönetim tanımına göre, bir şirketin yönetimi, yönetim kurulu, hissedarlar ve diğer paydaşlar arasındaki bir dizi ilişkiyi kapsar. İyi bir kurumsal yönetim yönetim kurulunu, üst yönetimi, hissedarları ve diğer paydaşları şirketin amaçları doğrultusunda çalışmaya teşvik edebilmeli ve yürütülen faaliyetleri kolaylıkla denetleme imkânı sağlamalıdır (Kılınç, 2016, s.6). Türkiye Kurumsal Yönetim Derneği ise; kurumsal yönetim kavramını, hissedarlarının ve kamunun çıkarlarına engel oluşturmayacak biçimde, finansal ve beşeri kaynakları kendisine çekerek işletme faaliyetlerinin verimli bir şekilde ilerlemesini sağlayarak, hissedarları için istikrarlı bir şekilde ekonomik getiri sağlamasına imkân tanıyan kanun, yönetmelik ve gönüllü özel sektör uygulamaları bütünüdür ([www.tkyd.org](http://www.tkyd.org)). Türk Sanayici ve İş İnsanları Derneği (TÜSİAD) kurumsal yönetimi; en geniş ifade ile modern dünyada bir amaca ulaşmak için oluşturulan bir kurumun doğru yönetimi amacıyla sorumluluk, şeffaflık, eşitlik ve hesap verebilirlik ilkeleri doğrultusunda şirketlerin yeniden yapılandırılması ve genel anlamıyla, beşeri ve maddi sermayeyi şirkete çekerek kurumları yönlendirme ve icraatın başarımını araştırma süreci şeklinde tanımlamaktadır (Başat, 2010, s.3).

Yönetim kurulları, hissedarların yani pay sahiplerinin çıkarlarını temsil etmekle yükümlüdür. İşletmelerde pay sahipliğinin artması ve her pay sahibinin yönetimde bulunması mümkün olmadığından, işletmeler hissedarlar tarafından yetkilendirilen yönetim kurullarınca yönetilirler. Yönetim kurulu; işletme stratejilerini incelemek, yönetimi izlemek, iş-



letme faaliyeti hakkında değerlendirmeler yapmak, çıkar çatışmalarını önlemek, muhasebe, raporlama ve iletişim sistemlerinin bütünlüğünü sağlamak zorundadır. Yönetim kurulları, hissedarlar adına denetim işleri, üst düzey yöneticilerin işe alınması ve çıkarılması, mali haklar gibi konuları hissedar çıkarılarını maksimize edecek şekilde yönetirler. (Sayan Akıncı, 2011, s.26; İzçiler, 2014, s.14).

Bu çalışmanın amacı 2005-2016 yıllarını kapsayan dönemdeki uygulamaya dâhil edilen bankaların yönetim kurullarının taşıdığı özelliklerin bankaların risk alma eğilimi üzerindeki etkisini araştırmaktır. Çalışmada bağımsız değişken olarak tecrübe, ikilik, cinsiyet, bağımsızlık, eğitim düzeyi, toplam üye ve yaş değişkenleri kullanılmıştır. Bağımlı değişken olarak bankaların risk alma eğilimlerini ölçebilmek için literatürde yaygın olarak kullanılan Z skor oranı kullanılmıştır.

Bu kapsamda, çalışmanın ikinci bölümünde kurumsal yönetim temel ilkeleri ve teorilere yer verilmiş üçüncü bölümde yönetim kurulu ve risk arasındaki ilişkiye yönelik literatür taramasına, dördüncü bölümde çalışmada kullanılan veri ve metodoloji açıklanmış, beşinci bölümde çalışmada kullanılan ampirik bulgular yorumlanmış ve son bölümde sonuç ve önerilere yer verilmiştir.

## 2. Kurumsal Yönetimin Temelleri

### 2.1. Kurumsal Yönetim İlkeleri

Kurumsal yönetim kavramının 4 temel ilkesi şeffaflık, hesap verme yükümlülüğü, sorumluluk, eşitlik ilkeleridir. Şeffaflık ilkesi; Şirketin mali durumu, performansı, mülkiyet ve yönetim yapıları ile ilgili, ticari sır niteliğinde olmayan bilgileri, yeterli, açık ve karşılaştırılabilir bilgilerin zamanında kamuya açıklanmasıdır. Hesap verme yükümlülüğü; şirketin faaliyetleriyle ilgili şirket yönetiminin aldığı kararları tüm paydaşların sorgulamasına imkân tanımaktadır (Tuzcu, 2004, s.21; Kalaycıoğlu, 2011, s.62). Eşitlik ilkesi, şirketin yönetim kurulunun gerçekleştirdiği faaliyetlerinde pay ve menfaat sahiplerinin arasında oluşabilecek çıkar çatışmalarının önlenmesi ve adaletli davranılmasını ifade etmektedir (Ekşi, 2009, s.20). Sorumluluk ilkesi; işletmelerin tüm paydaşlara, kanunlara ve toplumsal değerlere uygun bir şekilde faaliyetlerini sürdürebilmek için yönetim kurulunun sorumluluğunu iştaret etmektedir (Dinç ve Abdioğlu, 2009, s.161).

## 2.2. Kurumsal Yönetim Teorileri

### 2.2.1. Vekalet (Agency) Teorisi

Gelişen finansal piyasalar sebebiyle, büyük işletmelerde ortaya çıkan mülkiyet yapılarındaki değişiklikler ve pay sahipliğinin artması gibi sebeplerle ortaklıklar oluşmaya başlamıştır. Karmaşık ortaklık yapısı içerisinde işletmelerin mülkiyetini elinde tutan veya yüksek paya sahip ortak, ellerinde bulunan yönetim hakkını vekâlet ilişkisi kurdukları yöneticilere devretmişlerdir (Ülgen ve Mirze, 2007, s.427). Vekâlet teorisi, şirket için ortak sonuçları hedefleyen ancak kişisel olarak amaçları ve çıkarları farklı olan kişilerin yardımlaşmaları neticesinde ortaya çıkabilecek sorunları inceleyen ve çözüm önerisinde bulunan bir yaklaşımdır. Vekâlet ilişkisinde; ortak amaçlara ulaşmak isteyen taraflardan biri vekâlet veren iken diğer taraf ise vekil sıfatına sahiptir (Başat, 2010, s.6). Vekâlet teorisinde; halka açık anonim ortaklıklarda vekil ile vekâlet veren arasında işletmenin faaliyetleri ile ilgili olarak farklı bilgi düzeylerinin oluşmasına bilgi asimetrisi denilmektedir. Vekâlet veren, vekil ile yapılan sözleşme şartlarının, vekil tarafından yerine getirilip getirilmediğini gözlemleyebilmesi için işletme faaliyetleri ile ilgili tam bilgiye sahip olması gerekmektedir. Hissedarın tam bilgiye sahip olabilmesi maliyetli ve zaman gerektiren faaliyet olduğu için, vekâlet ilişkisinin olduğu her durumda vekâlet veren adına bilgi asimetrisi oluşacaktır (Koçer, 2006, s.12).

### 2.2.2. Temsil Teorisi

Kurumsal yönetim anlayışı içinde temsil teorisinin yönetim kurullarına yüklediği misyon vekâlet teorisine göre farklılık göstermektedir. Temsil teorisine göre; yöneticiler kurumun temsilcisi olduğu için yöneticilerin kontrol altında tutulmalarına gerek yoktur çünkü onlar zaten kurumun çıkarlarını kendi çıkarlarının üzerinde tutarlar (Selekler-Gökşen ve Karataş, 2008). Temsil teorisi asil ile vekil arasındaki ilişki konusunda vekâlet teorisinin tam tersi bir bakış açısı sunar. Buna göre, organizasyonlarda asil ve vekil arasında her iki tarafın çıkarlarından kaynaklanan bir çatışma yoktur. Vekil asilin temsilcisi olarak organizasyonun çıkarlarına kendi kişisel çıkarlarının üzerinde tutar ve organizasyonun başarısı onu motive etmek için yeterlidir (Donaldson ve Davis, 1991). Bu teoriye göre, yöneticiler çalıştıkları şirkete sadakatle bağlıdırlar ve onun değerinin artırılması için hizmet ederler (Muth ve Donaldson, 1998).

### 2.2.3. Kaynak Bağımlılığı Teorisi

Kaynak bağımlılığı teorisine göre; işletmeler belirledikleri bir amaca ulaşabilmek için gerekli şartları aktörler tek başına sağlayamıyorsa karşılıklı bağımlılık ortaya çıkmaktadır. Bu durumda bir kaynak, girdinin az bir kısmını oluşturuyor olsa bile işletme için önemli konumda bulunmaktadır (Pfeffer ve Salancik, 1978). Bu nedenle bu tür belirsizliklerin işletme performansına olumsuz etkisini ortadan kaldırmak için işletmeler dış çevreleriyle etkili iletişim kurmalıdır (Pfeffer, 1973). Kaynak bağımlılığı teorisi yönetim kurulunda dış üye bulunmasının gerekliliğini firmanın ihtiyaç duyduğu çeşitli kaynakları işletmeye daha kolay taşıyabilmek gerekliliğine dayandırmaktadır. Sorunsuz ve sürekli bulunan kaynakların da işletmenin performansına olumlu etkileyeceği savunulmaktadır.

### 3. Literatür

Ergeneli ve Arslan (2001), bankacılık sektöründe yönetici pozisyonunda yer alan kişilerin risk alma eğilimleri üzerinde demografik ve kurumsal özelliklerin etkisini araştırmışlardır. İstatistikî test sonuçlarına göre; bankacılık sektöründe bulunma süresinin, çalışanların yaş aralığının ve çalıştıkları kurumlara göre kişilerin risk alma eğiliminin etkilediği görülmüştür. Ebeveynlerin mesleği, medeni durumu, gelir seviyesi, öğrenim durumu ve cinsiyeti, bankaların şube tipi değişkenlerinin ise yöneticilerin risk alma eğilimini etkilemediği görülmüştür.

Pathan (2009), çalışmada banka yönetim kurulu yapısının risk alma eğilimi incelemiştir. Çalışmada risk alma ölçütü olarak, bankaların günlük hisse senedi fiyatlarının standart sapması dikkate alınmıştır. Sonuç olarak, küçük bankalardaki yönetim kurullarının daha fazla risk almaya istekli olduğu tespit edilmiştir.

Rachdi ve Ameer (2010), çalışmalarında yönetim kurulu yapısının performansa ve risk alma davranışına etkisini incelemişlerdir. Yönetim kurulu büyüklüğü ile yönetim kurulu başkanının hisse oranı, risk alma isteğini etkilerken; bağımsızlık, toplam varlık, yönetim karakteri gibi değişkenleri etkilememiştir. Yönetim kurulu yapısı, yönetim kurulu büyüklüğü, bağımsız üye sayısı ve CEO mülkiyeti düşük ise performansın düşük olduğu gözlemlenmiştir.

O'Sullivan (2012), kurumsal yönetimin performansının risk üzerindeki etkisi ABD bankacılık sektörü kapsamında incelenmiştir. Yönetim kurulu büyüklüğü toplam riski azaltırken, yönetim kurulu bağımsızlığı ile piyasa riski, operasyonel risk ve toplam risk arasında pozitif ilişki bulunmuştur. Güçlü yöneticiye sahip şirketlerde operasyonel risk düşerken, piyasa riski ile arasında ilişki bulunmamaktadır.

Rugangira (2012), kurumsal yönetim ile yönetim kurulu teşviklerinin risk alma üzerindeki etkisini incelemiştir. Yönetim kurulu büyüklüğü ve bağımsız üye sayısının, banka riskliliği ile negatif ilişkili olduğu vurgulanmıştır. Yönetim kurulu üyelerinin sahipliğinin risk alma isteğini arttırdığı belirtilmiştir.

Srairi (2013), MENA ülkelerindeki bankaların sahiplik yapısına bağlı olarak, ülke ve bankaya özgü özelliklere göre risk alma davranışlarını incelemiştir. Sonuç olarak; aile şirketleri bünyesindeki bankaların daha düşük riskli olduğu ortaya konulmuştur. Devlet bankalarının ise bürokratlar tarafından yönetildiğinden, özel bankalara göre kredi riskinin daha fazla olduğu belirtilmiştir.

Berger vd.(2014), çalışmalarında yönetim kurulu üyelerinin eğitiminin, cinsiyetinin ve yaşlarının risk alma eğilimlerini araştırmışlardır. İstatistikî testler sonuçlarına göre; yaş ortalamasındaki düşüşlerin bankaların risk alma eğilimini arttırdığı, doktora yapan sayısı arttıkça risk alma isteğinde azalma olduğu ve kadın yönetim kurulu üyelerinin istikrarlı ve iyi sermayeyi tercih etmelerine rağmen kadın üye oranının artması risk alma eğilimini arttırdığı sonuçlarına ulaşılmıştır.

Topaloğlu Bozkurt (2015), bankaların risk alma isteklerine, para politikası ve yurt dışından sağlanan kaynakların etkisini incelemiştir. İstatistikî sonuçlara göre, bankaların risk alma istekleri para politikasının duruşundan etkilenmiştir. Yurtdışından sağlanan kaynakların ise risk alma üzerinde anlamlı bir etkisi olduğu görülmüştür. Yurt dışından sağlanan kaynaklarla bankaların riskliliğinin azaldığı vurgulanmıştır.

Özdemir vd. (2016), çalışmada bankaların taşıdığı toplam riski etkileyen faktörleri, kurumsal yönetim kavramları kapsamında incelemiştir. Bankanın toplam riskinde kurumsal yönetim ilkelerinin etkili olduğu görülmüştür. İkilik ve toplam üyenin bankanın toplam riskini negatif etkilediğini belirtmişlerdir. Kredi/mevduat oranı ve sermaye oranının toplam riski ile negatif yönlü ilişki bulunurken GSYİH ile pozitif yönlü ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

Zigraiova (2016), banka yönetim kurullarının yapısının risk alma eğilimlerini Çek Cumhuriyeti bankacılık sektöründe incelenmiştir. İstatistikî test sonuçlarına göre, eğitim düzeyi ve bayan üye sayısı oranı riski azaltıcı etki göstermektedir. Risk alma eğilimi üzerinde yaş ortalamasının etkisi bulunmazken, yabancı yönetim kurulu üyesinin ise riski arttırıcı etkisi olduğu vurgulanmıştır.

Mollah vd. (2017), İslami bankalardaki kurumsal yönetim ve yönetim kurulu yapısının, risk üzerindeki etkisini incelenmiştir. Sonuç olarak bankaların yönetimleri ülkelere göre

farklılık gösterse de risk ve performans açısından geleneksel bankalara göre risklerinin yüksek olduğu tespit edilmiştir.

Literatürde yer alan çalışmalar yönetim kurulu özelliklerinin risk alma etkisinden ziyade işletme performansını ne yönde etkilediğine odaklanılmıştır. Yapılan çalışmalarda performans ölçülürken sınırlı sayıda yönetim kurulu özelliği dikkate alınmıştır. Tek yönetim kurulu özelliğine odaklanarak yapılan çalışmalarda ikilik, cinsiyet ve bağımsız üye durumları yoğun olarak incelenmiştir. Bu çalışma, gelişmekte olan Borsa İstanbul'daki bankacılık endeksinde hisse senetleri işlem gören bankaların yönetim kurulu özelliklerini genel olarak incelemiş olup, kullanmış olduğu risk alma eğilimi ölçüsü, örneklem dönemi ve gelişmekte olan bir ülke olan Türkiye'de faaliyet gösteren bankacılık sektörüne ilişkin bulgular sunması nedeniyle mevcut literatüre katkı sağlaması beklenmektedir.

#### 4. Veri ve Metodoloji

Çalışmaya BİST Banka Endeksinde hisse senedi işlem gören kamu ve özel sermayeli 12 tane banka dâhil edilmiştir. BİST Banka Endeksinde işlem gören bankaların listesi Ek 1'de sunulmuştur. 2005-2016 yılları arasındaki dönemi kapsayan 12 bankaya ait 1152 aylık gözlem değeri kullanılmıştır. Bağımlı değişken olarak bankaların risk alma eğilimlerini ölçebilmek için literatürde yaygın olarak kullanılan Z skor oranı kullanılmıştır. Z skor oranının hesaplanması için bankaların faaliyet raporlarından ve Türkiye Bankalar Birliğinden elde edilen çeyrek dönemlik veriler Eviews paket programında Quadratic yönetimi ile frekans dönüştürme işlemine tabi tutularak aylık veriler elde edilmiştir. Z Skoru, bankaların aylık olarak hesaplanan ROA ile EOA oranlarının toplanarak bankaların ROA'larının standart sapmasına bölünmesi ile elde edilmektedir. Aktif getiri oranı (ROA) net kar/ toplam aktifler şeklinde hesaplanırken EOA oranı ise öz kaynaklar (sermaye) /toplam aktifler oranları kullanılarak hesaplanmıştır. Genel olarak banka riskini ölçmek için kullanılan Z Skor; değerinin yükselmesi riskin azaldığını gösterirken, düşmesi ise banka riskinin arttığını göstermektedir.

$$ZSKOR_{i,t} = (ROA_{i,t} + EOA_{i,t}) / (SDROA_{i,t})$$

Çalışmada kullanılan bağımsız değişkenler bankaların yayımladıkları faaliyet raporlarından ve Türkiye Bankalar birliği (TBB) raporlarından elde edilmiştir. Çalışmada kullanılan bağımsız değişkenler; Toplam Üye (TU), Eğitim Düzeyi (ED), Tecrübe (T), Bağımsızlık (B), Yaş (Y), Cinsiyet (CİN) değişkenlerini ifade etmektedir. İkilik (İ) değişkeni ise, kukla değişken olarak kullanılmış olup ikilik olması halinde 1, olmaması durumunda 0 değerini almıştır. Çalışmada kullanılan değişkenlere ait açıklamalar Tablo 1'de yer almaktadır.

**Tablo 1:** Çalışmada Kullanılan Değişkenler

Değişkenler	Açıklama
(ZSKOR)	Banka riskini ölçmek için aylık olarak hesaplanan ROA ve EOA oranlarının toplanılmasıyla elde edilen sonucun, ROA'nın standart sapmasına bölünmesiyle bulunmuştur.
(B)	Bağımsız yönetim kurulu üye sayısının, toplam yönetim kurulu üye sayısına oranıdır.
(CİN)	Kadın yönetim kurulu üye sayısının, toplam yönetim kurulu üye sayısına oranıdır.
(ED)	Doktora yapan yönetim kurulu üyelerinin toplam yönetim kurulu üye sayısına oranıdır.
(İ)	Yönetim kurulu başkanı ve genel müdürün aynı kişi olması durumudur.
(TC)	Yönetim kurulu üyelerinin bankacılık sektöründeki tecrübe süreleridir.
(TU)	Yönetim kurulunu oluşturan, toplam yönetim kurulu üye sayısıdır.
(Y)	Yönetim kurulunu oluşturan üyelerin, yaş toplamalarının ortalamasıdır.

Değişkenlere ait özet istatistikleri veriler Tablo 2' de verilmiştir.

**Tablo 2:** Özet İstatistikler

	ZSKOR	B	CİN	ED	İ	TC	TU	Y
<b>Ortalama</b>	32,7708	0,0919	0,0747	0,1456	0,0069	28,5651	9,8750	54,0323
<b>Medyan</b>	28,0000	0,0000	0,0700	0,1339	0,0000	28,5605	10,0000	54,0909
<b>Maksimum</b>	214,0000	0,4200	0,3300	0,3846	1,0000	37,7000	14,0000	62,6000
<b>Minimum</b>	1,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	19,5555	6,0000	44,6428
<b>Standart Sapma</b>	26,6580	0,1388	0,0873	0,1047	0,0833	3,8956	1,8991	4,2131
<b>Çarpıklık</b>	4,0878	1,0986	0,9080	0,2550	11,8746	-0,1307	-0,3486	-0,0790
<b>Basıklık</b>	23,3950	2,5543	2,9902	2,3300	142,0070	2,4480	2,8255	2,3859
<b>JB İstatistiği</b>	2896,808	30,1594	19,7901	4,2548	119321,8	2,2386	3,1000	2,4123
<b>(p-değeri)</b>	0,0000	0,0000	0,0000	0,1191	0,0000	0,3264	0,2124	0,2993

Yönetim kurulu özelliklerinin bankaların risk alma eğilimi üzerindeki etkisini ölçmek için panel veri analizinden yararlanılmıştır.

$$ZSKOR_{it} = c + TU_{i,t} + CİN_{i,t} + B_{i,t} + İ_{i,t} + Y_{i,t} + TC_{i,t} + ED_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \text{ Eşitlik [1]}$$

Çalışmada regresyon analizi yapılırken orijinal seriler kullanılmıştır. Panel veri regresyonunun tahmini gerçekleştirilirken genel olarak sabit etkiler modeli (fixed effect model) ve rassal etkiler modeli (random effect model)'den faydalanılmıştır. Hatalarda sabit etkilerin ve rassal etkilerin varlığı sırasıyla FOLS ve LM testleriyle analiz edilmektedir. Katsayıların birimlere ve zamana göre değişiklik gösterdiğinin kabul edildiği modellere sabit

etkiler modeli denilmektedir. Sabit etkiler modelinde, sabit terimlerde ki farklılıklarla birimlerdeki davranış farklılıkları ispat edilmeye çalışılmaktadır (Kanat, 2011, s.52; Daşdelen, 2018, s.58). 2. eşitlikte FOLS eşitliği yer almaktadır.

$$F_{OLS} = \left( \frac{(R\hat{\beta}_{OLS,U} - r)' [R(X^*X^*)^{-1}R']^{-1} (R\hat{\beta}_{OLS,U} - r)}{S_{OLS,U}} \right) \left( \frac{df}{p} \right) \\ = \left( \frac{S_{OLS,R} - S_{OLS,U}}{S_{OLS,U}} \right) \left( \frac{df}{p} \right) \text{ Eşitlik [2]}$$

2. eşitlikte ki  $df = T - K$ ,  $S_{OLS,R} = \hat{u}_{OLS,R}' \hat{u}_{OLS,R}$  ve  $S_{OLS,U} = \hat{u}_{OLS,U}' \hat{u}_{OLS,U}$  ve “U” ve “R”  $\beta^*$  ve  $\sigma^2$ 'in kısıtlanmış ve kısıtlanmamış tahminlerini ifade eder. Normallik varsayımı altında  $F_{OLS} F_{p,T-K}$  dağılımını göstermektedir. Bu dağılımda çift ve tek yönlü sabit etkilerin varlığına ilişkin farklı testler uygulanmaktadır. Uygulanan ilk test,  $H_1: \mu = 0, \lambda = 0$  hipotezi ele alınarak çift yönlü sabit etkilerin varlığı test edilmektedir. İki yönlü modelde zaman  $\lambda$  simgesi ile ifade edilir iken,  $\mu$  simgesi yatay kesit etkisini göstermektedir. Eğer  $H_1$  hipotezi reddedilemezse, sabit etkilerin modele dâhil edilmesinin gerekli olmadığı belirlenir;  $H_1$  hipotezi reddedilirse  $H_2: \mu = 0 \mid \lambda \neq 0$  ve  $H_3: \lambda = 0, \mu \neq 0$  tek yönlü hipotezlerine bakılması gereklidir. Rassal bir etkinin model de bulunup bulunmadığını test etmek için LM testi kullanılmıştır. Model de rassal etkinin varlığını yatay kesit ve zaman etkilerinin ortak varyansının sifıra eşit olup olmamasıyla test edilmiştir. Çift yönlü rassal etkinin varlığı  $H_1: \sigma_\mu^2 = \sigma_\lambda^2 = 0$  hipotezi ile test edilirken, tek yönlü rassal etkilerin varlığı  $H_2: \sigma_\mu^2 = 0 \mid \sigma_\lambda^2 > 0$  ve  $H_3: \sigma_\lambda^2 = 0 \mid \sigma_\mu^2 > 0$  hipotezleri ile teste tabi tutulmaktadır. Hipotezlerin test edilmesinde yararlanılan LM testi  $\chi^2$  dağılımına sahiptir. (Çelik ve Akarım, 2012, s.5). LM testi aşağıdaki 3. eşitlikte gösterilmektedir.

$$LM = LM_\mu + LM_\lambda$$

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[ \frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} - 1 \right]^2 + \frac{NT}{2(N-1)} \left[ \frac{\sum_{t=1}^T (\sum_{i=1}^N \hat{u}_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} - 1 \right]^2 \text{ [Eşitlik 3]}$$

3. eşitlikte, N yatay kesit gözlem sayısını belirtirken, T zaman gözlem sayısını ifade etmektedir. Hatalarda hem sabit etkilerin hem de rassal etkilerin kullanılabilceği gözlemlenmiştir. Hangi tahmincinin daha uygun olduğunu bulmak için Hausman testi yapılmıştır.  $y = bX + u$  şeklindeki doğrusal bir modelde, y bağımlı değişkeni simgelerken, x bağımsız değişkeni simgelemektedir. u ise hata terimini göstermektedir.  $\beta$ :  $\beta_0$  ve  $\beta_1$  olmak üzere iki tahminciye yer verilmektedir.  $H_0 =$  Her iki tahmincide tutarlı ve  $\beta_1$  etkindir.  $H_1 = \beta_0$  tutarlı ancak  $\beta_1$  tutarlı değildir. Sabit etkiler modeli ve rassal etkiler modeli arasında seçim yapılırken,  $\beta_0$  sabit etkiler tahmincisini ve  $\beta_1$  rassal etkiler tahmincisini ifade eder.  $H_0$  hipotezi reddedilmezse her iki tahminci tutarlı fakat sadece rassal etkiler tahmincisi etkin olduğu

için rassal etkiler tahmincisi kullanılacaktır.  $H_0$  hipotezi reddediliyorsa, bu durum karşısında rassal etkiler tahmincisi tutarsızken, sabit etkiler tahmincisi tutarlı çıkacağı için sabit etkiler tahmincisi kullanılır (Çelik, 2014, s.77).

## 5. Çalışmanın Bulguları

Yönetim kurulu özelliklerinin risk alma üzerindeki etkisini test edebilmek için panel veri regresyon analizi yöntemi kullanılmıştır. Panel regresyon ile test edilmeden önce sabit etkiler modeli mi yoksa rassal etkiler modelinin mi kullanılacağına karar vermek amacıyla sırasıyla  $F_{OLS}$  ve LM testleri yapılmıştır.

**Tablo 3:** Sabit Etkiler  $F_{OLS}$  Testi Sonuçları

	$H_1$	$H_2$	$H_3$
<b>F-değeri</b>	4,0071	6,7437	1,7523
<b>p-değeri</b>	0,0000	0,0000	0,0695

Tablo 3' ten ulaşılan sonuçlara göre,  $H_1: \mu = 0, \lambda = 0$  hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir.  $H_2: \mu = 0, \lambda \neq 0$  ve  $H_3: \lambda = 0, \mu \neq 0$  hipotezlerine baktığımızda ise,  $H_2$  hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilirken;  $H_3$  hipotezi ise %10 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Sonuçları yorumladığımızda ise, hem zaman boyutunda hem de yatay kesit boyutunda çift yönlü bir sabit etkinin varlığından söz edebiliriz.

Hatalarda rassal etkilerin varlığı LM testi ile test edilmiştir. Elde edilen bulgular Tablo.4'te verilmiştir.

**Tablo 4:** Rassal Etkiler Modeli LM Testi Sonuçları

	$H_1$	$H_2$	$H_3$
<b><math>\chi^2</math> değeri</b>	18,4112	18,1185	0,2926
<b>p-değeri</b>	1,78E-05	2,08E-05	0,5885

Tablo 4' deki sonuçlara bakıldığında  $H_1: \sigma_\mu^2 = \sigma_\lambda^2 = 0$  hipotezi reddedilmektedir ve en az bir boyutunda rassal etkinin olduğu görülmektedir.  $H_2: \sigma_\mu^2 = 0 | \sigma_\lambda^2 > 0$  hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir.  $H_3: \sigma_\lambda^2 = 0 | \sigma_\mu^2 > 0$  hipotezi ise kabul edilmektedir. Sonuçlara bakıldığında yatay kesit boyutunda rassal etkiye ulaşılrken, zaman boyutunda rassal etki bulunmamaktadır.

Hatalarda hem sabit etkilerin hem de rassal etkilerin kullanılabilceği gözlemlenmiştir. Hangi tahmincinin daha uygun olduğunu bulmak için Hausman testi yapılmıştır. Tablo.5'te verilmiştir.



**Tablo 5:** Hausman Test Sonuçları

<b>Ki-kare değeri</b>	64,4894
<b>p-değeri</b>	0,0000

Hausman testi sonucunda,“ $H_0$ : Rassal etkiler modeli daha uygundur.” hipotezi reddedilmektedir. Bu durumda modelin tahmininde sabit etkiler modelinin kullanılmasına karar verilmiştir. Hatalarda değişen varyansın varlığına ise Lagrange çarpanı (LM) testi ile bakılmıştır. Tablo.6’ da değişen varyans testi sonuçlarına yer verilmiştir.

**Tablo 6:** Değişen Varyans LM Test Sonuçları

<b>Ki-kare değeri</b>	281,4507
<b>p-değeri</b>	0,0000

Tablo 6’daki sonuçlara göre,“ $H_0$ : Hatalarda değişen varyans yoktur.” hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Bu sonuçlar, hatalarda değişen varyans probleminin olduğunu göstermektedir. Bu nedenle modelin iki yönlü sabit etkiler modeli ile tahmininde, değişen varyans problemi, White (1980) değişen varyansa uyumlu kovaryans matris tahmincisi kullanılarak düzeltilmiştir.

**Tablo 7:** Panel Veri Regresyon Tahmini Sonuçları

<b>Bağımlı Değişken: ZSKOR</b>					
<b>Bağımsız Değişkenler</b>	<b>De-</b>	<b>Katsayı</b>	<b>Std. Hata</b>	<b>t-istatistiği</b>	<b>Olasılık</b>
<b>C</b>		54,6853	71,9097	0,7604	0,4485
<b>B</b>		-12,2963	20,5170	-0,5993	0,5501
<b>CİN</b>		1,4443	54,0080	0,0267	0,9787
<b>ED</b>		5,0078	18,6235	0,2688	0,7885
<b>İ</b>		-38,9364	21,3426	-1,8243	0,0707
<b>TC</b>		2,5668	1,7640	1,4550	0,1484
<b>TU</b>		0,1487	1,5488	0,0960	0,9236
<b>Y</b>		-1,7793	1,7429	-1,0208	0,3095
<b>R<sup>2</sup></b>		0,5540			
<b>F</b>		4,8839			0,0000

**Not:** Panel veri regresyon modeli iki yönlü sabit etkiler tahmincisi ile analiz edilmiştir. Z skor (bankanın risk alma eğilimi) bağımlı değişkendir. İ (yönetim kurulu başkanı ile genel müdürü aynı kişi ise 1, değil ise 0) kukla değişkendir. B (yönetim kurulu bağımsız üye sayısı), CİN (cinsiyet), ED (eğitim düzeyi), TC (tecrübe), TU (toplam üye), Y (yaş) bağımsız değişkenlerdir.

Yönetim kurulunun risk almasını etkileyen faktörleri tespit etmek için yapılan iki yönlü sabit etkiler yöntemi test sonucuna göre, sabit terim katsayısı 54,6853 olup istatistiksel olarak anlamlı değildir. Sabit terimin bu değeri, çalışmadaki bağımsız değişkenlerde hiç değişim olmasa dahi bağımlı değişkenin alacağı değeri belirtmektedir (Çelik, 2014, s.79). Bağımsızlık değişkeninin katsayısı negatif olup, istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. Bu bulgular literatür ile uyumluluk göstermektedir (Pathan, 2009). Cinsiyet değişkeninin katsayısı pozitif çıkmış olup, bu bulgu istatistiksel olarak anlamsızdır. Literatürle de uyumluluk göstermektedir (Zigraiova, 2016). Eğitim düzeyinin katsayısı pozitif çıkmış olup, istatistiksel olarak anlamsızdır. Yönetim kurulunun eğitim düzeyinin işareti literatür ile uyumlu olup pozitif ve anlamsız çıkmıştır (Ergeneli ve Arslan, 2001). Literatürde negatif etkinin olduğu çalışmalar da mevcuttur (Berger vd., 2014; Zigraiova, 2016). İkilik değişkeninin bulguları literatürle aynı sonuçlarda çıkmış olup, katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır (Özdemir vd., 2016). Bankalarda genel müdür ile yönetim kurulu başkanının aynı kişi olması risk alma eğilimini azalttığı sonucuna ulaşılmıştır. Yönetim kurulu üyelerinin tecrübe katsayısı pozitif olup, istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu bulgu Ergeneli ve Arslan, 2001'in bulgusundan farklıdır. Yönetim kurulu toplam üyesinin katsayısı pozitif olup, istatistiksel olarak anlamlı değildir. Yönetim kurulu toplam üye sayısının riski düşürdüğü sonucuna ulaşan çalışmalarda mevcuttur (Özdemir vd., 2016; Rachdi ve Ameer, 2010; Rurangira, 2012; O'Sullivan, 2012). Yaş değişkeni katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı değildir (Zigraiova, 2016). Yaş değişkeninin risk alma eğilimini anlamlı etkilediği sonuçlarda mevcuttur (Ergeneli ve Arslan, 2001; Berger vd., 2014).

Modelin  $R^2$  değerinin yüzde 55.40 olması, modele dâhil edilen kukla ve bağımsız değişkenlerin yönetim kurulunun risk alma eğilimini yüzde 55 düzeyinde açıkladığını göstermektedir. F istatistik değeri ise 4,8839 olup, istatistiksel olarak yüzde 1 düzeyinde anlamlıdır. Bu sonuç modelin genel olarak anlamlı olduğunu göstermektedir.

## 6. Sonuç ve Öneriler

Finansal sistem içinde çok önemli bir yere sahip olan bankaların, reel ekonomiye kaynak aktarma yanında ihtiyari veya zorunlu olarak şirketlere ortak olması, bankalar için uygulanacak kurumsal yönetim ilkelerinin önemini artırmaktadır. Bu çalışmada, Borsa İstanbul alt endekslerinden olan banka endeksinde hisse senedi faaliyet gösteren kamu ve özel bankaların yönetim kurulu özelliklerinin risk alma üzerine etkisi panel regresyon analizi yöntemi ile araştırılmıştır. Yönetim kurulunun risk alma isteği araştırılırken birden çok yönetim kurulu özelliği dikkate alınarak çalışmanın etkinliği artırılmaya çalışılmıştır. Literatürde yönetim kurulu ifadesinde tek bir özellik kullanılarak performans üzerine yoğunlaşan

çalışmalar bulunmaktadır. Bu çalışma kapsamında yönetim kurulunun genel özellikleri kullanılmış olup işletme için risk alma isteğini Z skor bağımlı değişken ile açıklamaktadır. Çalışmada 2005-2016 yıllarını kapsayan dönemde ki uygulamaya dâhil edilen bankaların yönetim kurulu üyelerinin özellikleri bağımsızlık, ikilik, eğitim düzeyi, yaş, tecrübe ve toplam üye bağımsız değişken kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, bağımsızlık ve yaş değişkenlerinin yönetim kurulunun risk alma eğilimi üzerine etkisi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı değildir. Bağımsız yönetim kurulu üye sayısının, toplam yönetim kurulu üye sayısına oranı ve yönetim kurulunu oluşturan üyelerin, yaş ortalamalarının risk alma üzerinde istatistiksel olarak bir etkisi gözlenmemiştir. Eğitim düzeyi, cinsiyet, tecrübe ve toplam üye değişkenlerinin ise risk alma eğilimi üzerinde pozitif etkisi mevcuttur ancak bu etki istatistiksel olarak anlamlı değildir. İkilik değişkeni ise, yönetim kurulunun risk alma eğilimine negatif bir etki yapmaktadır ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Yönetim kurulunun risk alma eğilimini ikilik değişkeninin etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. İkilik değişkeninin negatif olması, yönetim kurulu başkanı ve genel müdürün farklı kişiler olduğu durumun, yönetim kurulunun risk alma eğilimini arttırdığı şeklinde yorumlanabilir.

Banka sektöründe, risk yönetim faaliyetlerinin etkin uygulanmadığı durumlarda aşırı risk alma eğilimi görülmekte ve bu da kırılganlığı artırmaktadır. Banka sektörünün genel ekonomi için önemi düşünüldüğünde, bu durumun finansal istikrarsızlığa yol açacağı açıktır. Kırılganlığın azaltılması ve finansal istikrarın sağlanması adına, çalışmanın bulgularının önemli politik etkileri bulunmaktadır.

Gelecek çalışmalarda, araştırmada analize dahil edilmeyen farklı yönetim kurulu karakteristikleri, örneğin, yönetim kurulu üyelerinin etnik kökeni, uzmanlık alanları, mezun oldukları üniversite gibi diğer özellikleri analize dahil edilebilir. Bunun yanısıra, örneklem kriz ve kriz dışı etkileri görmek adına, iki farklı döneme ayrılarak analiz her biri için tekrarlanabilir (Fernandes vd., 2021). Aynı zamanda, risk alma ölçüsü olarak kullanılan Z Skor yerine, sistematik risk, kredi riski, operasyonel risk, piyasa riski gibi farklı risk ölçütleri de kullanılabilir

## Kaynakça

- ARSLAN, Özgür ve Azize ERGENELİ; (2001), “Banka Yöneticilerinin Risk Algısını Etkileyen Faktörler”, *Hacettepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, Cilt 19, Sayı 2, ss. 39-55.
- BAŞAT, Rıdvan; (2010), "İşletmelerde Yönetim Kurulunun Yapısı, İşleyişi ve Performans Üzerine Etkisi: Denizli İli Örneği", Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Afyon.
- BERGER, Allen N., Thomas, KICK ve Klaus SCHAECK; (2014), “Executive Board Composition And Bank Risk Taking”, *Journal of Corporate Finance*, ss.48-65
- ÇELİK, Sibel ve Yasemin Deniz AKARIM; (2012), “Likitide Riski Yönetimi: Panel Veri Analizi ile İMKB Bankacılık Sektörü Üzerine Ampirik Bir Uygulama”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 13(1), ss.1-17.
- ÇELİK, Sibel; (2014), “Kurumsal Yönetim Uygulamaları ve Hisse Senedi Likiditesi: Borsa İstanbul Örneği”, *Bankacılar Dergisi*, Sayı: 90, ss.68-82.
- DAŞDELEN, Sümeyye; (2018), “Terör Olaylarının Sermaye Piyasasına Etkisi”, Yüksek Lisans Tezi, Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kütahya.
- DİNÇ, Engin ve Hasan ABDİOĞLU; (2009), “İşletmelerde Kurumsal Yönetim Anlayışı Ve Muhasebe Bilgi Sistemi İlişkisi: İMKB–100 Şirketler Üzerine Ampirik Bir Araştırma”, *Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Balıkesir, ss. 157-183.
- DONALDSON, Lex & James H. DAVIS; (1991), “Stewardship Theory or Agency Theory: CEO Governance and Shareholder Returns”, *Australian Journal of Management*, 16(1), pp.49-65.
- DONALDSON, Lex & Melinda M. MUTH; (1998), “Stewardship Theory and Board Structure: A Contingency Approach”, *Corporate Governance: An International Review*, 6(1), pp.5-28.
- EKŞİ, Cihan; (2009), “Yönetim Kurulu Üyeliği Ve Şirket Performansı: Türk Firmaları İçin Bulgular”, Doktora Tezi, Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.  
<http://tkyd.org/tr/sss-kurumsal-yonetim-nedir.html>(Erişim Tarihi: 18.05.2019)
- FERNANDES, C., Farinha, J., Martins, F.V. *et al.* The impact of board characteristics and CEO power on banks’ risk-taking: stable versus crisis periods. *J Bank Regul* **22**, 319–341 (2021). <https://doi.org/10.1057/s41261-021-00146-4>
- İZCİLER, Dilek; (2014), “Kurumsal Yönetim İlkelerine Uyum Sürecinin Şirketlerin Performansları Üzerine Etkileri”, Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- KANAT, Mustafa Şenol; (2011), “Hisse Senedi Getirilerinin Etkileyen Faktörlerin Analizi: İMKB de Bir Uygulama”, Yüksek Lisans Tezi, Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Gaziantep.

- KALAYCIOĞLU, Ozan; (2011), “Kurumsal Yönetim Bağlamında Yönetim Kurulu Yapılarının İhracat Performansına Etkileri: Türkiye Örneği”, Yüksek lisans Tezi, Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Trabzon.
- KILINÇ, Enver; (2016), “İşletmelerde Yönetim Kurulu Üye Özelliklerinin Yönetim Kurulu Performansına Etkisi”, Doktora Tezi, Haliç Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- KOÇER, Burak; (2006), “İçsel Bir Yönetişim Mekanizması Olarak Yönetim Kurulları: İMKB’de İşlem Gören Şirketlerin Yönetim Kurulu Yapısı ve İşlevleri Üzerine Bir Uygulama”, Ankara: SPK Yayınları, Yayın 201.
- METİNER, Bülent; (2006), “Kurumsal Yönetim İlkeleri Doğrultusunda Halka Açık Şirketlerde İdeal Yönetim Kurulu Yapılanması”, Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi Bankacılık Ve Sigortacılık Enstitüsü, İstanbul.
- MOLLAH, Sabur, HASSAN, M. Kabir, AL FAROOQUE, Omer ve Asima MOBAREK; (2017), “The Governance, Risk-Taking, and Performance of Islamic Banks”, *Journal of Financial Services Research*, 51(2), ss. 195-219
- OSULLIVAN, Jennifer; (2012), “Corporate Governance, Performance and Risk-Taking in the U.S. Banking Industry”, University of New Orleans Theses and Dissertations.
- ÖZDEMİR, Kenan, Emel YÜCEL ve Yıldırım Beyazıt ÖNAL; (2016), “Bankalarda Kurumsal Yönetim Ve Risk İlişkisi: Türkiye Uygulaması”, *Hukuk Ve İktisat Araştırmaları Dergisi*, Cilt 8, Sayı 2, ss.21-33
- ÖZTÜRK, Mutlu Başaran ve Kartal DEMİRGÜNEŞ; (2008), "Kurumsal Yönetim Bakış Açısıyla Entelektüel Sermaye", *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, Sayı: 19, Konya, ss. 395-411
- PATHAN, Shams; (2009), "Strong Boards, Ceo Power And Bank Risk-Taking", *Journal of Banking & Finance* 33.7, ss.1340-1350
- PFEFFER, Jeffrey; (1973), “Size, Composition, And Function Of Hospital Boards Of Directors: A Study Of Organization-Environment Linage”, *Administrative Science Quarterly*, 18, pp. 349-364
- PFEFFER, Jeffrey ve Gerald R, SALANCIK; (1978), “The External Control Of Organizations”, Harper&Row, New York, 1978.
- RACHDI, Housseem ve InesGhazouani AMEUR; (2011), “Board characteristics, performance and risk taking behaviour in Tunisian banks”, *International Journal of Business and Management*, ss.66-88
- RUGANGİRA, Paul Kato; (2012), “Corporate Governance, Financial Distress, And Risk-Taking In The USA Banking Sector”, The University of Leeds Leeds University Business School.

- SAYAN AKINCI, Gizem; (2011), “Aile İşletmelerinde Yönetim Kurulunun Yapısal Özelliklerinin Firma Performansına Etkisi”, Doktora Tezi, İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul.
- SELEKLER GÖKSEN, Nisan ve Abdülmecit KARATAŞ; (2008), “Board Structure And Performance in An Emerging Economy: Turkey”, *International Journal of Business Governance and Ethics*, 4(2), pp.132-147
- SRAİRİ, Samir; (2013), “Ownership Structure And Risk-Taking Behaviour in Conventional And Islamic Banks: Evidence For MENA Countries”, *Borsa İstanbul Review*, 13(4), ss.115-127
- TUZCU, Arcan (2004), “Halka Açık Şirketlerde Kurumsal Yönetim Anlayışı: İMKB-100 Örneği”, Turhan Kitabevi, Ankara.
- TOPALOĞLU BOZKURT, Ayça; (2015), “Bankacılık Sektörü Risk Alma Davranışı Ve Para Politikası”, Uzmanlık Yeterlik Tezi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Bankacılık ve Finansal Kuruluşlar Genel Müdürlüğü, Ankara.
- ÜLGEN, Hayri ve S. Kadri MİRZE; (2007), “İşletmelerde Stratejik Yönetim”, Arıkan Yayınları, İstanbul.
- ZİGRAİOVA, Diana, (2016); “Management Board Composition of Banking Institutions and Bank Risk-Taking: The Case of the Czech Republic”, IES Working Paper, No. 02/2016

## Ekler

### Ek 1: BIST Banka Endeksi

1.	Akbank
2.	Deniz Bank
3.	Garanti Bankası
4.	ICBC Turkey
5.	Qnb Finansbank
6.	Şeker Bank
7.	TSKB
8.	Türk Katılım Bankası
9.	Türkiye Halk Bankası
10.	Türkiye İş Bankası C
11.	Vakıf Bankası
12.	Yapı ve Kredi Bankası

## MOTHERHOOD WAGE PENALTY IN TURKEY\*

Sinem SEFIL-TANSEVER<sup>1</sup>

Gönderim tarihi: 30.05.2022

Kabul tarihi: 26.08.2022

### Abstract

The motherhood wage penalty refers to the wage differentials between mothers and women without children that cannot be attributed to differences in personal and job characteristics. The magnitude of the adverse impact of motherhood on women's wages depends on the institutional labor market framework of work-family balance and the cultural perception of maternal employment. The motherhood wage penalty is a potentially significant challenge for working mothers in the Turkish labor market, characterized by a low female labor force participation rate and a high gender wage gap. This study examines the motherhood wage penalty in Turkey on different wage levels by employing Buchinsky's (1998) quantile regression method with sample selection correction for the years 2018, 2019, and 2020 by taking into account education, experience, work intensity, and the relative wage level of the residing region. The study results showed that regular and casual wage earner mothers are subjected to different levels of motherhood wage penalties depending on their place in the wage distribution.

**Jel codes:** J24, J31, J81

**Keywords:** Motherhood wage penalty, wage inequality, quantile regression, sample selection

## TÜRKİYE'DE ANNELİK ÜCRET CEZASI

### Öz

Annelik ücreti cezası, anne olan ve olmayan kadınlar arasındaki kişisel ve iş özelliklerindeki farklılıklarla açıklanamayan ücret farklılıklarını ifade eder. Anneliğin kadınların ücretleri üzerindeki olumsuz etkisinin boyutu, iş-aile dengesi bağlamında kurumsal işgücü piyasası yapısına ve anne istihdamına yönelik kültürel algıya bağlıdır. Annelik ücreti cezası, kadınların işgücüne katılım oranının düşük ve cinsiyetler arası ücret farkının yüksek olduğu Türkiye işgücü piyasasında çalışan anneler için potansiyel olarak önemli bir zorluktur. Bu çalışma, Buchinsky'nin (1998) kantil regresyon yöntemini kullanarak 2018, 2019 ve 2020 yılları için Türkiye'de annelik ücreti cezasını eğitim, deneyim, iş yoğunluğu ve ikamet edilen bölgenin görelî ücret durumu dikkate alınarak örneklem seçimi düzeltilmesi ile farklı ücret düzeylerinde incelemektedir. Araştırma sonuçları, ücretli ve yevmiyeli çalışan annelerin ücret dağılımındaki yerlerine göre farklı düzeylerde annelik ücreti cezalarına maruz kaldıklarını göstermiştir.

**Jel Sınıflaması:** J24, J31, J81

**Anahtar Kelimeler:** Annelik Ücret Cezası, Ücret Eşitsizliği, Kantil Regresyon, Örneklem Seçimi Düzeltmesi

<sup>1</sup> Istanbul Ticaret University, Economics (in English) Department, ssefil@ticaret.edu.tr ,  
Orchid No: 0000-0001-7124-8618

\* This paper was presented at the 21st National Economics Congress of the Turkish Economic Association, held on October 5-7, 2021. I would like to thank to Professor Alpay Filiztekin for his helpful comments and suggestions.

## **1. Introduction**

The motherhood wage penalty refers to the wage disparities between mothers and women without dependent children, i.e., non-mothers. In some cases, it is also used to measure the wage differentials between mothers and fathers. It is a worldwide fact that women provide disproportionately more childcare than men. Despite significant improvement in gender equality and progress in work-family policies, motherhood is still strongly associated with adverse labor market outcomes such as low labor force participation, low working hours, and low wages around the world (Felfe et al., 2016; Blau and Kahn, 2017; Goldin 2014; Grimshaw and Rubery, 2015; Kleven and Landais, 2017; Goldin and Mitchell, 2017; Kleven et al. 2019; Chu et al.; 2021). However, being a father has a negligible adverse effect or no effect on men's labor supply and wages; it is even associated with a fatherhood wage premium in some cases (Killewald, 2013; Waldfogel, 1998; Addati et al., 2018; Glauber, 2018; Grimshaw and Rubery; 2015; Weeden et al., 2016; Cukrowska-Torzewska and Lovász, 2017; Kleven et al., 2019, Dias et al., 2020). Studies conducted for different countries show significant differences in motherhood wage penalty due to the difference in the estimation method and the differences in the institutional and cultural structure between countries. Another issue frequently discussed in the literature is selection bias, which occurs when working women with children are not a random sample of the female population who have children or when mothers' job choices are not random. The selection bias of female employees in the labor market can lead to inconsistent estimates of motherhood wage penalty if it is not corrected. Selection bias in household surveys can be corrected using alternative approaches. A frequently used model in motherhood wage penalty literature is Heckman's (1979) selection bias correction procedure which allows the researcher to deal with the high degree of non-randomness inherent in female labor force participation (Harkness and Waldfogel, 2003; Glauber, 2007; Krepp, 2007; Mandel and Semyonov, 2005; Budig et al., 2012; Nizalova and Sliusarenko, 2013; Zhao, 2018; Cukrowska-Torzewska and Matysiak, 2020; Villanueva and Lin, 2020). This study also employs Heckman's (1979) method to account for the sample selection bias.

Working women in Turkey have a disadvantageous position in the labor market with higher unemployment and lower labor force participation rates relative to men in Turkey and by international standards. As of 2020, Turkey performed worst among OECD countries with 35% of women's labor force participation rate and 15.1% of women's unemployment rate. The OECD rates for the same indicators were 63.8% and 7.5%, respectively. For the same year, women's labor force participation rate was 68.1%, and the unemployment rate was 8.3 % in the Euro Area. Meanwhile, men's labor force participation rate was



74.6%, and men's unemployment rate was 12.6% as of 2020 in Turkey. The disadvantaged status of women in the Turkish labor market is also evident in their relative wages. As of 2018, the median gender wage gap in Turkey was calculated as 16.1% in ILO (2018) report, while the mean OECD gender wage gap was 12.8% for the same year. Gender wage parity in Turkey was ranked 131st among 144 countries in the Global Gender Gap Report of 2017. A number of the studies examined working mothers' labor market experiences in Turkey from economic standpoint and predominantly sociological perspectives (Kulakaç et al., 2006; Ecevit, 2010; Dayıoğlu and Kırdar, 2010, 2019; Topgül, 2016; Küçükşen and Kaya, 2016; Soyseçkin, 2016; Sürgevil-Dalkılıç, 2015; Ünlütürk-Ulutaş, 2015; İlkaracan, 2010, 2012; Metin and Kariman, 2013, Tekgüç et al., 2017; Negiz and Tokmakçı, 2011; Gökdemirel et al., 2008; Eken, 2005; Aycan, 2004, Kağmıçoğlu, 2017; Akyol, 2018; Akyol and Aslan, 2020) mainly suggesting that motherhood brings additional challenges for working women in Turkey. Qualitative studies by Sürgevil-Dalkılıç (2015) and Akyol and Aslan (2020) reported that working mothers are exposed to bias, discrimination, psychological pressure in their workplace, also suffering from poor physical conditions, and lack of institutional support. However, these last two must be provided to working mothers at some level by the employers as they are guaranteed by law. According to the "Working Conditions of Pregnant or Breastfeeding Women, Lactation Rooms and Childcare Units, Article 13" issued in the official journal No. 28737, firms that employ between 100- 150 women, regardless of their marital status or age, must provide lactation rooms within the workplace and childcare units near 250 meters from the workplace. Nevertheless, legal gaps, lack of legal enforcement, and the high number of women working without job security in informal employment make these work-life balance policies ineffective in the Turkish labor market. Also, the insufficient number of nurseries for 0-3 age groups prevents mothers from participating in the workforce (again) in Turkey, as indicated in the World Bank report of 2015. Nevertheless, it can be inferred that the lack of formal childcare opportunities for infants seems to be not compensated by the cultural tendency for extensive involvement of grandparents in childrearing. Another institutional challenge for working mothers in Turkey is the relatively short length of paid maternity leave which was 16 weeks as of 2020, while the OECD average was 50.7 weeks for the same year. As a result, Turkey is among the seven countries that provide the shortest paid maternity leave among 39 countries in the OECD region. Along with these institutional and cultural challenges, low cultural support for maternal employment makes it difficult for women to balance motherhood and work; and join (or rejoin) the workforce in Turkey.

Despite being a potentially significant challenge for working mothers in the Turkish labor market, the motherhood wage penalty in Turkey has only been studied in a few cross-

country studies without a detailed investigation. However, to the best of our knowledge, there has been no attempt to examine the effect of motherhood on wage levels at different parts of the wage distribution in Turkey. This study aims to fulfill this gap by investigating the motherhood wage penalty in Turkey on different wage levels by employing Buchinsky's (1998) quantile regression method with sample selection correction for 2018, 2019, and 2020 by taking into account education, experience, and the work intensity of women, and the relative wage level of the region.

The rest of the study is structured as follows. Section 2 discusses the conceptual framework of the motherhood wage penalty, and section 3 offers an overview of the existing literature on the motherhood wage penalty estimations and their cross-country differences. Sections 4 and 5 explain the methodology, the data, and the variables, respectively. Section 6 presents the results, while section 7 discusses and concludes the findings.

## **2. A Conceptual Framework: Explanations and Importance of Motherhood Wage Penalty**

The literature has offered several explanations for the wage gap between mothers and non-mothers. One can locate them in one of the following frameworks: economics, structural/sociological, and institutionalist approaches (Grimshaw and Rubery, 2015; Dumauli, 2019). According to the economic framework, the motherhood wage penalty occurs from declining human capital due to motherhood and working in family-friendly jobs. Motherhood is characterized by a break from the workforce, reluctance to seek vocational training, avoiding higher-paying jobs requiring more responsibility, and less commitment to work in the labor market. Eventually, all of these factors result in reduced human capital and knowledge. Also, after having children, women are more inclined to accept part-time jobs and, in many cases, have no choice but to take jobs with less responsibility which can be defined as "family-friendly" jobs that offer lower wages. The structural/sociological framework argues three main determinants of the motherhood wage penalty. The first factor is the discrimination in the labor market deriving from employers' hiring and promoting decisions based on the traditional stereotypical expectations of the time and energy the family places on the woman. The second factor is the market failure of the labor market and firms in offering childcare and other related measures for balancing work-family responsibilities. The third factor is the underestimation of women's work and unfair remuneration of women's skills, experience, and female-dominated occupations. Lastly, the institutionalist framework discusses the country-based variations in the motherhood wage penalty con-

cerning various applications and institutions affecting the mothers' labor. First, countries provide a wide variety of opportunities to women to access fair wages through particular policies to facilitate care and work, such as childcare provision, maternity leave, breastfeeding support, etc. Tax and benefit systems of the countries also make a difference to women's status within the family and as citizens in terms of their economic independence. The degree of general wage inequality in the country is another factor that influences the size of the motherhood wage penalty in the labor market. Cultural and family context is crucial for countries with less-institutionalized formal policy structures. Lastly, implementation gaps are striking, especially in developing countries where women work with risky contracts in the informal sector or formal employment, depriving them of their legal rights in leave and job protection.

The importance of the motherhood wage penalty stems from its effects and relation to some crucial issues of gender inequality. Any disadvantage of being a mother that fathers do not experience would adversely affect women and contribute to gender inequality in the labor market. The lower wage for employed mothers is just the most obvious price of motherhood, creating some other challenges and inequalities for working mothers. Budig and England (2001) summarized these challenges as follows: Lifetime earnings decline for women who have a period with no payments because of parental leave, resulting in lower retirement incomes. Lower wages for mothers may affect their bargaining power within the household and disturb the family dynamics to the detriment of women. For the case of single mothers, the motherhood wage penalty widens the gap between the poverty rates of households led by a single mother and households with an adult man. The motherhood wage penalty is also relevant to the broad social benefits of childrearing for a society. Since decent childrearing raises the chances that a child will grow up to be a good-natured and productive individual, it contributes to economic productivity and lowers the crime rates in a society. While mothers pay the penalty, the rest of the community who benefits from the resulting more productive economy bears no cost of rearing a child and becomes "free riders" on the mothers' efforts.

### **3. Literature Review**

The motherhood wage penalty is a topic that has been discussed for a long time in the labor economics literature, which started as a by-product of comparing married and unmarried working women and continued within the scope of gender wage comparison. The literature on the subject has mainly developed with studies on median wage level estimations for developed countries. The motherhood wage penalty is typically estimated with linear logarithmic wage functions with a sample of working women, with explanatory variables for demographic and productivity characteristics, and variables for maternal status (dummy variables for being a mother or number of children, or a variable for the number of the children owned).

Hill (1979) was one of the first researchers to investigate the impact of motherhood on wages with such a model. Using PSID data for the US labor market, the study found a motherhood wage penalty of 7% for white women without productivity variables, showing that the motherhood wage penalty is significantly reduced when productivity variables are included in the model. Waldfogel (1997, 1998a, 1998b) estimated the motherhood wage penalty at 8% per child for the US labor market, while his fixed-effect model estimation results were 4.6% for the first child and 12.6% for two or more children. Assuming a priori that decreased work effort is responsible for the reduced wage of mothers, Anderson et al. (2002) did not obtain such a finding. They found a 3% and 6% wage penalty for one child and two or more children, respectively. A very influential study from Budig and England (2001) determined a 7% wage penalty for each child between 1982 and 1993 in the US. Using the fixed-effects method with microdata between 1982-1993, they found a 7% wage penalty for each child showing that mother-friendly attributes of jobs held by mothers explain only a little of the penalty. Molina and Montuenga (2009) examined the wage differences between mothers and non-mothers in Spain between 1994 and 2001 and found wage penalties varying between 6% and 15%, which increases with the number of children. They also reported no self-selection in the behaviors of mothers in the labor market. For the case of Germany, Felfe (2006) found a 20% difference in the wages and changes in job characteristics of women before and after the first child. Similar to US studies, Livermore et al. (2011) found a wage penalty of 5% for one child and 9% for two and more children in Australia, and Dumauli (2019) reported a 5.4% wage penalty per child in Japan.

Cross-country examinations of the motherhood wage penalty for developed countries offer a perspective on the importance of the institutional differences in terms of the women's work conditions in these societies. Cukrowska-Torzewska and Lovasz (2016) investigated the contribution of having a child to gender pay inequality with data from EU coun-

tries. Their findings showed that the extent of inequality is closely related to the institutional context. In Southern European Union countries, low motherhood wage penalties related to low gender wage inequality and sometimes even premiums have been detected. Although these countries are characterized by short maternity leaves, insufficient childcare contributions, and informal institutions that do not support the mother's participation in the workforce, mothers do not face significant wage penalties in the labor market. High childcare contribution of the state, medium-length maternity leave, supportive social norms, and flexible working opportunities in Western European Union countries keep the mothers' working status relatively higher and result in minor or small motherhood wage penalty. In central and eastern European countries, leaving the workforce for a long time due to motherhood-related absences from work, low childcare opportunities for children under the age of 3, and women's preference for family involvement result in low participation and wage of mothers in the labor market regardless of cultural norms and policies.

Another cross-country investigation of wage differentials between mothers and non-mothers is the study of Harkness and Waldfogel (2003) which examined the effects of being married and children's age on women's work in 7 developed countries. They found that the impact of the child on mothers' wages is more significant in England because in the UK, women work more in part-time and low-paid jobs, and even full-time workers are paid less than in other countries. In Nordic countries, the effect of motherhood on wages is low due to the related family policies, not to women's self-selection behavior, that is, to working in family-friendly jobs. A similar conclusion is reached by Sigle-Rushton and Waldfogel (2007), that found that the wage penalties are lowest in Nordic countries where laws for work-life balance facilitate single mothers' labor market participation and childcare wages are reliable. They showed that the highest wage penalties are observed in the USA, Canada, and England, with more liberal social systems. The motherhood wage penalty is moderate in Germany and the Netherlands, with more conservative welfare systems.

Developing country studies on motherhood wage penalty are mainly held for Latin American countries, highlighting the differences in institutional labor market framework and the cultural perception towards women participating in the workforce between developing and developed countries. Also, the role of the selectivity bias in developing countries draws special attention since women tend to accept the trade-off between working conditions and wages by choosing child-friendly jobs or industries in developing countries, as suggested by Amuedo-Dorantes and Kimmel (2005) and Nielsen et al. (2004). Villanueva and Lin (2006), Olarte and Pena (2010), and Piras and Ripani (2005) found significant motherhood wage penalties in Latin American countries, which are significantly higher relative to developed countries' cases. A comprehensive study by Agüero et al. (2017) ex-

aming the relationship between household size and women's wages using data from 21 Latin American and African countries found that the wage gap between mothers and non-mothers is higher in middle-income countries than in low-income countries. Two possible explanations have been offered for this finding: having a teenager creates a premium in low-wage countries, and wage discrimination based on work and occupation is not significant in low-income countries. The study of Nizalova et al. (2016), which examines the effect of being a mother on women's wages in Ukraine, is significant for the Turkish case because of the institutional and cultural similarities between these two countries in terms of having work-life balance laws with no legal enforcement for their practical implementation, state-funded childcare with limited capacity, lack of cultural support for maternal employment, and extensive involvement of grandparents in childcare. Analyzing the motherhood wage penalty between 1997 and 2007, Nizalova et al. (2016) found a 19% motherhood wage penalty in the Ukrainian labor market.

Despite the vast body of literature examining the motherhood wage penalty with median wage, quantile examination of the topic seems to gain momentum only recently, mainly for the US economy. Budig and Hodges (2010) found a higher motherhood wage penalty at the low wage levels by employing conditional quantile regression, while Killewald and Bearak (2014) found the wage differences between mothers and non-mothers to be higher at the middle-wage level than at the lower low and high wage levels by employing unconditional quantile regression.

England et al. (2016) also employed unconditional quantile regression and showed that high-paid and high-skilled women face higher motherhood wage penalties, possibly due to experience loss. Since high-skilled women have more return-to-experience, even not working in a short time increases the cost of having a child. With the same method, Glauber (2018) showed that low-middle and high-wage earner women pay similar motherhood wage penalties. Cooke (2014) found that women in Australia and Britain have more minor motherhood penalties across the bottom half of the distribution than in the US. A few developing country studies with quantile regression analysis reported increasing motherhood wage penalty across the wage distribution. Examining the post-Soviet Russian labor market, Pritchett (2016) showed that the wage differentials between women with and without children increase with wage level. Magadla et al. (2019) found higher wage penalties for being a mother at high wage levels in South African countries.

The motherhood wage penalty in Turkey has been examined only in a few cross-country studies. In an extensive report by ILO (2018), Turkey was the most disadvantaged country due to the 29.6% motherhood wage gap among upper-middle and lower-middle-income

countries. In their cross-country analysis of 37 countries, Chu et al. (2021) found a motherhood wage premium for 1994 and 2000 in Turkey. To the best of our knowledge, there has been no attempt to investigate the motherhood wage penalty along the wage distribution in the Turkish labor market. Thus, this study aims to fill this gap by exploring Turkey's motherhood wage penalty at different wage levels.

#### 4. Methodology

This study employs Buchinsky's (1998) quantile regression method with sample selection correction to examine the effect of being a mother on wage level at different parts of the wage distribution. Following Heckman's (1979) two-step parametric method for sample selection correction and defining  $w$  as the logarithm of real hourly wage, the labor force participation equation can be written as

$$w_1 = x_1' \alpha_0 + v \quad (1)$$

where  $w_1$  is a binary dependent variable that stands for labor force participation.  $x_1$  is the vector, and  $v$  is the error term representing observable and unobservable characteristics that affect the decision to participate in the labor market, respectively, assuming that  $E(v|x_1) = 0$ . The wage equation, which represents the relationship between observed wage and personal attributes, can be written as

$$w_2 = x_2' \beta_0 + u \quad (2)$$

where  $\beta_0$  is the vector that includes estimated coefficients and  $E(u|x_2) \neq 0$  considering unobserved variables that have a role in the wage determination and are related to labor force participation decisions and other personal attributes.

Buchinsky (1998) adapted the wage equation of Heckman's (1979) two-step method to the quantile context as:

$$w_{12} = x_2' \beta_\theta + u_\theta \quad (3)$$

where  $\theta$  stands for the selected quantiles. He defined  $Q_\theta(w|x_2)$  as the representation of the quantile estimation of the relationship between wage conditionals to the attributes identified in  $x_2$  for each quantile as:

$$Q_\theta(w|x_2) = x_2' \beta_\theta + u_\theta \quad (4)$$

where  $u_\theta \equiv x_2'(\beta_0 - \beta_\theta) + u$ . In this context, selectivity bias may affect the labor force participation decision and make the relationship between wages and motherhood incon-

sistent and biased. Given the fact that wage is only observed for those who are paid a wage above their reservation wage, equation 4 can be rewritten as:

$$Q_{\theta}(w|x_2) = x_2\beta_0 + Q_{\theta}(u_{\theta}|x_2, w_2 > w_1) \quad (5)$$

where  $Q_{\theta}(u_{\theta}|x_2, w_2 > w_1) \neq 0$ , which implies disturbances  $u$  and  $v$  are related to each other if selectivity bias exists. Buchinsky (1998) proposed a semi-parametric method for estimating a function known as index  $g$  to link  $u$  and  $v$  with a common error. In this context, the quantile wage equation with the selectivity bias correction can be defined as:

$$w = x_2'\beta_{\theta} + h_{\theta}(g) + \varepsilon_{\theta} \quad (6)$$

where the index  $g$ ,  $h_{\theta}(g)$  depends on the characteristics from equation 1.

The selectivity bias correction procedure is concentrated on the estimation of  $h_{\theta}(g)$ . The first estimation strategy was proposed by Heckman (1979), a parametric specification for obtaining an inverse Mill's ratio, which requires a bivariate normal distribution between the disturbances. Heckman's (1979) procedure is a parametric sample selection correction method with strong parametric assumptions such as the normal distribution of errors. Since quantile regression aims to see the effects of the variables at different parts of the wage distribution, using such strong assumptions covering the whole wage distribution is not preferred in the quantile context. Therefore, estimation of the  $g$  index is undertaken by employing semi-parametric or nonparametric methods in the quantile regression literature. Buchinsky (1998) suggested a two-step estimation method similar to Heckman (1979) for correcting the selectivity bias by using Ichimura's (1993) semi-parametric Least Squares (SLS) technique (Camaal, 2017). In this study, instead of Ichimura's (1993) method, the semi-nonparametric method proposed by Gallant and Nychka (1987) is employed for estimating the error terms.

## 5. Data and Variable Construction

The data employed in this study is from the 2018 to 2020 Income and Living Conditions Survey (SILC) compiled by the Turkish Statistical Institute (TurkStat). SILC is carried out annually under Eurostat's coordination to provide data on income, earnings, poverty, living conditions, and social exclusion. Since the SILC is not mainly designed to collect detailed demographic characteristics, it lacks direct information on the number of children born to each woman in a household. Nevertheless, it is possible to match the children and mother in a household; if the mother is the principal of the household or the spouse of the principal by combining data from three data sets of SILC, household data, individual data, and individual register data. To achieve this, the data is restricted to women who are either the head of households or the spouses of the head of households and working as regular employees or casual employees. This procedure has some drawbacks deriving from data, including only



children surviving at the time of the survey and excluding grown-up children who already left the household. Greulich and Dasré (2017) showed that the number of children reported in the SILC significantly decreases once women reach 40 years old. To eliminate this bias and observe women in their fertile ages, the data is reduced to women aged 16–46 at the time of the survey by following Felfe (2006).

The study uses two different wage equation constructs to measure motherhood's effect on wage levels. The first framework includes a dummy variable regarding being a mother. The second one contains three dummy variables regarding the number of children owned by the mother, namely, having one child, having two children, and having three or more children. The dependent variable of the wage equation is the logarithm of net hourly wages<sup>2</sup>. Since the wage is reported annually in SILC, an adjustment procedure for deriving a log of net hourly wages is applied following Tansel et al. (2019). In the first step, annual wage income is adjusted for inflation using the consumer price index-based 2003. The annual net wage is then divided by the number of months spent in the main job. This is divided by 4.3 to get the real weekly wage. Finally, the real hourly wage is obtained by dividing the weekly real wage by the total number of hours usually worked in the main job in a week. Apart from the variables regarding motherhood, other independent variables in the wage equation are years of schooling, a linear and quadratic term for experience, job intensity, a dummy variable showing residing in a region with wages above the mean, and inverse mills ratio. Years of schooling are the number of completed years of education, while experience is measured by years spent in paid work. Job Intensity is measured by the total number of hours usually worked in a week; residing in a region with wages above the mean is a dummy variable created on the NUTS2 level with 1 if the individual residing in a region with wage above the mean, and 0 otherwise. Finally, lambda is the inverse mills ratio

---

<sup>2</sup> In SILC, the reference period of income variable is the preceding calendar year while the reference period of other socio-economic, labor, and demographic characteristics are the year of the interview. For example, the wage in the 2019 survey covers the calendar year 2018. Therefore, it is possible that it does not correspond to the job characteristics described in the 2019 survey. Matching the income variables in the year t survey with all the other variables for the same individual in the year t-1 survey is not plausible in the case of the EU-SILC due to its design of four-year rotating panel, because it results in the loss of one-quarter of observations. More importantly for this study, the cross-sectional EU-SILC data cannot even be used for this exercise because linking the longitudinal and cross-sectional EU-SILC files is not presently possible [see Iacovou et al. (2012)]. Although this discrepancy between income and non-income variables is not considered problematic in many developed countries within the scope of the EU-SILC, it can result in a significant mismatch in developing countries with unstable labor markets. For the case of Turkish SILC, number of months spent in unemployment in the previous calendar year was reported as zero by 94%, 93,7%, and 94,5 % of the employees in 2018, 2019, and 2020 respectively. This may imply a stable labor market with the assumption of that job conditions do not change dramatically within a year.

derived from the labor force participation equation to correct the selectivity bias. Occupational or sectoral variables are not included in the analysis as they might be endogenous in the wage equation and be related to the decision to become a mother. The dependent variable in the labor force participation equation is a latent variable defining labor market participation (1 = working in the reference period, and 0 = otherwise). Size of housing which is measured as the number of rooms in the house, and three dummy variables representing being married, the presence of a grandparent in the same household, and the presence of nonlabor income in the household are included in the selection model as independent variables which are assumed to affect the mother's labor force participation decision, not their wages.

## 6. Estimation Results

The characteristic features of female employees in the mean are presented in Table 1. Each year, the mean age of mothers and non-mothers is 37 and 31.5, respectively. Non-mothers have approximately received an average of 2.5 years more education than mothers, while mothers have an average of 3 years more experience than non-mothers. While the average weekly working hours of non-mothers were slightly higher than mothers in 2018, the opposite was observed in 2019 and 2020.

**Table 1.** Descriptive Statistics (Mean)

	2018			2019			2020		
	Total	Mother	Non-mother	Total	Mother	Non-mother	Total	Mother	Non-mother
Age	35.8	37.0	31.6	4.4	37.0	31.5	35.7	37.0	31.4
Schooling	10.6	10.0	12.5	10.8	10.2	12.7	11.2	10.6	13.0
Experience	10.5	11.1	8.7	10.4	11.1	8.2	10.5	11.1	8.2
Weekly Working Hours	44.7	44.5	45.3	44.5	44.6	44.2	44.2	44.3	43.6

**Source:** Prepared by the author by using SILC data.

A detailed summary of the real hourly wage statistics of female employees can be seen in Table 2. The mean real hourly wage of non-mothers was 12.4% higher in 2018, 18.2% in 2019, and 17.1% in 2020 than mothers. The mean wage of mothers decreased by 1% in 2019 and increased by 6% in 2020, while the mean wage of non-mothers increased by 6.1% and 4.1% in 2019 and 2020, respectively. Different patterns are observed for employees with and without children when the net hourly wage is examined along the wage distribution. In the 10th quantile, it is seen that there was a 3.5% and 1.5% decrease in the hourly

net wages of women with and without children, respectively, in 2019. By 2020, the wages of non-mothers increased by 16.5%, while that of mothers increased by 7.7%. In the 75th quantile, the net hourly wage of mothers decreased by 2 %, while that of non-mothers increased by 7.8 percent in 2019. In the following year, the net hourly wages of mothers increased by 5.3%, while that of non-mothers increased by 4.26% in the same quantile. A similar pattern is observed in the 90th quantile as well. In 2019, there was a 2.4% decrease and a 1 % increase in the net hourly wages of mothers and non-mothers, respectively. In the following year, mothers' wages were 4%, while the wages of non-mothers increased by 11.8%.

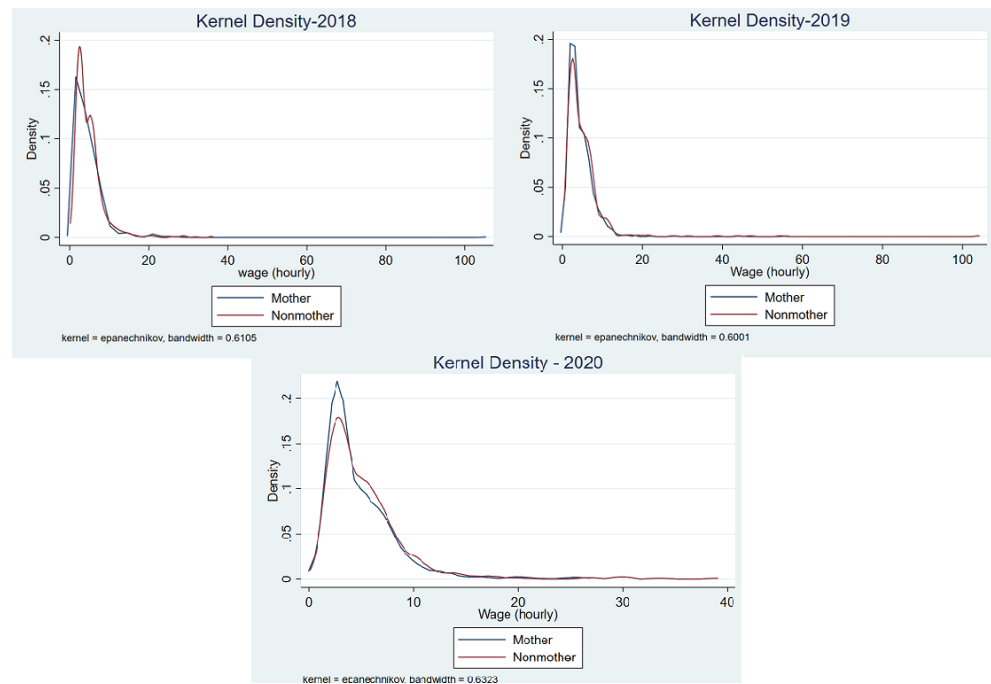
**Table 2.** Descriptive Statistics (Net Hourly Wage)

	2018			2019			2020		
	Total	Mother	Non-mother	Total	Mother	Non-mother	Total	Mother	Non-mother
Mean	4.31	4.18	4.77	4.35	4.14	5.06	4.58	4.37	5.27
Std. Dev.	4.00	4.09	3.64	4.24	3.55	5.97	3.74	3.60	4.09
q10	1.420	1.281	1.838	1.390	1.236	1.810	1.559	1.331	2.108
q25	2.135	2.049	2.402	2.160	2.085	2.326	2.423	2.321	2.679
q50	3.155	2.922	4.003	3.162	2.975	4.006	3.412	3.157	4.333
q75	5.637	5.550	5.909	5.692	5.524	6.371	6.042	5.819	6.643
q90	8.005	7.979	8.239	7.904	7.785	8.324	8.254	8.099	9.306
N	2703	2089	614	2812	2174	638	2723	2087	636

**Source:** Prepared by the author by using SILC data.

Wage distributions of women employees with the Kernel density functions for the years 2019, 2020, and 2021 can be seen in Figure 1. The wage distribution is skewed to the right in all three years for women with and without children suggesting that the mean is greater than the median. While the wage distribution of mothers in 2018 and 2020 was longer-tailed than that of non-mothers, the opposite was the case in 2019. In 2020, the difference between the median and the mean values appeared to have narrowed for both mothers and non-mothers, indicating that the right skewness has slightly improved.

**Figure 1.** Kernel Density Functions (Net Hourly Wage)



**Source:** Prepared by the author by using SILC data.

Quantile regression analysis results with the motherhood wage penalty variable regarding having a child for 2018 can be seen in Table 3. It appears that lambda, i.e., inverse mills ratio is statistically significant for each quantile; that is, selection bias correction is significant for 2018. Schooling is not statistically significant except for the 10th and 25th quantiles, which show a positive impact on education. The positive effect of experience on wages shows an inverted U behavior, so the highest impact is in the middle of the wage distribution. The adverse effect of work intensity is lowest at the lowest wage level and highest at the 50th and 75th quantiles. This effect appears to decrease at the highest wage level but is still stronger than at the lowest wage level. It is seen that the positive impact of residing in the region above the average wage level is the highest in the 90th quantile and the lowest in the 50th quantile. The motherhood wage penalty for having a child is statistically significant in each quantile. The negative impact of being a mother on the wage level is greatest at the lowest wage level, and the second greatest negative effect is seen at the highest wage level.

As seen in Table 4, quantile regression analysis with the "having child" variable for 2019 has similar patterns to the examination for 2018 regarding the effect and the significance of the independent variables. Years of schooling seem statistically insignificant except for the 75th and 90th quantile. The positive impact of experience on wages increases until the 50th quantile and reaches its lowest level in the highest wage level. The negative effect of work intensity increases up to 75 quantiles; although the effect is slightly lower at the top wage level, it is still higher than the 10th quantile. The positive impact of residing in a region with wages above the mean has a U-shaped behavior, with the lowest impact in the middle of the distribution and the highest at the ends. The negative impact of motherhood on the wage level also has a U shape pattern with higher levels at the top and the bottom of the wage distribution.

**Table 3.** Quantile Regression Results-Having Child (2018)

	q10	q25	q50	q75	q90
	<b>2018</b>				
schooling	0.020*** (0.007)	0.013*** (0.003)	0.006 (0.004)	0.001 (0.003)	-0.005 (0.005)
experience	0.070*** (0.014)	0.071*** (0.007)	0.089*** (0.008)	0.078*** (0.006)	0.073*** (0.011)
experience^2	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.002*** (0.000)
work intensity	-0.017*** (0.002)	-0.025*** (0.001)	-0.035*** (0.001)	-0.035*** (0.001)	-0.027*** (0.001)
The region above mean wage	0.142*** (0.051)	0.093*** (0.024)	0.077*** (0.028)	0.081*** (0.022)	0.188*** (0.038)
child	-0.314*** (0.060)	-0.218*** (0.028)	-0.239*** (0.033)	-0.237*** (0.026)	-0.269*** (0.044)
lambda	0.263*** (0.068)	0.239*** (0.032)	0.259*** (0.038)	0.232*** (0.030)	0.262*** (0.050)
c	0.825*** (0.162)	1.484*** (0.076)	2.178*** (0.089)	2.520*** (0.070)	2.503*** (0.119)
N	2,702	2,702	2,702	2,702	2,702
(Pseudo)R <sup>2</sup>	0.173	0.195	0.2479	0.234	0.165

**Source:** Prepared by the author by using SILC data. Note: Standard errors are shown in the brackets.

\*p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

**Table 4.** Quantile Regression Results-Having Child (2019)

	q10	q25	q50	q75	q90
	<b>2019</b>				
schooling	0.015** (0.006)	0.015*** (0.005)	0.006* (0.004)	0.005 (0.004)	0.003 (0.007)
experience	0.051*** (0.010)	0.043*** (0.007)	0.054*** (0.006)	0.036*** (0.006)	0.033*** (0.011)
experience^2	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001* (0.000)
work intensity	-0.022*** (0.002)	-0.029*** (0.001)	-0.039*** (0.001)	-0.039*** (0.001)	-0.033*** (0.00the 2)
region above mean wage	0.149*** (0.042)	0.073** (0.032)	0.047* (0.026)	0.072*** (0.026)	0.180*** (0.049)
child	-0.233*** (0.047)	-0.130** (0.036)	-0.146*** (0.029)	-0.180*** (0.028)	-0.222*** (0.054)
lambda	-0.078** (0.038)	-0.034 (0.029)	-0.085*** (0.023)	-0.051** (0.023)	-0.068 (0.043)
c	1.452*** (0.112)	1.990** (0.085)	2.814*** (0.068)	3.160*** (0.067)	3.220*** (0.128)
N	2811	2811	2811	2811	2811
(Pseudo)R^2	0.222	0.215	0.279	0.260	0.189

**Source:** Prepared by the author by using SILC data. Note: Standard errors are shown in the brackets.  
\*p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

For the year 2020, the positive effect of the years of schooling is significant along the wage distribution and is greatest at the lowest wage level, as shown in Table 5. The positive impact of the experience on the wage level displays inverted U behavior with a greater impact at the highest wage level than at the lowest wage level. The negative effect of work intensity increases until the middle of the distribution and then tends to decrease again. The negative impact of having a child on the wage level declines at the 25th quantile and rises again, peaking at the highest wage level. Tables 4 and 5 also reveal that sample selection bias is statistically significant for 2019, except for the 90th quantile in 2019.

**Table 5.** Quantile Regression Results-Having Child (2020)

	q10	q25	q50	q75	q90
	<b>2020</b>				
schooling	0.021*** (0.007)	0.013*** (0.004)	0.013*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.012** (0.005)
experience	0.038*** (0.012)	0.037*** (0.006)	0.046*** (0.006)	0.037*** (0.005)	0.044*** (0.009)
experience^2	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
work intensity	-0.015*** (0.003)	-0.027*** (0.001)	-0.038*** (0.001)	-0.034*** (0.001)	-0.029*** (0.002)
region above mean wage	-0.021 (0.055)	-0.034 (0.029)	-0.003 (0.026)	0.012 (0.025)	0.040 (0.041)
child	-0.206*** (0.055)	-0.143*** (0.029)	-0.189*** (0.027)	-0.206*** (0.026)	-0.356*** (0.041)
lambda	-0.306*** (0.068)	-0.157*** (0.036)	-0.089*** (0.033)	-0.127*** (0.032)	-0.152*** (0.051)
c	1.577*** (0.110)	2.188*** (0.059)	2.906*** (0.053)	3.123*** (0.051)	3.237*** (0.083)
N	2,722	2,722	2,722	2722	2722
(Pseudo)R <sup>2</sup>	0.2624	0.2476	0.3	0.2857	0.2179

**Source:** Prepared by the author by using SILC data. Note: Standard errors are shown in the brackets.  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

The comparison of the motherhood wage penalty measured by the variable of having a child for the years 2018, 2019, and 2020 reveals no significant change in the order of magnitude of the effects in the 25th, 50th, and 75th quantiles. However, significant variations are observed in the lowest and highest wage levels. In 2018 and 2019, the negative impact of having a child on the wage level was most substantial at the lowest wage level, while it became strongest at the highest wage level in 2020.

The effect of the number of children owned on the women's wage for the years 2018, 2019, and 2020 are presented in Tables 6, 7, and 8. Sample selection correction seems statistically significant for all cases except for the 10th and 25th quantiles in 2019. The effect of education on wage level was positive but insignificant in the 90th quantile in 2018. In the same year, the positive impact of the experience was highest in the middle of the distribution, greater at the top quantile than at the lowest quantile. The negative effect of work

intensity was most substantial in the 50th and 75th quantiles and greater at the highest wage level than at the lowest wage level. The positive impact of residing in a region above the mean wage level was also more significant at the highest wage level than at the lowest wage level. Examination of the motherhood wage penalties for 2018 reveals that the negative effect of motherhood on wage level increases significantly at each quantile level as the number of children increases. The most substantial negative impact of having one child was at the highest wage level, while the negative effect of having 2 and 3 or more children was strongest at the lowest wage level.

**Table 6.** Quantile Regression Results-Number of the Children (2018)

	q10	q25	q50	q75	q90
	<b>2018</b>				
schooling	0.016** (0.007)	0.016*** (0.003)	0.014*** (0.004)	0.008** (0.003)	0.001 (0.005)
experience	0.026** (0.012)	0.034*** (0.006)	0.054*** (0.007)	0.051*** (0.006)	0.047*** (0.009)
experience^2	-0.001** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
work intensity	-0.016*** (0.002)	-0.024*** (0.001)	-0.032*** (0.001)	-0.034*** (0.001)	-0.029*** (0.001)
region above mean wage	0.109** (0.050)	0.069*** (0.023)	0.079*** (0.027)	0.073*** (0.025)	0.157*** (0.037)
one child	-0.063 (0.066)	-0.068** (0.031)	-0.099*** (0.036)	-0.080** (0.034)	-0.105** (0.050)
two children	-0.311*** (0.067)	-0.170*** (0.031)	-0.157*** (0.036)	-0.206*** (0.034)	-0.217*** (0.051)
three or more children	-0.445*** (0.085)	-0.429*** (0.040)	-0.366*** (0.046)	-0.275*** (0.044)	-0.321*** (0.064)
lambda	0.152*** (0.046)	0.204*** (0.021)	0.268*** (0.025)	0.271*** (0.024)	0.336*** (0.035)
c	1.148*** (0.125)	1.645*** (0.058)	2.192*** (0.068)	2.586*** (0.064)	2.638*** (0.094)
N	2702	2702	2702	2702	2702
(Pseudo)R^2	0.199	0.221	0.270	0.251	0.192

**Source:** Prepared by the author by using SILC data. Note: Standard errors are shown in the brackets.

p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001



In 2019, the effect of education was insignificant at the lowest and highest quantiles. The positive impact of the experience was most substantial at the bottom end of the wage distribution and lowest at the top. The negative effect of work intensity seems stronger at the highest wage than at the lowest wage level. The positive impact of residing in the above-average wage area is U-shaped, with the strongest effect being at the highest wage level. As in the previous year's case, motherhood's negative impact on wages increased remarkably at each quantile level in 2019. The negative effect of having one and two children is most significant at the high end of the wage distribution, while having three or more children has the greatest negative impact at the bottom.

**Table 7.** Quantile Regression Results-Number of the Children (2019)

	q10	q25	q50	q75	q90
	<b>2019</b>				
schooling	0.008 (0.006)	0.014*** (0.005)	0.007* (0.004)	0.006* (0.003)	0.003 (0.006)
experience	0.049*** (0.010)	0.039*** (0.007)	0.049*** (0.006)	0.041*** (0.006)	0.036*** (0.010)
experience^2	-0.002*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001** (0.000)
work intensity	-0.021*** (0.002)	-0.027*** (0.001)	-0.038** (0.001)	-0.038*** (0.001)	-0.032*** (0.002)
region above mean wage	0.106** (0.042)	0.074** (0.032)	0.052** (0.025)	0.082*** (0.024)	0.142*** (0.044)
one child	-0.066 (0.054)	-0.037 (0.041)	-0.076** (0.033)	-0.122*** (0.031)	-0.174*** (0.056)
two children	-0.253*** (0.052)	-0.131*** (0.040)	-0.172*** (0.032)	-0.221*** (0.031)	-0.285*** (0.055)
three or more children	-0.594*** (0.067)	-0.453*** (0.052)	-0.346*** (0.041)	-0.318*** (0.039)	-0.373*** (0.070)
lambda	-0.058 (0.039)	-0.029 (0.030)	-0.077*** (0.023)	-0.051*** (0.023)	-0.079* (0.041)
c	1.420 (0.110)	1.922 (0.085)	2.769*** (0.067)	3.124*** (0.064)	3.185*** (0.116)
N	2811	2811	2811	2811	2811
(Pseudo)R <sup>2</sup>	0.261	0.236	0.286	0.265	0.194

**Source:** Prepared by the author by using SILC data. Note: Standard errors are shown in the brackets.

p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

In 2020, the positive effects of education and experience and the negative effect of work intensity on wage level were highest in the middle of the wage distribution. Residing in a region with wages above the mean is statistically insignificant except at the highest wage level. The negative effect of having one child on wage level is insignificant at the 10th and 25th quantiles, increasing significantly from the middle to the top of the wage distribution. Similarly, the motherhood wage penalty regarding having two children is considerably stronger at the highest wage level. However, the negative effect of having three or more children on women's wages is greatest at the lowest wage level.

A comparison of motherhood wage penalties with the number of children over the years reveals that the wage penalties for having one, two, and three or more children increased from 2018 to 2020 at the highest end of the wage distribution. At the bottom of the wage distribution, such a clear-cut behavior cannot be observed for all categories. It is seen that from 2018 to 2020, the difference in motherhood wage penalty for having one child between 50th and 90th quantiles has increased. It is also observed that, in the 75th and 90th quantiles, the adverse effect of having one child on wages increased during the analysis period. The negative impact of having two children on wages decreased over the years at the lowest wage level and increased at the highest wage level. In the 50th and 75th quantiles, the motherhood wage penalty for having two children increased from 2018 to 2019; then, it fell below the 2018 level in 2020. The most substantial negative effect of having two children on wages is seen in the 10th quantile in 2018 and the 90th quantile in 2019 and 2020. During the analysis period, the strongest negative effect of having two children on wages is observed in the 90th quantile of 2020, and the strongest negative impact of having three or more children on wages is observed at the lowest wage level.

**Table 8.** Quantile Regression Results-Number of the Children (2020)

	q10	q25	q50	q75	q90
	<b>2020</b>				
schooling	0.015 (0.006)	0.016*** (0.004)	0.012*** (0.003)	0.008*** (0.003)	0.011** (0.005)
experience	0.032*** (0.009)	0.032*** (0.006)	0.041*** (0.006)	0.040*** (0.005)	0.034*** (0.008)
experience^2	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001** (0.000)
work intensity	-0.018*** (0.002)	-0.027*** (0.001)	-0.037*** (0.001)	-0.036*** (0.001)	-0.031*** (0.001)
region above mean wage	0.007 (0.039)	0.003 (0.028)	-0.004 (0.024)	0.036 (0.022)	0.100*** (0.034)
one child	-0.028 (0.041)	-0.048 (0.029)	-0.122*** (0.025)	-0.150*** (0.024)	-0.235*** (0.036)
two children	-0.177*** (0.041)	-0.103*** (0.029)	-0.136*** (0.025)	-0.195*** 80.024	-0.320*** (0.036)
three or more children	-0.585*** (0.061)	-0.428*** (0.043)	-0.392*** (0.037)	-0.337*** (0.035)	-0.423*** (0.054)
lambda	-0.199*** (0.041)	-0.081*** (0.029)	-0.091*** (0.025)	-0.074*** (0.024)	-0.079*** (0.036)
c	1.645*** (0.086)	2.164*** (0.061)	2.876*** (0.052)	3.087 0.050***	3.194*** (0.076)
N	2722	2722	2722	2722	2722
(Pseudo)R^2	0.2951	0.266	0.312	0.2939	0.2285

**Source:** Prepared by the author by using SILC data. Note: Standard errors are shown in the brackets.  
 $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$

## 7. Conclusion

This study examines the motherhood wage penalty for being a mother and the number of children in the Turkish labor market along the wage distribution by employing quantile regression methodology with sample selection bias correction. By controlling the women's education, experience, work intensity, and the relative wage level of the region, it is found that regular and casual wage earner mothers are subjected to different levels of motherhood wage penalties depending on their place in the wage distribution. When the motherhood wage penalty is examined within the context of being a mother, it is seen that the negative

impact of being a mother on the hourly wage level was strongest at the bottom of the wage distribution in 2018 and 2019, while it became strongest at the top wage level in 2020. The examination of the motherhood wage penalty regarding the number of children in terms of having one child, two children, and three and more children reveals that the increase in the number of children at each wage level caused a significant increase in the motherhood wage penalty. While the adverse effect of having one child on real hourly wages is statistically insignificant at low wage levels, the motherhood wage penalty is higher at the highest wage levels than at the middle-wage levels. On the other hand, the negative impact of having one child on the wage levels at the middle and high wage levels seemed to increase from 2018 to 2020. The negative impact of having two children on real hourly wages is strongest at the lowest wage level in 2018 and strongest at the highest wage level in 2019 and 2020. The magnitude of the motherhood wage penalty for having three or more children was significantly higher than the other categories for all years and increased from 2018 to 2020 for all wage levels. The negative impact of having three or more children on real hourly wages is strongest at the low wage levels during the analysis period. Also, the sample selection bias correction is found to be significant except in a few cases, showing that the selection of mothers into employment in the Turkish labor market must be controlled for biases. The findings of this study point toward a need for further investigation of the motherhood wage penalty in the Turkish labor market via a detailed examination of the job and skill compositions of women employees to provide a better understanding of the impact of the labor and personal characteristics differences on the motherhood wage penalty.

## References

- Addati, Laura, Umberto Cattaneo, Valeria Esquivel, and Isabel Valarino. (2018). "Care Work and Care Jobs for the Future of Decent Work." International Labour Office, Geneva, Switzerland: International Labour Organization.
- Agüero, Jorge M., Mindy Marks, and Neha Raykar. (2017). Economic Development and the Motherhood Wage Penalty. Unpublished. Available at: <https://www.aeaweb.org/conference/2018/preliminary/paper/N4yheSRn>
- Akyol, Aylin. (2018). Anneliğin kadın çalışanlar üzerine etkileri: yorumsamacı bir alan araştırması. Basılmamış Doktora Tezi. Hacettepe Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Akyol, Aylin, and Mahmut Arslan. (2020). "The motherhood experiences of women employees: An interpretive field study in Turkey." *Ege Academic Review*, 20(4), 265-281.
- Amuedo-Dorantes, Catalina, and Jean Kimmel. (2005). "The motherhood wage gap for women in the United States: The importance of college and fertility delay." *Review of Economics of the Household*, 3(1), 17-48.
- Anderson, D. J., Binder, M., & Krause, K. (2002). "The Motherhood Wage Penalty: Which Mothers Pay It and Why?" *The American Economic Review*, 92(2), 354-358. <http://www.jstor.org/stable/3083431>
- Aycan, Zeynep. (2004). "Key success factors for women in management in Turkey." *Applied Psychology: An International Review*, 53 (3), 453-477.
- Blau, Francine D., and Lawrence M. Kahn. (2017). "The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations." *Journal of Economic Literature* no. 55 (3):789-865.
- Budig, Michelle J., and Paula England. (2001). "The wage penalty for motherhood." *American sociological review*, 204-225.
- Budig, Michelle J., Joya Misra, and Irene Boeckmann. (2012). "The motherhood penalty in cross-national perspective: The importance of work-family policies and cultural attitudes." *Social Politics*, 19(2), 163-193.
- Budig, Michelle, and Melissa Hodges. (2010). "Differences in disadvantage: How the wage penalty for motherhood varies across women's earnings distribution." *American Sociological Review*, 75(5), 705-728.
- Buchinsky, Moshe. (1998). "Recent advances in quantile regression models: a practical guideline for empirical research." *Journal of human resources*, 88-126.
- Caamal Olvera, Cinthya G. (2017). "Decreasing returns to schooling in México." *Estudios económicos*, 27-63. Recuperado de <https://ideas.repec.org/a/emx/esteco/v32y2017i1p27-63.html>
- Chu, Yu-Wei Luke, Harold E. Cuffe, and Nguyen Doan. (2021). Motherhood Employment Penalty and Gender Wage Gap Across Countries: 1990-2010. Available at SSRN 3584920.

- Cooke, Lynn Prince. (2014). "Gendered parenthood penalties and premiums across the earnings distribution in Australia, the United Kingdom, and the United States." *European Sociological Review*, 30(3), 360-372.
- Cukrowska-Torzewska, Ewa, and Anna Lovasz. (2016). "Are children driving the gender wage gap? Comparative evidence from Poland and Hungary." *Economics of Transition*, 24(2), 259-297.
- Cukrowska-Torzewska, Ewa, and Anna Lovasz. (2017). *The Impact of Parenthood on the Gender Wage Gap—a Comparative Analysis of European Countries and Family Policies*. Budapest Working Papers on the Labour Market.
- Cukrowska-Torzewska, Ewa, and Anna Matysiak. (2020). "The motherhood wage penalty: A meta-analysis." *Social Science Research*, 88, 102416.
- Felfe, Christina, Michael Lechner, and Petra Thiemann. (2016). "After-school care and parents' labor supply." *Labour Economics*, 42, 64-75.
- Goldin, Claudia. (2014). "A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter." *American Economic Review* no. 104 (4):1091-1119.
- Goldin, Claudia, and Joshua Mitchell. (2017). "The New Life Cycle of Women's Employment: Disappearing Humps, Sagging Middles, Expanding Tops." *Journal of Economic Perspectives* no. 31 (1):161-82.
- Dayıođlu, Meltem, and Murat G. Kırdar. (2010). *Türkiye’de kadınların işgücüne katılımında belirleyici etkenler ve eğilimler*. DPT Yayınları, Ankara.
- Dayıođlu, Meltem, and Murat G. Kırdar. (2019). "Determinants of and Trends in Labor Force Participation of Women in Turkey Abstract.," *Working Papers 2019/02*, Bogazici University, Department of Economics.
- Dias, Felipe A., Joseph Chance, and Arianna Buchanan. (2020). "The motherhood penalty and The fatherhood premium in employment during covid-19: evidence from The united states." *Research in social stratification and mobility*, 69, 100542. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2020.100542>
- Dumauli, Magdalena Triasih. (2019). "Motherhood wage penalty in Japan: What causes mothers to earn less in regular jobs?." *Business and Economic Horizons*, 15(3), 375-392.
- Ecevit, Yıldız. (2010). "Childcare and Pre-school Education in Turkey from the Perspective of Work-Family Reconciliation" in Ilkcaracan, İpek. (ed.) *Towards Gender Equality in the Labour Market: Work and Family Reconciliation Policies (in Turkish)*, Istanbul Technical University and Women for Women’s Human Rights, Istanbul.
- Eken, Hurigül. (2005). *Toplumsal cinsiyet olgusu temelinde mesleđe ilişkin rol ile aile içi rol etkileşimi: Türk Silahlı Kuvvetlerindeki Kadın Subaylar*. Doktora tezi, Hacettepe Üniversitesi, Ankara.

- England, Paula, Jonathan Bearak, Michelle J. Budig, and Melissa J. Hodges. (2016). "Do highly paid, highly skilled women experience the largest motherhood penalty?." *American sociological review*, 81(6), 1161-1189.
- Felfe, Christina. (2006). *The Child Penalty—A Compensating Wage Differential?* ENEPRI Research Reports No. 22, 22 August 2006.
- Grimshaw, Damian, and Jill Rubery. (2015). *The Motherhood Pay Gap: A Review of the Issues, Theory and International Evidence*. In International Labour Office, Inclusive Labour Markets, Labour Relations, and Working Conditions Branch. - Geneva: ILO, 2015 International Labour Office, Inclusive Labour Markets, Labour Relations, and Working Conditions Branch. - Geneva: Switzerland: International Labour Organization.
- Gallant, A. Ronald, and Douglas W. Nychka. (1987). "Semi-nonparametric maximum likelihood estimation." *Econometrica: Journal of the econometric society*, 363-390.
- Glauber, Rebecca. (2007). "Marriage and the motherhood wage penalty among African Americans, Hispanics, and Whites." *Journal of Marriage and Family*, 69(4), 951-961.
- Glauber, R. (2018). Trends in the motherhood wage penalty and fatherhood wage premium for low, middle, and high earners. *Demography*, 55(5), 1663-1680.
- Gökdemirel, Sevgi, Gülçin Bozkurt, Gülbin Gökçay, and Ayşe Bulut. (2008). "Çalışan annelerin emzirme sürecinde yaşadıkları: Niteliksel bir çalışma." *Çocuk Dergisi*, 8(4), 221-234.
- Greulich, Angela, and Aurélien Dasré. (2017). "The quality of periodic fertility measures in EU-SILC." *Demographic Research*, 36, 525-556.
- Harkness, Susan, and Jane Waldfogel. (2003). *The family gap in pay: Evidence from seven industrialized countries*. In *Worker well-being and public policy*. Emerald Group Publishing Limited.
- Heckman, James J. (1979). Sample selection bias as a specification error. "Econometrica: Journal of the econometric society." 153-161.
- Hill, Martha S. (1979). "The Wage Effects of Marital Status and Children." *Journal of Human Resources* 14:579-94.
- Iacovou, Maria, Olena Kaminska, and Horacio Levy. (2012). *Using EU-SILC data for cross-national analysis: strengths, problems and recommendations*. No. 2012-03. ISER working paper series.
- Ichimura, Hidehiko. (1993). "Semiparametric least squares (SLS) and weighted SLS estimation of single-index models." *Journal of Econometrics*, 58(1-2), 71-120.
- İlkkaracan, İpek. (2010). *Emek piyasasında toplumsal cinsiyet eşitliğine doğru iş ve aile yaşamını uzlaştırma politikaları*. Mega Basım, İstanbul kitabı içinde ilkkaracan, ipek *Uzlaştırma Politikalarının Yokluğunda Türkiye Emek Piyasasında Toplumsal Cinsiyet Eşitsizlikleri*, 21-59.

- İlkkaracan, İpek. (2012). "Why so few women in the labor market in Turkey?." *Feminist Economics*, 18(1), 1-37.
- İlkkaracan, İpek. (2013). Political economy of caring labor, gender, and deepening conservatism in a developing economy context: the case of Turkey. Istanbul Technical University, Women's Studies Center Working Paper Series, available online at <http://www.kaum.itu.edu.tr/dosyalar/3013WorkingPaper.WorkFamilyBalance.Turkey.pdf>.
- ILO (2018). Global Wage Report 2018/19: What Lies Behind Gender Pay Gaps. International Labour Organization 2018. [https://www.ilo.org/global/publications/books/WCMS\\_650553/lang--en/index.htm](https://www.ilo.org/global/publications/books/WCMS_650553/lang--en/index.htm)
- Kagnicioglu, Deniz. (2017). The role of women in working life in Turkey. "WIT Transactions on Ecology and the Environment." 226, 349-358.
- Killewald, Alexandra. (2013). "A reconsideration of the fatherhood premium: Marriage, coresidence, biology, and fathers' wages." *American sociological review*, 78(1), 96-116.
- Killewald, Alexandra, and Jonathan Bearak. (2014). "Is the motherhood penalty larger for low-wage women? A comment on quantile regression." *American Sociological Review*, 79(2), 350-357.
- Kleven, Henrik, and Camille Landais. (2017). "Gender Inequality and Economic Development: Fertility, Education and Norms." *Economica* no. 84 (334):180-209. DOI: <https://doi.org/10.1111/ecca.12230>.
- Kleven, Henrik, Camille Landais, and Jakob Egholt Sogaard. (2019). "Children and gender inequality: Evidence from Denmark." *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4), 181-209.
- Krepp, Lisa. (2007). The Effect of Children on Women's Earnings: Evidence from Australian Data'. Department of Economics, University of Melbourne, Research Paper, (1004).
- Kulakac, Ozen, Kadriye Buldukoglu, Mualla Yilmaz, and Saliha Alkan. (2006). "An analysis of the motherhood concept in employed women in south Turkey." *Social Behavior and Personality: an international journal*, 34(7), 837-852.
- Küçükşen, Kübra, and Şerife Didem Kaya. (2016). "Yönetici pozisyonundaki akademisyen kadınlarda aile-iş-özel yaşam dengesi." *Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 4(37), 662-674.
- Livermore, Tanya, Joan Rodgers, and Peter Siminski. (2011). "The effect of motherhood on wages and wage growth: Evidence for Australia." *Economic Record*, 87, 80-91.
- Magadla, Sibahle Siphokazi, Murray Leibbrandt, and Cecil Mlatsheni. (2019). Does a motherhood penalty exist in the post-apartheid South African labour market? NIDS Discussion Paper Series. Working Paper: 247
- Mandel, Hadas, and Moshe Semyonov. (2005). "Family Policies, Wage Structures, and Gender Gaps: Sources of Earnings Inequality in 20 Countries." *American Sociological Review*, 70(6), 949-967. <https://doi.org/10.1177/000312240507000604>



- Metin, Şahin. And Rabia Arabacı Kariman (2013). TBMM Kadın Erkek Fırsat Eşitliği Komisyon Raporu 2014 (TBMM Kadın Erkek Fırsat Eşitliği Komisyonu Yayınları No: 12). Retrieved from [http://tbmm.gov.tr/komisyon/kefe/docs/komisyon\\_raporu2014\\_1.pdf](http://tbmm.gov.tr/komisyon/kefe/docs/komisyon_raporu2014_1.pdf)
- Molina, José Alberto, and Víctor M. Montuenga. (2009). The motherhood wage penalty in Spain. "Journal of Family and Economic Issues", 30(3), 237-251.
- Negiz, Nilüfer. And Emine, Tokmakçı. (2011). "Çalışma yaşamında kadının tükenmişliği: Aile-iş sosyal yaşam açısından tükenmişlik (Süleyman Demirel Üniversitesi Örneği)." Journal of Yaşar University, 24(6), 4041-4070.
- Nielsen, Helena Skyt, Marianne Simonsen, and Mette Verner. (2004). Does the gap in family-friendly policies drive the family gap?. Scandinavian Journal of Economics, 106(4), 721-744.
- Nizalova, Olena Y., Tamara Sliusarenko, and Solomiya Shpak. (2013). "Motherhood Wage Penalty in Times of Transition," IZA Discussion Papers 7810, Institute of Labor Economics (IZA).
- Nizalova, Olena Y., Tamara Sliusarenko, and Solomiya Shpak. (2016). "The motherhood wage penalty in times of transition." Journal of Comparative Economics, 44(1), 56-75.
- Olarte, Liliana, and Ximena Peña. (2010). The Effect of Motherhood on Earnings in Colombia. Ensayos sobre POLÍTICA ECONÓMICA, 28(63), 190-230.
- Piras, Claudia, and Laura Ripani. (2005). The effects of motherhood on wages and labor force participation: evidence from Bolivia, Brazil, Ecuador and Peru (No. 49638). Washington, DC: Inter-American Development Bank.
- Pritchett, Irina. (2016). Three Essays in Applied Microeconomics: A Study of the Motherhood Wage Penalty, Risk Mitigation Through Farming, and the Economics of Abortion in Post-Soviet Russia.
- Sigle-Rushton, Wendy, and Jane Waldfogel. (2007). "Motherhood and women's earnings in Anglo-American, Continental European, and Nordic countries." Feminist economics, 13(2), 55-91.
- Soyseçkin, İdil Safiye. (2016). "Balance between work and family life: Middle class working mothers in Turkey." Fe Dergi, 8(1), 130-143.
- Sürgevil-Dalkılıç, Olca. (2015). Annelerin öykülerinden açığa çıkanlar: Annelik ve çalışan anneliğe yüklenen anlamlar, çalışma hayatından örnek olaylar, ihtiyaçlar ve beklentiler (Ed.). ÇalışAnne: Kadın akademisyenlerin kaleminden çalışma yaşamında annelik (pp.407-466). Ankara: Nobel Yayınları.
- Tansel, Aysit, Başak Dalgıç, and Aytakin Güven. (2019). "Wage inequality and wage mobility in Turkey." Social Indicators Research, 142(1), 107-129.
- Tekgüç, Hasan, Değer Eryar, and Dilek Cindoğlu. (2017). "Women's tertiary education masks the gender wage gap in Turkey." Journal of Labor Research, 38(3), 360-386.

- Topgöl, Seda. (2016). "İş ve aile yaşamı dengesizliğinin kadın çalışanlar üzerindeki etkileri." *Yönetim ve Ekonomi*, 23(1), 217-231.
- Ünlütürk-Ulutaş, Çağla. (2015). "İş ve aile yaşamını uzlaştırma politikaları: Türkiye’de yeni politika arayışları." *Ankara Üniversitesi SBF Dergisi*, 70(3), 723-750.
- Villanueva, Aida, and Ken-Hou Lin. (2020). "Motherhood wage penalties in Latin America: The significance of labor informality." *Social Forces*, 99(1), 59-85.
- Waldfogel, Jane. (1997). "The Effects of Children on Women's Wages." *American Sociological Review* 62:209-17.
- Waldfogel, Jane.(1998a). "The Family Gap for Young Women in the United States and Britain: Can Maternity Leave Make a Difference?" *Journal of Labor Economics* 16:505-45.
- Waldfogel, Jane. (1998b). "Understanding the 'Family Gap' in Pay for Women with Children." *Journal of Economic Perspectives* 12:137-56.
- Weeden, Kim A., Youngjoo Cha, and Mauricio Bucca. (2016). "Long work hours, part-time work, and trends in the gender gap in pay, the motherhood wage penalty, and the fatherhood wage premium." *RSF: The Russell Sage Foundation Journal of the Social Sciences*, 2(4), 71-102.
- Zhao, Menghan. (2018). "From motherhood premium to motherhood penalty? Heterogeneous effects of motherhood stages on women’s economic outcomes in urban China." *Population Research and Policy Review*, 37(6), 967-1002.

## TÜRKİYE'DE BÖLGE-İÇİ ÜCRET FARKLILIKLARI VE ÜCRET EŞİTSİZLİĞİ: DAĞILIM BOYUNCA BİR ANALİZ

Oya KENT<sup>1</sup>

Gönderim tarihi: 20.10.2021

Kabul tarihi: 12.08.2022

### Öz

Bu çalışma, Türkiye'de 2004-2019 yılları arasında ücret eşitsizliğinin gelişimini bölgesel boyuta odaklanarak incelemektedir. Bölge içi ücret dinamiklerinin analizinde, TÜİK tarafından derlenen Hanehalkı İşgücü İstatistikleri kullanılarak Melly (2005) tarafından önerilen yüzdelik dilimler bazında ayrıştırma yöntemi kullanılmıştır. Bu metodoloji, ücret dağılımı boyunca ücret eşitsizliğinin özellikler, katsayılar ve kalıntılar olmak üzere üç bileşene ayrılmasına izin verir. Bulgular, eşitsizliğin azalmasına ücret dağılımının alt kuyruğunun üst kuyruğa göre daha fazla katkıda bulunduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıştırma sonuçlarına göre bölgeler içinde gruplar arası ve grup içi eşitsizliğin azalırken ve eşitsizlikte düşüşün çoğu bu bileşenlerin katkılarından kaynaklanmaktadır. Ücret eşitsizliğinin bölgeler arasında farklı gelişmesinin en önemli nedeni olarak işgücünün niteliklerindeki değişimler ortaya çıkmaktadır. Ayrıca, bu genel eğilimlerin istisnaları, Türkiye'de İstanbul, Doğu ve diğerleri olmak üzere üç farklı bölgesel yapının belirginleştiğini açığa çıkarmaktadır.

**JEL Sınıflaması:** J31, R23, D31, C21

**Anahtar kelimeler:** Ücret eşitsizliği, bölgeler, Melly ayrıştırması

## INTRA-REGIONAL WAGE DIFFERENTIALS AND INEQUALITY IN TURKEY: AN ANALYSIS ALONG THE WAGE DISTRIBUTION

### Abstract

This study examines the evolution of wage inequality in Turkey between 2004 and 2019 by focusing on the regional dimension. In analyzing intra-regional wage dynamics, the quantile-based decomposition method proposed by Melly (2005) is employed by using Household Labor Force Statistics compiled by TURKSTAT. This methodology allows one to decompose wage inequality along the wage distribution into three components: characteristics, coefficients and residuals effect. The findings show that the bottom half of the wage distribution contributed more to the reduction in inequality than the upper half. The decomposition results reveal that between and within group inequality decreased within regions and that most of the decrease in inequality was due to the contributions of these components. Changes in labor force characteristics emerge as the most significant reason for the different development of wage inequality across regions. In addition, the exceptions to these general trends reveal that there arise three different regional structures in Turkey, namely Istanbul, East and others.

**JEL Classification:** J31, R23, D31, C21

**Keywords:** Wage inequality, regions, Melly decomposition

<sup>1</sup> Dr. Öğretim Üyesi, Department, Ekonomi ve Finans Bölümü, İstanbul Okan Üniversitesi Tuzla Kampüsü, 34959 Tuzla. E-posta: oya.kent@okan.edu.tr. ORCID ID: 0000-0003-0520-1840

## 1. Giriş

Türkiye, 1990’ların ortalarından 2000’li yılların sonuna kadar gelir dağılımı eşitsizliğinde belirgin bir iyileşme sergilemekle birlikte, OECD ülkeleri arasında halen gelir eşitsizliğinin en yüksek olduđu ülkeler arasında yer almaktadır<sup>2</sup>. Bu dönemde hızlanan küreselleşme ve teknolojik deđişim olguları ile demografik ve toplumsal deđişimlerin etkileşimi, işgücü piyasalarının önemli dönüşümler geçirmesine bađlı olarak kazançlar ve gelirler üzerinde önemli etkiler yaratmıştır (OECD, 2015). Gelir eşitsizliğinin 2000’lerin sonuna deđin izlediđi düşüş eğiliminin tersine dönüşü, küresel kriz henüz Türkiye ekonomisini etkilemeden, 2008 yılında başlamış ve eşitsizlik 2009 yılında 2001 krizi sonrası zirvesine ulaşmıştır. 2013 yılına kadar seviyesini koruyan veya çok hafif bir düşüş gösteren eşitsizlik göstergeleri bu yıldan sonra yeniden artmaya başlamıştır (Filiztekin, 2020, s. 71).

Bununla beraber Türkiye’de hane gelirlerinin ana bileşenini ücret gelirleri oluşturmaktadır. 2000’in ortalarından 2020’ye kadar olan on beş yıllık dönemde ücret ve maaş gelirlerinin toplam hane gelirleri içindeki payı %40,8’den %47’ye yükselmiştir. Ayrıca, ücretli veya maaşlı çalışanların toplam istihdam içindeki payı ise, kendi hesabına çalışanlar ve ücretsiz aile işçileri aleyhine yükselerek %54’ten yaklaşık %70’e çıkmıştır.<sup>3</sup> Bu gelişmeler doğal olarak, Türkiye’deki eşitsizlik eğilimlerini analiz etmede ücret dinamiklerini kilit bir faktör haline getirmektedir. Ayrıca, bahsedilen dönemde bu gelişmelere ek olarak Türkiye yüksek öğrenim sisteminde ciddi bir genişleme yaşamıştır. 1990’ların başlarından itibaren gözlemlenen üniversite sayılarındaki artış bu dönemin başında iyice hız kazanmış ve 2005’de 76 olan toplam üniversite sayısı 2020 yılında 204’e ulaşmıştır<sup>4</sup>. Buna paralel olarak işgücü piyasasındaki üniversite mezunları sayısı da bu dönem içinde giderek yükselmiştir. Eğitimdeki bu gelişmenin, Türkiye’nin istihdam yapısını kuşkusuz etkileyeceđi ve ücret dinamiklerinde deđişimlere neden olacağı açıktır.

<sup>2</sup> Türkiye’nin Gini katsayısı 80’lerin ortalarından 90’ların ortalarına kadar 5,6 puan artmış ancak 90’ların ortalarından 2000’lerin sonuna doğru 8,1 puan azalarak 0.409 değerine düşmüştür (OECD, 2011, s.45). OECD Gelir Dağılımı veri tabanındaki mevcut en güncel verilere göre Türkiye, Şili ve Meksika’dan sonra (Kosta Rika hariç) en yüksek gelir eşitsizliğine sahip üçüncü ülkedir (OECD, 2022) ve bu sıralama 1990’ların ortalarından beri deđişmemiştir (OECD, 2011, s.25).

<sup>3</sup> 2005 yılı istihdam ve gelir verilerine sırasıyla şu bađlantı adreslerinden erişilebilir: <https://biruni.tuik.gov.tr/isgucuapp/isgucu.zul> ve <https://biruni.tuik.gov.tr/medas/?kn=65&locale=tr>. 2020 yılına ilişkin veriler ise bađlantıları sağlanan TÜİK Haber Bültenlerinde mevcuttur: <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Isgucu-Istatistikleri-2020-37484> ve <https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Gelir-ve-Yasam-Kosullari-Arastirmasi-2021-45581>

<sup>4</sup> Üniversite sayıları ve yüksek öğretim ile ilgili diđer istatistikler için bakınız; <https://istatistik.yok.gov.tr/>

Nitekim, 2000 sonrası dönemde Türkiye’de ücret eşitsizliği önemli ölçüde azalmıştır (Popli ve Yılmaz (2017), Bakış ve Polat (2021)). Bu konu üzerine yapılan çalışmaların çok büyük bir kısmı eşitsizliği ulusal düzeyde ele almaktadır. Sınırlı sayıda çalışma ise bölgesel boyuta odaklanmış, genel eşitsizliği açıklamada bölgelerin rolünü araştırmıştır. Bu çalışmalar eşitsizliğin şekillenmesinde bölgelerin katkısını ortaya koymakla birlikte kullanılan yöntem itibarıyla bunların ardında yatan nedenleri açıklayamamaktadır. Ayrıca işgücü piyasasındaki yukarıda bahsedilen gelişmelerin, Türkiye'nin bölgeleri arasındaki kalıcı ve belirgin ekonomik farklılıklar göz önünde bulundurulduğunda, mekânsal olarak heterojenlik taşıyacağı ve bölgesel işgücü piyasaları üzerindeki etkilerinin farklı olacağını beklemek şaşırtıcı değildir. Ulusal düzeyde azalan ücret eşitsizliğinin varlığında bile, bölge içi eşitsizlik dinamikleri ve eşitsizliğin altında yatan nedenler bölgeler arasında farklılık gösterebilir. Bu durumda, çeşitli bölgelerde farklı politikalar gerekebileceği gibi, bölge içi eşitsizliğin belirleyicileri de farklı olabileceğinden, bölgeler arası eşitsizlikleri azaltmaya yönelik politikalarla bölge içi eşitsizliği azaltmaya yönelik politikalar aynı olmayabilir. Örneğin bölge içi ücret eşitsizliği, bölgeler arası eşitsizlikten beklendiği gibi bölgelere yönelik politikalarla ziyade beceri birikimine yönelik politikalar gibi beşerî odaklı politikalar gerektirebilir (Dickey, 2007). Bu nedenle daha etkin politika tasarımları için ücret eşitsizliğinin bölge içi boyutuna ilişkin kapsamlı bir bilgi değer taşıyacaktır.

Bu çalışma, ücret eşitsizliğinde ortaya çıkabilecek potansiyel mekânsal heterojenlik sorunlarını göz önünde bulundurarak eşitsizliği bölgeler içindeki ücret farklılıklarına odaklanarak araştırmayı amaçlamaktadır. 2004 ve 2019 yılları arasında bölgelerin içindeki ücret eşitsizliğinin evrimi, TÜİK – Hanehalkı İşgücü Anketi (HİA) verileri kullanılarak yüzdelik dilimlerin ayrıştırılmasına dayanan ve Melly (2005) tarafından geliştirilen yöntemi uygulayarak analiz edilecektir. Bu yaklaşımın, eşitsizlik analizlerinde yaygın olarak kullanılan tekil endeks ölçülerine (Gini, Theil, vb.) göre avantajları vardır. İlk olarak bu yöntem, eşitsizliğin tüm ücret dağılımı boyunca analizine izin verir. Ayrıca, Blinder (1973) ve Oaxaca (1973) ve Juhn vd. (1993) ile benzer biçimde, eşitsizlikteki değişiklikleri (i) niteliklerdeki değişiklikler, (ii) niteliklerin getirilerindeki (katsayılar) değişiklikler (gruplar arası eşitsizlik) ve (iii) kalıntılardaki değişiklikler (grup içi eşitsizlik) ile açıklanan üç bileşene ayrıştırır. Böylece, bu ayrıştırma yöntemi zaman içinde ücret eşitsizliğindeki değişikliklerin nedenlerini anlamının bir yolunu sağlar (Pereira ve Galego, 2015). Bu çalışma, Türkiye için hem bölgesel hem de metodolojik olarak bu yaklaşımın, en azından mevcut bilgiler dahilinde, ilk uygulaması olacaktır. Çalışma şu şekilde düzenlenmiştir. Bölüm 2’de Türkiye’de ücret eşitsizliği üzerine olan ampirik literatür kısaca değerlendirilmektedir. Daha sonra, Bölüm 3’te araştırmada kullanılan metodoloji tanıtılmıştır. Bölüm 4, verilerin tanıtımı ile birlikte bir ön analiz sunmaktadır. Bölüm 5’te analiz bulguları sunulmuş ve tartışılmıştır. Son olarak, Bölüm 6 ise sonuçları özetlemektedir.

## 2. İlgili Literatür

1980'ler ve 1990'larda ABD başta olmak üzere birtakım gelişmiş ülkelerde gözlemlenen ücret eşitsizliğindeki çarpıcı artış ücret dağılımını incelemeye olan ilginin artmasına ve son otuz yılda muazzam bir literatür birikimine yol açmıştır. Bu engin literatürün incelenmesi bu çalışmanın sınırlarını aşacağından çok kabaca literatürün genel hatlarından bahsedilerek Türkiye'ye ilişkin ampirik bulgulara değinilecektir.

Ücret eşitsizliğine ilişkin ilk çalışmalar (Katz ve Murphy (1992), Bound ve Johnson (1992), Levy ve Murnane (1992), Juhn vd. (1993), Krueger (1993)), becerilere yönelik talep ve arz değişikliklerinin, ABD'de 1980'lerde ücret eşitsizliğindeki artışı açıkladığını öne sürmektedir. Bu araştırmalar, ücret eşitsizliğindeki hızlı yükselişin, beceri yanlı teknolojik değişim (*skill biased technological change*) olarak adlandırılan bilgisayar devrimi ve teknolojik gelişmelere bağlı olarak daha vasıflı ve daha eğitilmiş işgücüne olan nispi talep artışının bir sonucu olduğu konusunda genel bir kanı oluşturmuştur. Bununla beraber, bu argüman Fransa, Japonya veya Almanya gibi diğer büyük gelişmiş ekonomilerdeki eşitsizlik kalıplarını açıklamada yetersiz kaldığı ve eşitsizliğin şekillenmesinde teknoloji kadar önemli olan kurumların rolünü göz ardı ettiği için sorgulanmaya başlanmıştır (Lemieux, 2008). Odağını teknolojiden işgücü piyasasındaki kurumsal faktörlere kaydıran “revizyonist” literatür, ücret eşitsizliğini açıklamada asgari ücret düzenlemeleri (DiNardo vd. (1996), Lee (1999), Card ve DiNardo(2002)), sendikalaşma ve toplu sözleşme hakkı (Card (1992), Freeman (1993), Card vd. (2004)) gibi kurumlara vurgu yapmaktadır.

Türkiye'de ücret eşitsizliği ve bunun farklı işgücü özellikleriyle olan ilişkisini inceleyen literatür çok geniş olmasa da dikkat çekicidir. Çalışmaların bir kısmı ücret eşitsizliği ile beceri yanlı teknolojik değişim (BYTD) arasındaki bağlantıyı araştırmıştır. Ücret eşitsizliğine odaklanan çalışmaların ilklerinden olan Kızılırmak (2003), 1988-2000 döneminde Türk imalat sektöründe vasıflı işgücüne olan nispi talepteki değişimin esas olarak endüstri içi beceri gereksinimlerinin yükselmesinden kaynaklandığını ileri sürmüştür. Meschi vd. (2011), 1980-2001 dönemi için firma düzeyinde verileri kullanarak yine imalat sektöründe ticari açıklık ve ücret eşitsizliği arasındaki ilişkiyi araştırmış ve artan ticari açıklığın doğrudan bir sonucu olarak ihracatçı firmalar içinde becerilerin arttığına dair kanıtlar sunmuştur. Bu çalışmalar 2000 öncesi dönemde BYTD argümanının desteklendiğini gösterir niteliktedir. Bakış ve Polat (2015, 2021) 2000'li yıllar için Türkiye'de nispi arz ve talebin yanı sıra değişen eğitim dinamikleri ve kurumsal yapının ücret eşitsizliğinde oynadığı rolü ve ücret dinamiklerini ele alan önemli çalışmalardandır. Yazarlar 2002-2010 ve 2002-2019 dönemini inceledikleri iki ayrı çalışmada da ücret eşitsizliğinde gözlenen belirgin düşüşün bir

açıklaması olarak 2004 ve 2016 yıllarında asgari ücrette meydana gelen artışları göstererek Türkiye’de eşitsizliği açıklamada kurumsal faktörlerin önemine dikkat çekmektedir. Pelek (2018) de, 2004’teki asgari ücret artışının 2003-2005 yılları arasında hem erkek hem de kadın ücretliler için ücret eşitsizliğinin azaltılmasında önemli bir rol oynadığını doğrulamaktadır. Popli ve Yılmaz (2017) ise üniversite sayılarındaki artışa ve zorunlu eğitim süresini artıran eğitim reformuna bağlı olarak artan eğitilmiş işgücü arzının 2002-2010 yılları arasında ücret eşitsizliğinin azalmasına önemli bir etkisi olduğunu göstermektedir. Bunun temel olarak iki faktörden kaynaklandığı tespit edilmiştir: (i) eğitimin azalan getirisine bağlı olarak gruplar arası eşitsizliğin azalması ve (ii) ölçülemeyen becerilerin azalan getirilerine bağlı olarak grup içi eşitsizliğin azalması. Yazarlar, yükseköğretimdeki büyük kalite farklılıklarının beceri fiyatlandırmasındaki değişiklikleri açıklayabileceğini öne sürmüştür. 2000 sonrasında ilişkin yapılan çalışmalar inceledikleri dönemlerde ücret eşitsizliğindeki azalışın dağılımının üst yarısında nispeten sınırlı olduğu, bunun önemli bir kısmının ücret dağılımının alt yarısında yoğunlaştığı sonucuna varmıştır.

Türkiye’de ücret eşitsizliği üzerine yapılan çalışmaların bir kısmı da Mincer ücret denkleminin tahmin edilerek eşitsizliğin eğitim düzeyi ile olan ilişkisini ortaya koymaktadır. Tansel ve Bodur (2012) 1994-2002 dönemi için eğitimin hem grup içi hem de gruplar arası bileşenler kanalıyla ücret eşitsizliğine katkıda bulunduğunu, grup içi eşitsizliğin artarken gruplar arası eşitsizliğin azaldığını ortaya koymaktadır. Grup içi eşitsizliğin en yüksek olduğu eğitim düzeyi ise üniversite olarak ortaya çıkmaktadır. Özbay-Daş ve Doğruel (2017), aynı veri setinin (*Hanehalkı Bütçe Anketi*) zaman boyutunu genişleterek 1994-2002 ve 2002-2011 dönemlerinde ücret eşitsizliğini araştırmıştır. Çalışma, özellikle üniversite eğitimi alanlar arasında grup içi eşitsizliğin ücret dağılımının üst kısmında incelenen iki dönem arasında arttığını göstermektedir. Her iki çalışma da yükseköğretimde gözlemlenen bu durumu 1990’ların başında başlayan 2000’lerin ortalarında iyice hızlanana üniversite sayılarındaki artışa bağlı olarak ortaya çıkması muhtemel gözlemlenemeyen yeteneklerin dağılımıyla ilişkilendirmektedir. Kent ve Sefil-Tansever (2021) benzer bir çalışmayı 2006-2014 dönemi için farklı bir veri seti ile (*Kazanç Yapısı Araştırması*) yürütmüş, genel olarak benzer bulgulara ulaşırken üniversite mezunları arasında, önceki çalışmaların aksine, grup içi eşitsizliğin azaldığı sonucuna varmıştır. Yazarlar bu bulguya, üniversite mezunları arasında nispi talebin yüksek vasıflı çalışanlardan düşük vasıflılara doğru kayması ve aşırı eğitim tartışması ekseninde açıklama getirmiştir.

Ücret eşitsizliği, genel eşitsizliğin yanı sıra cinsiyet (Kara (2006), İlkaracan ve Selim (2007), Aktaş ve Uysal (2016), Tekgüç, Eryar ve Cindoğlu (2017)), sektörler (Bozdoğan (2021)) ve meslekler (Eriş-Dereli (2021), Özbay-Daş (2021)) gibi farklı işgücü özellikleri

ekseninde de ele alınmıştır. Bahsi geçen çalışmaların tümü, ülke genelindeki ücret eşitsizliğini bölgesel boyut gözetmeksizin analiz etmektedir. Ancak çok sayıda araştırmanın ortaya koyduğu üzere Türkiye’nin bölgeleri arasında kalıcı ve belirgin gelir eşitsizlikleri bulunduğu bilinen bir olgudur. Ücret eşitsizliğini bölgesel düzeyde inceleyen sınırlı sayıda araştırmadan biri olan Elveren ve Galbraith (2009), imalat sanayinde 1980-2001 dönemi için alt sektörler, iller, coğrafi bölgeler ve Doğu-Batı ekseninde ücret eşitsizliğini araştırmıştır. Çalışma genel olarak, iller arası ücret eşitsizliğinin neo-liberal dönemde (1980-1994) artarken 90’ların ortalarından itibaren azaldığını, bölgeler arası eşitsizliğin pek değişmediğini ve Türkiye ekonomisinin ikili Doğu-Batı yapısını koruduğunu ortaya koymaktadır. Elveren (2010), bahsedilen bu çalışmayı aynı dönem için İBBS-1 ve İBBS-2 bölgeleri düzeyinde yeniden ele almakta ve dönem kapsamını (2003-2007) genişleterek 2000 sonrasına ilişkin bulgular sunmaktadır. İncelenen birinci döneme ilişkin bulgular her iki bölge sınıflandırmasında da önceki çalışma ile tutarlı sonuçlar üretmekte ve 2000 sonrasında bölgeler arasındaki eşitsizliğin arttığını ortaya koymaktadır. Taştan ve Akar (2013) yukarıdaki iki çalışmaya benzer bir araştırmayı 1992-2010 dönemi için yapmıştır. Çalışmanın temel bulguları, imalat sanayiinde özellikle kriz yıllarında sektörler arası ücret eşitsizliğinin arttığı, bölgeler arası eşitsizliğin 90’ların ortalarından itibaren düşüş eğiliminde olduğu ancak Batı ve Doğu bölgeleri arasındaki eşitsizliğin arttığına işaret etmektedir. Bu çalışmaların zayıf bir noktası, eşitsizliği incelerken toplulaştırılmış bölgesel verilerin kullanılmasına bağlı olarak Theil endeksinin yalnızca gruplar arası bileşenini ele almasından kaynaklanmaktadır. Mikro verilerin yokluğunda, eşitsizliğin grup içi bileşeni gözlemlenemez, dolayısıyla gruplar arası bileşen, genel ücret eşitsizliğinin alt sınır tahminini sağlar. Sefil-Tanşever ve Kent (2018) Gelir ve Yaşam Koşulları Araştırması mikro veri setini kullanarak 2006 ve 2014 yılları için Theil-T endeksinin gruplar arası bileşenini işgücünün çeşitli niteliksel alt gruplarına ayrıtarak bölgesel kazanç eşitsizliğinin evrimini araştırmıştır. Eğitimin bölgesel düzeyde toplam ve marjinal katkıları bakımından artan önemi, Türkiye’de işgücü piyasasında eğitime dayalı beşerî sermayeden kaynaklanan kazanç farklılıklarının bölgesel düzeyde daha önemli hale geldiğini göstermektedir. Kent (2022) ise bölge içi bileşeni hesaba katmaya izin veren mikro verileri (HİA) kullanarak 2004-2019 dönemi için ücret eşitsizliğinin evrimini incelemiş ve 2000 sonrası bu dönemde ücret eşitsizliğinde gözlemlenen belirgin düşüşün ağırlıklı olarak Türkiye’nin bölgeleri arasında değil, bölgeleri içindeki eşitsizliğin azalmasından kaynaklandığını göstermiştir. Bölgesel düzeyde yürütülen bu çalışmalar eşitsizliğin evriminde bölgelerin katkısını ortaya koymakla birlikte kullanılan yöntem itibarıyla bu katkının nelerden kaynaklandığını açıklayamamaktadır. Bu çalışma, bölge içi ücret eşitsizliğinin hangi kaynaklara bağlı olarak şekillendiğini, bunların bölgeler arasında ve hatta bölgesel ücret dağılımlarının çeşitli noktalarında farklılık gösterip göstermediğini araştırarak literatüre katkıda bulunmayı hedeflemektedir.



### 3. Metodoloji

Bölge içi ücret farklılıklarını analiz etmek için Melly (2005) tarafından geliştirilen yüzdeler dilimlerin ayrıştırılmasına dayanan (quantile-based decomposition) yöntem kullanılmıştır. Bu yöntem temelinde, ücret dağılımındaki farklılıkları ayrıştırmada kullanılacak karşı-olgusal (counterfactual) dağılımları simüle etmeye olanak tanır. Yöntemin amacı, Juhn vd. (1993) ile benzer şekilde, zaman içinde ücret eşitsizliğindeki değişimleri niteliklerdeki değişimler, katsayılardaki değişimler ve kalıntılardaki değişimler olmak üzere üç bileşene ayırmaktır. Melly (2005) gösterimini takip ederek, başlangıç  $t=19$  (2019) ve bitiş  $t=04$  (2004) yılları için ücret dağılımının merkezi eğilim ölçülerinden medyanı alarak aşağıdaki gibi bir ücret denklemi yazılabilir:

$$\ln w_i^t = x_i^t \beta^t(0.5) + u_i^t, \quad t = 19, 04 \quad (1)$$

Denklem (1)'de  $\ln w_i^t$  reel (log) saatlik ücreti,  $i = 1, \dots, n$  her  $t$  yılındaki gözlem sayısını,  $\beta^t(0.5)$   $t$  yılında medyan regresyonun katsayı vektörünü,  $x_i^t$  bir dizi açıklayıcı değişkeni ve  $u_i^t$  hata terimini temsil etmektedir.

Daha sonra birinci karşı olgusal ücret dağılımı, yani bireysel özelliklerin dağılımı 2019 dönemindeki ile aynı olsaydı 2004 döneminde geçerli olacak dağılım tahmin edilmelidir. Bu,  $x_i$ 'nin 2019 yılındaki dağılımı üzerinden aşağıdaki ifadeyi minimize ederek ve 2004 dönemi için katsayı tahminlerini kullanarak hesaplanabilir.

$$\hat{q}(\hat{\beta}^{04}, x^{19}) = \inf \left\{ q: \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N (\tau_j - \tau_{j-1}) 1(x_i^{19} \hat{\beta}^{04}(\tau_j) \leq q) \geq \theta \right\} \quad (2)$$

Denklem (2),  $\theta$ . yüzdeler dilimdeki karşı olgusal dağılımı göstermektedir.  $\hat{q}(\hat{\beta}^{04}, x^{19})$  ile  $\hat{q}(\hat{\beta}^{04}, x^{04})$  arasındaki fark niteliklerdeki değişim ile açıklanmaktadır.

Katsayıların etkisini kalıntılardan ayırmak için öncelikle kalıntıların  $x$ 'e koşullu dağılımı  $\tau$ . yüzdeler dilimde  $x(\hat{\beta}(\tau) - \hat{\beta}(0.5))$  ile tutarlı bir şekilde tahmin edilmektedir. Niteliklerin medyanda getirisi 2019 dönemininkine eşit olsaydı, ancak kalıntılar 2004 döneminde olduğu gibi dağılsaydı var olacak olan ücret dağılımı ise şu şekilde tahmin edilir:  $\hat{q}(\hat{\beta}^{m19,r04}, x^{19})$ . Buradaki  $\hat{\beta}^{m19,r04}$  vektörü,  $j$ . ögesi  $\tau_j$  yüzdeler dilimi için  $\hat{\beta}^{m19,r04}(\tau_j) = \hat{\beta}^{19}(0.5) + \hat{\beta}^{04}(\tau_j) - \hat{\beta}^{04}(0.5)$  ifadesi ile temsil edilmektedir. Sonuç olarak  $\hat{q}(\hat{\beta}^{m19,r04}, x^{19})$  ile  $\hat{q}(\hat{\beta}^{04}, x^{19})$  arasındaki fark, nitelikler ve kalıntılar aynı seviyede tutulduğu için katsayılardaki değişikliklerden kaynaklanmaktadır. Son olarak,  $\hat{q}(\hat{\beta}^{19}, x^{19})$  ve  $\hat{q}(\hat{\beta}^{m19,r04}, x^{19})$  arasındaki fark kalıntılardan kaynaklanan değişimi temsil etmektedir.

Aşağıdaki ifade, belirli bir yüzdelik dilim için 2019 ile 2004 arasındaki ücret değişiminden sorumlu üç etkiyi (kalıntılar, katsayılar ve nitelikler) özetlemektedir:

$$\begin{aligned} \hat{q}(\hat{\beta}^{19}, x^{19}) - \hat{q}(\hat{\beta}^{04}, x^{04}) &= \hat{q}(\hat{\beta}^{19}, x^{19}) - \hat{q}(\hat{\beta}^{m19,r04}, x^{19}) \\ &+ \hat{q}(\hat{\beta}^{m19,r04}, x^{19}) - \hat{q}(\hat{\beta}^{04}, x^{19}) \\ &+ \hat{q}(\hat{\beta}^{04}, x^{19}) - \hat{q}(\hat{\beta}^{04}, x^{04}) \end{aligned} \quad (3)$$

Denklem (3)'te eşitliğin sağında yer alan ilk satırdaki terim iki yıl arasında gözlemlenen ücret farkının, belirli bir grup içindeki ücretlerin değişimiyle açıklanan kısmını temsil eden grup-içi bileşen ya da *kalıntıların etkisini* göstermektedir. İkinci satırda görülen terim ücret farkının belirli grupların değişen ücret primleri ile açıklanan kısmını, gruplar arası bileşen olarak da ifade edilen *katsayıların etkisini* gösterir. Son olarak, üçüncü satırdaki terim, ücret farkının işgücünün bileşimindeki değişikliklerle açıklanan *niteliklerin etkisini* temsil eder.

Melly (2005) tarafından geliştirilen bu yöntem tüm yüzdelik dilimler için karşı-olgusal dağılımı tahmin etmeye izin verdiği için eşitsizlik ölçümlerinde kullanılan pek çok farklı istatistiği de (örn. varyans, Gini katsayısı, P90-P10 farkı, değişkenlik katsayısı vb.) ayırıştırılabilmeye imkân tanır. Diğer çalışmalarda olduğu gibi (Autor vd. (2008), Dustmann vd. (2009)) bu çalışma da bölge-içi eşitsizliklerin evrimini, genel ücret eşitsizliğini temsilen P90-P10 ve sırasıyla dağılımın alt ve üst kuyruklarındaki eşitsizliği gösteren P50-P10 ve P90-P50 farkının ayrıştırılması yoluyla ele alacaktır.

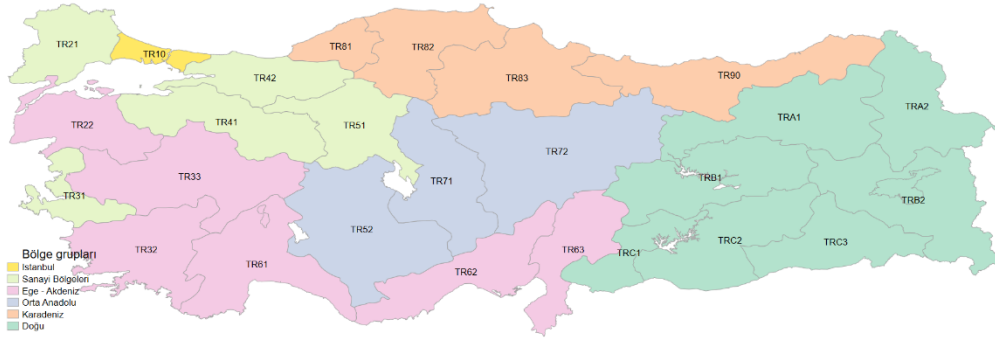
#### 4. Veri

Bu çalışmada TÜİK tarafından yürütülen Hanehalkı İşgücü Araştırması (HİA) sonuçlarına göre derlenen İşgücü İstatistikleri Mikro Veri Seti (2004, 2019) kullanılmıştır. Bu veri seti hanehalkı bilgilerinin yanı sıra hanedeki fertlerin kişisel nitelikleri (cinsiyet, yaş, medeni durum, vb.), eğitim durumu, istihdam durumu, çalışma saatleri, geliri ve çalışılan esas ve ek işe ilişkin ayrıntılı bilgiler sunmaktadır. Bu çalışmanın amacı doğrultusunda oluşturulan örneklem, tarım dışı özel sektörde tam zamanlı ve ücretli çalışan 15-64 yaş arası fertleri kapsamaktadır. Söz konusu veri setinde ücret bilgisi doğrudan gözlemlenemediğinden esas işten elde edilen aylık toplam net nakdi gelir ve esas işte haftalık çalışma saati değişkenleri kullanılarak cari saatlik ücretler elde edilmiştir<sup>5</sup>. Elde edilen bu ücretler, yıllık tüketici fiyat endeksleri kullanılarak 2008 yılı sabit fiyatlarıyla reel saatlik ücretlere dönüştürülmüştür. Son olarak reel saatlik ücretlerin doğal logaritmik dönüşümü yapılmıştır. Analiz boyunca kullanılacak olan bu değişken kısaca ücret olarak anılacaktır.

<sup>5</sup> Literatürle uyumlu olarak, *cari saatlik ücret = aylık gelir × 12 / haftalık çalışma saati × 52* formülüne dayanarak hesaplanmıştır.

HİA anket sonuçları 2004 yılından itibaren İstatistiki Bölge Birimleri Sınıflaması (İBBS) Düzey-2'ye göre yayımlanmaya başlanmıştır. Bu çalışmada ise Düzey-2 altında yer alan 26 bölge, ücret ve işgücü piyasası özelliklerine göre benzerlik gösteren 6 bölge tanımlaması altında toplulaştırılmıştır<sup>6</sup>. Buna göre oluşturulan bölge grupları Şekil 1'de gösterildiği gibi şöyledir: (i) *İstanbul* (TR10), (ii) *Sanayi Bölgeleri* (TR21, TR31, TR41, TR42 ve TR51), (iii) *Ege – Akdeniz* (TR22, TR32, TR33, TR61, TR62, TR63), (iv) *Orta Anadolu* (TR52, TR71, TR72), (v) *Karadeniz* (TR81, TR82, TR83, TR90) ve (vi) *Doğu* (TRA1, TR12, TRB1, TRB2, TRC1, TRC2, TRC3).

**Şekil 1:** Bölge grupları



**Kaynak:** Düzey-2 bölgelerine dayanarak yazar tarafından oluşturulmuştur.

Tablo 1<sup>7</sup> incelenen dönemin başında ve sonunda gözlemlenen ortalama ücretleri ve ücret eşitsizliğinin temel göstergeleri olarak nitelendirilen farklı yüzdelik dilimlerdeki logaritmik ücret farklarını göstermektedir. P90-P10 farkı temel olarak genel ücret eşitsizliğindeki değişimi özetlerken, P90-P50 ücret dağılımının üst kuyruğundaki, P50-P10 farkı ise dağılımın alt kuyruğundaki eşitsizliğini gösterir (Autor vd., 2008). Tablo 1 ayrıca ücret ortalamalarının ve eşitsizlik göstergelerinin bölgeler arasındaki dağılımını ölçen değişkenlik katsayısını (CV) göstermektedir. Türkiye’de bölge içi ücret eşitsizliğindeki heterojenliği yanı sıra ortalama ücretlerde önemli farklılıklar olduğu açıktır. Genel olarak, bölgesel ortalama ücretler zaman içinde birbirine yaklaşırken, eşitsizlik düzeylerindeki bölgesel değişkenlik genişlemiştir. İncelenen dönem başında, ücretlerin en yüksek olduğu bölge İstanbul en düşük olduğu ise Doğu bölgeleridir ve bu durum dönem boyunca değişmemiştir. Genel

<sup>6</sup> Böyle bir toplulaştırma işleminin tercih edilme sebebi 26 bölge içerisinde birbirine çok benzer sonuçlar üreten bölgelere ilişkin birbirini tekrar eden yorumlardan kaçınmak ve olabildiğince rafine bir analiz sunmaktır. Literatürdeki benzer toplulaştırma işlemleri için bkz. Dickey (2007), Pereira ve Gelago (2015), Herrera-Idárraga vd. (2016).

<sup>7</sup> Tablo 1 ve bundan sonraki tüm tablolar İşgücü İstatistikleri Mikro Veri Setine (2004, 2019) dayanarak yazar tarafından oluşturulmuştur.

ücret eşitsizliğinde incelenen dönemde belirgin bir azalma eğilimi göze çarpmaktadır. Ancak Doğu bölgeleri bu duruma bir istisna oluşturmaktadır. Diğer tüm bölgelerde eşitsizlik azalırken, Doğu’da genel ücret eşitsizliği artış göstermiştir. Bu durumun, ücret dağılımının üst kısmında değil tamamen alt kısmındaki eşitsizlik artışlarından kaynaklandığı göze çarpmaktadır. Bunun yanı sıra, ücret eşitsizliğindeki azalış İstanbul’da diğer bölgelere kıyasla sınırlıdır. Bir başka deyişle, ücret eşitsizliği her bölgede azalmakla birlikte en az İstanbul’da azalmıştır. İstanbul’da bu azalışın kaynağı tamamen ücret dağılımının alt kuyruğundaki değişimlerdir. P90-P50 farkından görüleceği üzere İstanbul’da dağılımın üst kısmında eşitsizlik artmıştır. Diğer bölgelerde eşitsizlik dağılımın her iki ucunda azalsa da genel ücret eşitsizliğine bu iki ucun yaptığı katkı yine de farklılık göstermektedir. Örneğin Sanayi Bölgeleri’nde eşitsizlik dağılımın üst kısmında daha fazla azalırken Ege-Akdeniz bölgelerinde ücret dağılımının alt kuyruğunda eşitsizlik daha fazla azalmıştır. Bu gözlemler, Türkiye’de bölgesel ücret eşitsizliği seviyelerinde farklılıklar olduğunu ve 2004-2019 yılları arasında ücret eşitsizliğinin farklı bölgesel dinamiklere sahip olduğunu göstermektedir.

**Tablo 1:** Ortalama (log) reel saatlik ücret ve eşitsizlik endeksleri

	<u>Ortalama</u>		<u>P90-P10</u>		<u>P90-P50</u>		<u>P50-P10</u>	
	2004	2019	2004	2019	2004	2019	2004	2019
İstanbul	1.068	1.557	1.269	1.194	0.758	0.799	0.511	0.396
Sanayi Bölgeleri	0.867	1.504	1.243	1.002	0.763	0.606	0.480	0.396
Ege-Akdeniz	0.622	1.322	1.358	1.001	0.615	0.550	0.742	0.452
Orta Anadolu	0.597	1.271	1.253	0.863	0.539	0.409	0.714	0.454
Karadeniz	0.534	1.292	1.307	0.965	0.650	0.509	0.657	0.456
Doğu	0.524	1.077	1.138	1.161	0.534	0.442	0.604	0.719
Türkiye	0.833	1.424	1.360	1.070	0.754	0.667	0.606	0.403
<i>Değişkenlik Katsayısı (CV)</i>	<i>31.105</i>	<i>12.975</i>	<i>5.834</i>	<i>12.111</i>	<i>15.739</i>	<i>25.388</i>	<i>17.258</i>	<i>25.355</i>

Tablo 2 analizde kullanılacak değişkenlere ilişkin tanımlayıcı istatistikleri sunmaktadır. İstanbul, dönem başı ve sonu itibarıyla üniversite mezunu ve yüksek düzey beceri gerektiren mesleklerde çalışan yüzdesi en yüksek olan bölgedir. Genel olarak, çalışanların eğitim seviyelerinde belirgin bir yükseliş göze çarpmaktadır. İncelenen on beş yıllık dönemde tüm bölgelerde üniversite mezunu ücretli çalışan oranı çarpıcı bir şekilde artmıştır. Aynı zamanda bölgesel ücretli istihdam içinde yüksek beceri gerektiren mesleklerde çalışanların oranı da (her ne kadar Orta Anadolu ve Doğu’da sınırlı olsa da) artış göstermiştir. Eğitim ve beceri seviyeleri yıllar içinde artsa bunların dağılımı bölgesel olarak farklılıklar sergile-

mektedir. Çalışanların deneyim seviyelerinde bölgesel farklılıklar o kadar belirgin değilken kıdem seviyelerinde daha belirgin hale gelmektedir. İstanbul ve Sanayi Bölgeleri'nde ortalama kıdem düzeyi dönem başında diğer bölgelerden daha düşüktür. Bu iki bölgede ortalama kıdemde sınırlı bir artış olurken diğer bölgelerde düşüş gözlenmektedir. Kadın istihdam oranı, dönem başında bölgeler arasında önemli farklılıklar gösterirken dönem boyunca kadın istihdamındaki belirgin artışla, Orta Anadolu ve Doğu bölgeleri hariç olmak üzere, bölgesel olarak birbirine yakın değerler sergilemektedir.

Ücretli istihdama ilişkin ilginç bir durum da kayıtdışı çalışmaya ilişkin göze çarpmaktadır. Kayıtdışı çalışan oranı dönem boyunca tüm bölgelerde belirgin bir şekilde azalırken bölgesel farklılıklar varlığını korumaktadır. En düşük kayıtlı çalışma oranı (%9) Sanayi Bölgeleri'nde iken bu oran Doğu bölgelerinde en yüksek değere (%32,5) sahiptir. Son olarak bölgeler, sektörel bileşimleri göz önüne alındığında birbirinden farklı yapılar sergilemektedir ve bu yapılar dönem boyunca değişime uğramıştır. Genel bir eğilim olarak, tüm bölgelerde istihdam içinde imalat sektörü payının hizmetler lehine azaldığı görülmektedir. Bu durum en belirgin İstanbul ve ikinci olarak Sanayi Bölgeleri'nde gözlenmektedir. Teknoloji yoğunluğuna göre sektörel kırılımlara bakıldığında düşük teknoloji yoğun imalat sektöründe çalışanların oranının, Doğu hariç tüm bölgelerde dönem boyunca azaldığı buna karşılık yüksek teknoloji ve bilgi yoğun hizmetler sektöründe çalışanların oranının ise her bölgede arttığı göze çarpmaktadır. Ancak benzer eğilimler sergilese de bölgeler sektörel bileşimlerine göre farklılıklar göstermeye devam etmektedir.

Tablo 2: Beşimleyici İstatistikler

	İstanbul		Sanayi Bölgeleri		Ege-Akdeniz		Orta Anadolu		Karadeniz		Doğu		Türkiye	
	2004	2019	2004	2019	2004	2019	2004	2019	2004	2019	2004	2019	2004	2019
<i>Çinsiyet (Kadın=1)</i>	23.33	31.17	21.71	29.96	19.48	30.29	7.99	22.67	16.91	31.91	6.43	23.58	19.84	29.53
Kayıtlı	31.63	11.91	26.24	8.96	41.88	14.86	40.41	14.91	46.49	17.55	69.96	32.51	35.86	13.84
Deneyim	17.48	19.70	17.35	20.05	17.74	20.61	17.22	19.84	17.41	20.78	17.38	19.67	17.47	20.05
	(10.52)	(12.24)	(10.5)	(11.92)	(11.04)	(12.24)	(10.75)	(12.39)	(11.03)	(12.45)	(10.64)	(12.69)	(10.66)	(12.21)
Kıdem	4.44	4.62	4.82	4.96	5.34	4.97	5.27	4.83	6.24	5.38	5.79	4.30	4.96	4.82
	(5.02)	(5.48)	(5.46)	(5.75)	(6.14)	(5.69)	(5.85)	(5.62)	(6.81)	(6.02)	(5.55)	(5.2)	(5.59)	(5.62)
Lise	24.97	22.79	29.76	30.51	24.10	27.60	24.13	26.95	29.03	30.66	21.84	22.97	26.24	26.73
Üniversite	11.98	29.26	9.30	25.51	7.79	21.86	6.64	18.29	5.85	21.69	4.72	16.37	9.28	24.56
Düşük vasıflı meslekler	70.19	63.35	73.12	66.61	75.22	69.70	74.83	73.26	72.96	71.12	76.06	74.29	72.78	67.49
Orta vasıflı meslekler	9.66	9.00	7.92	9.24	6.42	7.31	6.00	6.16	5.39	7.45	4.87	5.31	7.78	8.18
Yüksek vasıflı meslekler	9.50	15.84	6.22	11.69	5.27	8.78	6.23	6.74	5.28	8.23	6.23	6.90	7.11	11.52
Yüksek & Orta-Yük. İmalat	8.47	6.16	13.16	13.24	5.00	4.77	6.23	7.65	1.87	2.55	6.36	1.16	8.56	7.47
Orta-Düşük İmalat	6.55	5.82	9.26	9.79	7.66	8.37	10.23	10.15	7.05	8.13	4.01	4.33	7.60	7.75
Düşük İmalat	32.30	20.49	26.21	18.50	23.34	18.52	25.18	22.19	19.31	17.15	19.29	22.41	26.81	19.60
Yüksek T. & Bilgi Y. Hizmet	12.93	25.86	8.46	16.62	7.92	15.96	8.52	15.24	8.75	17.54	13.45	19.38	10.25	19.57
Düşük T. Hizmetler	35.72	37.33	36.75	35.96	47.58	45.10	43.41	38.51	49.08	45.43	51.33	44.99	40.46	39.57

**Not:** Meslekler, Uluslararası Standart Meslek Sınıflamasına (ISCO) göre ana gruplar itibarıyla beceri seviyesine göre 4 sınıfa ayrılmıştır. Bunlar; (i) Vasıf meslekleri: 9, (ii) Düşük vasıflı meslekler: 4+5+6+7+8, (iii) Orta vasıflı meslekler: 3, (i) Yüksek vasıflı meslekler: 1+2. Ana meslek grubu tanımları ve ayrıntılı bilgi için bkz. ILO (2012, s.14). Sektörel sınıflamalar ise Eurostat tarafından kullanılan imalat ve hizmetler sektörü teknoloji sınıflandırmasına göre toplulaştırılmıştır bkz Aggregations of manufacturing and services based on NACE Rev. 2

## 5. Bulgular

### 5.1. Ücret denklemleri

Melly (2005) tarafından önerilen ücret ayrıştırmasını uygulamak için seçilmiş yüzdeler dilimlerde bölgesel ücret denklemleri tahmin edilmiştir. Bağımlı değişken reel saatlik ücretin logaritmasıdır. Açıklayıcı değişkenler olarak, cinsiyet, deneyim, kıdem, eğitim, kayıtdışı çalışma durumu, sektör ve meslek kuklaları kullanılmıştır<sup>8</sup>.

Tahmin sonuçlarına geçmeden önce ücret denklemi tahminlerinde tipik olarak karşılaşılan ve literatürde önemle vurgulanan bir konuya, eğitim değişkeninin içsellik (endogeneity) sorununa değinmek gerekir. Ücret denklemi tahminlerinden elde edilen eğitimin getirisi kaçınılmaz olarak gözlemlenemeyen yetenek bileşenini içinde barındıracaktır. Ne yazık ki veri setinde bu problemi kontrol etmeye yarayacak uygun araç değişkenler bulunmamaktadır. Duranton ve Monastriotis (2002) gözlemlenemeyen yeteneklerin dağılımında herhangi bir mekânsal yanlılık olmadığı sürece bunun önemli bir problem olmayacağını ve bu tür bir mekânsal seçim yanlılığının üç ana biçimde ortaya çıkabileceğini belirtmektedir. Bazı gözlemlenemeyen bölgesel özellikler; örneğin yüksek eğitim gerektirmeyen ancak yüksek getiri sağlayan bölgeye özel bir iktisadi faaliyetin varlığı, eğitim donanımı üzerinde etkili olabilecektir. İkinci tür bir mekânsal seçim yanlılığı, gözlemlenemeyen yeteneklerin eşit olmayan bir mekânsal dağılımına yol açan göç kalıplarından kaynaklanıyor olabilir. Örneğin, İstanbul'un daha yüksek gözlemlenemeyen yeteneklere sahip, daha yüksek ücretler talep eden bireyleri çekmesi pekâlâ beklenti dahilindedir. Duranton ve Monastriotis (2002) daha küçük coğrafi birimler düzeyinde bunun bir problem olabileceğini ancak bölgesel düzeydeki analizlerde öne çıkacak bir endişe olmaktan uzak olduğunu belirtmiştir. Yine de analizde bu potansiyeli hesaba katarak, gözlemlenemeyen yetenek bileşenini yakalayacak ve böylelikle mekânsal seçim yanlılığını kısmen düzeltecek mesleki kukla değişkenleri kullanılmıştır. Üçüncüsü, gözlemlenemeyen yetenekler, tam zamanlı istihdam olasılığını etkileyebilmektedir. Gözlemlenemeyen özelliklerin bölgelere göre dağılımı aynı olsa bile tam zamanlı bir iş bulma olasılığı bölgeler arasında farklılık gösteriyorsa, çalışanlar için gözlemlenemeyen özelliklerin bölgelere göre dağılımı farklı olacaktır. Bu olasılığı göz önünde bulundurarak bölgesel ücret denklemleri, istihdam seçim yanlılığı için kontrol edecek şekilde tahmin edilmiş ve analiz sonuçlarının güçlü bir şekilde etkilenmediği görülmüştür.

<sup>8</sup> Kukla değişkenlerden cinsiyet değişkeni kadın çalışanlar için, eğitim değişkeni lise ve üniversite mezunları için, kayıtdışı değişkeni ise kayıtdışı çalışanlar için 1, aksi halde 0 değerini almaktadır. Sektör ve meslek kuklaları Tablo 2 notta belirtilen teknoloji ve beceri düzeylerine göre oluşturulmuştur. Sektörler için inşaat, meslekler içinse vasıfsız meslekler referans kategoriyi oluşturmaktadır.

Ayrıca eğitim etkisinin koşullu yüzdeler dilimlerde tahmini, eğitimin ücretler üzerindeki etkilerinde var olan bireysel heterojenliği hesaba katmaya izin vermektedir (Hartog vd., 2001).

Tablo 3, 2004 ve 2019 için bölgesel düzeyde tahmin edilen 10., 50. ve 90. yüzdeler dilim (P10, P50 ve P90) regresyon katsayılarını sunmaktadır. Katsayı tahminleri genel olarak istatistiksel olarak anlamlıdır ve işaretler beklenen yöndedir. Kadınlar erkeklere göre, kayıtdışı çalışanlar ise kayıtlılara göre daha düşük ücret almaktadır. En belirgin eğilim, 2004’ten 2019’e tüm yüzdeler dilimlerde eğitime (lise ve üniversite) ilişkin ücret primlerindeki genel düşüştür. Meslekleri vasıflar söz konusu olduğunda, özellikle yüksek vasıflı mesleklerde katsayılar karışık sonuçlar sunmaktadır. Düşük ve orta vasıflı mesleklerde birkaç istisnai durum dışında ücret primleri genel olarak düşüş eğilimi sergilemektedir<sup>9</sup>. Yüksek vasıflı mesleklerde İstanbul ve Ege-Akdeniz bölgelerinde 50. ve 90. yüzdeler dilimlerde, Sanayi Bölgeleri ile Karadeniz’de ise tüm yüzdeler dilimlerde ücret primi yükselmiştir. Orta Anadolu’da yüksek vasıflı mesleklerin ücret primi yalnızca 10. yüzdeler dilimde artarken Doğu bölgelerinde dağılımın iki ucunda (P10 ve P90) artmıştır. Sonuç olarak, bu eğilimler çalışanların niteliklerine ilişkin getirilerde bir düşüşe ve dolayısıyla gruplar arasındaki ücret eşitsizliğinde bir azalmaya işaret edebilir. Bir sonraki alt bölüm, ücret değişimlerinin ve eşitsizliğinin yüzdeler dilimlerde ayrıştırılması yoluyla bu konuya ışık tutacaktır.

Çalışan özelliklerinin ücret dağılımı üzerindeki etkisini analiz etmek için 90. ve 10. yüzdeler dilimlerdeki katsayılar arasındaki fark test edilmiştir. Eğer bu fark istatistiksel olarak anlamlıysa, çalışan özelliklerinin düzeyindeki farklılıklar, grup içi ücret eşitsizliğine yansiyacaktır. Örneğin, deneyim için fark pozitif (negatif) ise, grup içi eşitsizlik deneyim düzeyi arttıkça artacaktır (azalacaktır). Sonuçlar, çoğu durumda, P90-P10 arası farkın istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif olduğunu, özellikle üniversite eğitimi ve yüksek vasıflı meslekler için grup içi eşitsizlikte bir artış olduğunu göstermektedir. Ulusal düzeyde yapılan daha önceki çalışmalar da Türkiye’de üniversite priminin ücret dağılımı boyunca arttığını ve dolayısıyla üniversite eğitiminin grup içi eşitsizliğin artmasına katkıda bulunduğu ortaya koymuştur (Tansel ve Bodur (2012), Özbay-Daş ve Doğruel (2017), Kent ve Sefil-Tansever (2021)).

---

<sup>9</sup> Bu istisnalar düşük vasıflı mesleklerde Orta Anadolu’da (P10), orta vasıflı mesleklerde ise İstanbul (P50 ve P90) ve yine Orta Anadolu’da (P50) ortaya çıkmaktadır.



Tablo 3: Bölgesel ücret denklemleri- dilim regresyon katsayıları

	İSTANBUL						SANAYİ BÖLGELERİ						EGE-AKDENİZ					
	2004		2019		2004		2019		2004		2019		2004		2019			
	P10	P50	P90	P10	P50	P90	P10	P50	P90	P10	P50	P90	P10	P50	P90			
Kadın	-0.061*	-0.066*	-0.072*	-0.047*	-0.086*	-0.098*	-0.024 <sup>§</sup>	-0.067*	-0.089*	-0.070*	-0.097*	-0.165*	-0.125*	-0.051*	-0.088*	-0.033*	-0.053*	-0.153*
Kayıtlı	-0.182*	-0.134*	-0.100*	-0.520*	-0.150*	-0.115*	-0.399*	-0.214*	-0.175*	-0.754*	-0.281*	-0.136*	-0.639*	-0.318*	-0.214*	-0.762*	-0.447*	-0.205*
Deneyim	0.026*	0.030*	0.040*	0.015*	0.022*	0.027*	0.035*	0.031*	0.038*	0.013*	0.019*	0.026*	0.039*	0.031*	0.032*	0.017*	0.015*	0.024*
Deneyim <sup>2</sup>	-0.052*	-0.057*	-0.069*	-0.030*	-0.038*	-0.047*	-0.071*	-0.059*	-0.070*	-0.025*	-0.037*	-0.047*	-0.068*	-0.053*	-0.052*	-0.030*	-0.027*	-0.043*
Kıdem	0.015*	0.021*	0.021*	0.003	0.007*	0.006 <sup>§</sup>	0.015*	0.025*	0.046*	0.007*	0.014*	0.020*	0.010 <sup>+</sup>	0.014*	0.029*	0.011*	0.005*	0.015*
Kıdem <sup>2</sup>	-0.022	-0.029 <sup>+</sup>	-0.016	0.015	0.019 <sup>+</sup>	0.047*	-0.027	-0.041*	-0.091*	-0.003	-0.010 <sup>§</sup>	-0.016 <sup>§</sup>	-0.046 <sup>+</sup>	-0.028*	-0.050*	-0.030*	0.014	0.011
Dışlık yasatılı	0.093*	0.126*	0.138*	-0.033 <sup>+</sup>	0.031*	0.085*	0.028 <sup>§</sup>	0.040*	0.075*	0.014 <sup>§</sup>	0.026*	0.062*	0.025	0.004	0.023	-0.033 <sup>+</sup>	-0.014 <sup>+</sup>	0.005
Orta yasatılı	0.172*	0.193*	0.287*	0.113*	0.202*	0.307*	0.130*	0.216*	0.297*	0.113*	0.155*	0.258*	0.160*	0.150*	0.345*	0.033	0.100*	0.217*
Yüksek yasatılı	0.307*	0.489*	0.665*	0.302*	0.527*	0.825*	0.204*	0.381*	0.648*	0.211*	0.468*	0.763*	0.143*	0.354*	0.564*	0.124*	0.359*	0.620*
Lise	0.135*	0.178*	0.314*	0.093*	0.126*	0.175*	0.193*	0.198*	0.276*	0.073*	0.101*	0.145*	0.227*	0.209*	0.236*	0.112*	0.096*	0.168*
Üniversite	0.462*	0.707*	0.963*	0.251*	0.363*	0.590*	0.453*	0.539*	0.738*	0.181*	0.258*	0.465*	0.496*	0.533*	0.757*	0.226*	0.207*	0.433*
Sabit terim	0.028	0.358*	0.583*	0.379*	0.959*	1.165*	-0.419*	0.167*	0.436*	0.222*	0.847*	1.166*	-0.865*	0.083 <sup>+</sup>	0.463*	0.093 <sup>+</sup>	0.700*	1.057*
N	9,995			9,630			12,598			17,046			8,109			11,956		

Tablo 3: Bölgesel ücret denklemleri- dilim regresyon katsayıları (devamı)

	ORTA ANADOLU			KARADENİZ			DOĞU					
	2004	2019	N	2004	2019	N	2004	2019	N			
Kadın	<u>P10</u> -0.100	<u>P50</u> -0.085*	<u>P90</u> 0.003	<u>P10</u> -0.007	<u>P50</u> -0.084*	<u>P90</u> -0.142**	<u>P10</u> -0.097**	<u>P50</u> -0.092**	<u>P90</u> -0.110**	<u>P10</u> -0.010	<u>P50</u> -0.051**	<u>P90</u> -0.133**
Kayıtlı	-0.440**	-0.284**	-0.180**	-0.749**	-0.420**	-0.159**	-0.419**	-0.268**	-0.215**	-0.585**	-0.356**	-0.196**
Deneyim	0.061**	0.040**	0.037**	0.017**	0.017**	0.024**	0.049**	0.041**	0.039**	0.014**	0.017**	0.021**
Deneyim <sup>2</sup>	-0.113**	-0.074**	-0.061**	-0.028**	-0.030**	-0.041**	-0.090**	-0.069**	-0.066**	-0.026**	-0.029**	-0.036**
Kadım	0.001	0.004	0.011	0.005 <sup>§</sup>	0.003	0.002	0.013 <sup>§</sup>	0.014**	0.027**	0.001	-0.002	0.010 <sup>+</sup>
Kadım <sup>2</sup>	0.036	0.033 <sup>§</sup>	0.019	-0.009	0.002	0.067**	-0.043	-0.033**	-0.056**	0.009	0.039**	0.027
Diğışik yasılı	-0.072	0.031	0.126**	0.014	0.017	0.035 <sup>+</sup>	0.063 <sup>§</sup>	0.048 <sup>+</sup>	0.062 <sup>§</sup>	-0.013	-0.005	-0.017
Orta yasılı	0.121 <sup>+</sup>	0.108 <sup>+</sup>	0.167	0.056 <sup>§</sup>	0.111**	0.162**	0.152**	0.164**	0.312**	0.091**	0.137**	0.164**
Yüksek yasılı	0.088	0.402**	0.670**	0.227**	0.359**	0.520**	0.132 <sup>§</sup>	0.241**	0.456**	0.177**	0.342**	0.552**
Lise	0.318**	0.221**	0.270**	0.128**	0.095**	0.139**	0.244**	0.247**	0.275**	0.106**	0.092**	0.134**
Üniversite	0.580**	0.445**	0.740**	0.210**	0.210**	0.336**	0.538**	0.622**	0.735**	0.214**	0.241**	0.391**
Sabit terim	-0.828**	-0.114	0.307**	-0.014	0.632**	1.044**	-0.704**	-0.117**	0.336**	0.302**	0.797**	1.191**
N	2.381				5.855		3.862			5.400		3.390

**Not:** Bootstrap yöntemiyle (100 tekrar) hesaplanan standart hatalar kullanılmış ancak raporlanmamıştır. Her ücret denklemi beş sektörel kukla değişkeni içermektedir. \* p < 0.01, + p < 0.05, § p < 0.1.

## 5.2. Melly (2005) ayrıştırma sonuçları

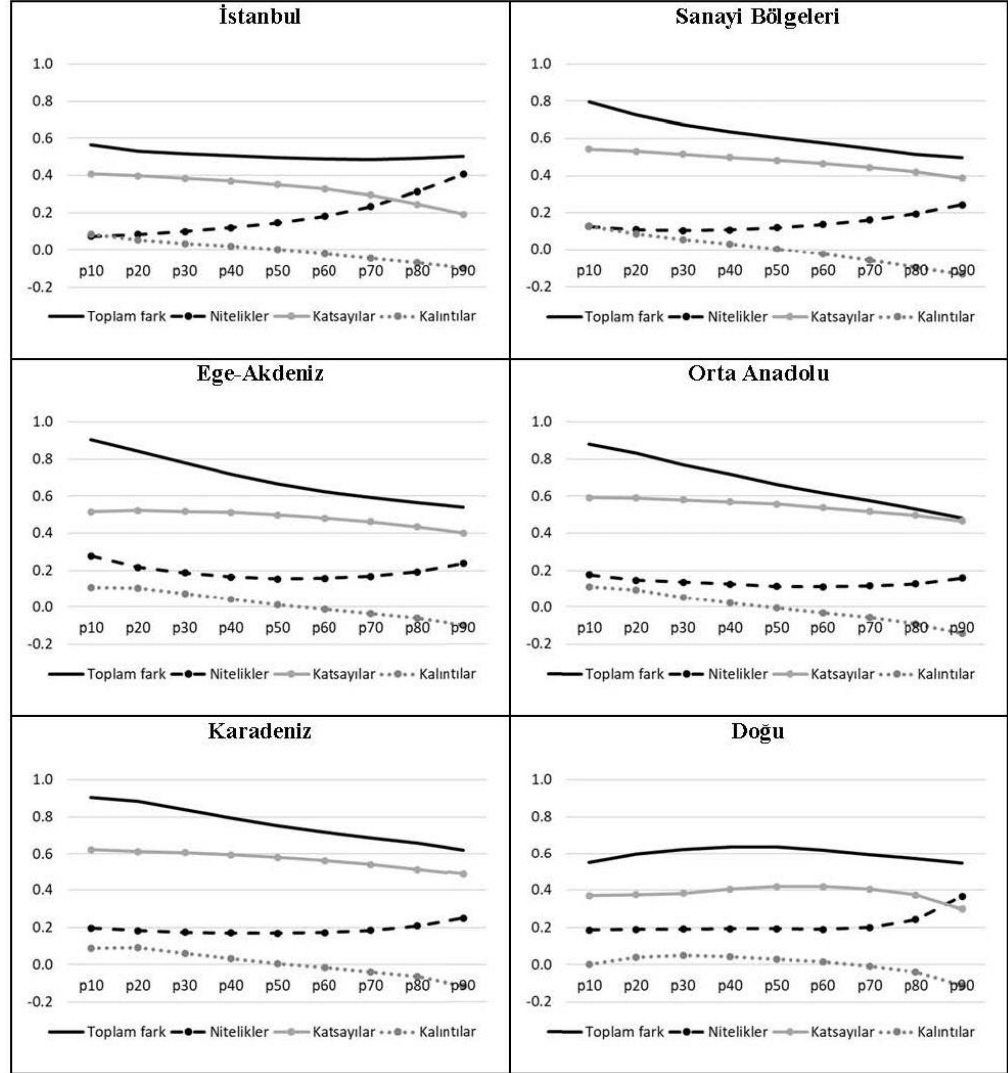
Şekil 2, Melly (2005) metodolojisi kullanılarak 2004-2019 arası bölgesel düzeyde meydana gelen ücret değişimlerinin ayrıştırılmasını göstermektedir. Ücret eşitsizliğindeki değişime ilişkin ayrıştırma analizi sonuçları Tablo 4’te ve görsel olarak Şekil 3’te sunulmuştur.

İlk olarak ücretlerin evrimi dikkate alındığında, dağılım boyunca ücretlerdeki değişimin bazı bölgeler arasında farklılık gösterirken bazıları arasında oldukça benzer yapılar sergilediği göze çarpmaktadır. İstanbul’da ücret değişim oranı ücret dağılımı boyunca çok hafif bir düşüş seyri izlerken Doğu bölgeleri dışında yer alan diğer dört bölgede çok belirgin bir negatif eğilim göze çarpmaktadır. Bu eğilim ilgili bölgelerde, ücret dağılımının alt kuyruğundaki ücret artışlarının üst kuyruğa göre daha hızlı olduğunu göstermenin yanında bu bölgelerde genel ücret eşitsizliğinde bir düşüş olduğunu da ima etmektedir. Doğu bölgelerinde ise ücretlerin evrimi neredeyse geniş bir ters-U şeklinde konkav bir yapı sergileyerek diğerlerinden oldukça farklılaşmaktadır. Bu bölgede, medyan gelir dağılımının iki ucuna kıyasla daha hızlı artmıştır. Bu durumun bölgede ücret dağılımının alt yarısında eşitsizliği artırırken üst yarısında azaltacağı oldukça açıktır.

Ücretlerdeki değişimin hangi bileşenlerden kaynaklandığına bakıldığında genel olarak her bölgede katsayı etkisi değişimi açıklamada en büyük paya sahiptir. Yani herhangi bir bölgede incelen dönemdeki ücret artışlarının çok büyük bir kısmı çalışan niteliklerine olan getirilerin artmasından kaynaklanmaktadır. Bununla beraber bu etki, Doğu bölgeleri dışındaki tüm bölgelerde dağılım boyunca düşmektedir. Gruplar arası bileşen olarak da ifade edilen bu etki, bölgesel ücret değişimlerinin belirli gruplar arasında değişen ücret primleriyle açıklanan bölümünü temsil eder. Kalıntıların etkisi genel olarak her bölgede ücret değişikliklerini açıklamada en küçük paya sahiptir. Grup içi bileşen olarak bilinen bu etki ise ücret değişimlerinin, belirli bir grubun içindeki ücretlerin değişimiyle açıklanan bölümünü temsil eder. Kalıntı etkisi Doğu hariç her bölgede medyan gelirin üzerinde, Doğu’da ise 70. yüzdeler dilim üzerinde değişime negatif katkı yapmaktadır. Bu, belirli gruplar içinde reel saatlik ücretlerin 2019’da 2004’e kıyasla daha düşük olduğu anlamına gelmektedir. Nitelik etkisi ise bölgesel ücretlerdeki değişimin işgücü kompozisyonundaki değişimlerle açıklanan kısmıdır. Bu etki Ege-Akdeniz, Orta Anadolu ve Karadeniz bölgelerinde ücret dağılımı boyunca benzer bir örüntü izleyerek dağılımın alt ve üst kısımlarında daha fazla açıklama gücüne sahiptir. İstanbul ve Sanayi Bölgeleri’nde ise nitelik etkisinin ücret değişimlerini açıklama gücü dağılımı boyunca belirgin bir şekilde artmaktadır. Öyle ki nitelik etkisi, İstanbul’da dağılımın en son iki yüzdeler diliminde ücret değişikliklerini katsayı etkisinden daha fazla açıklayıcı güce sahiptir. Bu şu anlama gelmektedir, incelen dönemde İstanbul’da dağılımın üst ucundaki ücret artışları büyük oranda işgücü kompozisyonundaki değişimden kaynaklanmaktadır. Doğu bölgelerinde de buna benzer bir durum göze çarpmaktadır. Bu

bölgede nitelik etkisi 80. yüzdilik dilime kadar oldukça sabit bir seyir izlerken buradan itibaren artarak 90. yüzdilik dilimde katsayı etkisinin üzerine çıkmıştır.

Şekil 2: Ücret değişimlerinin yüzde 10'luk dilimlerde ayrıştırılması



Daha önce de belirtildiği gibi Melly (2005) tarafından geliştirilen yöntem belirli yüzdelik dilimlerdeki ücret değişimlerinin ötesinde eşitsizlik ölçümlerinde kullanılan pek çok farklı istatistiği ayrıştırmaya imkân tanır. Bölge-İçi eşitsizliklerin evrimi, genel ücret eşit-

sizliğini temsilen P90-P10 ve sırasıyla dağılımın alt ve üst kuyruklarındaki eşitsizliği gösteren P50-P10 ve P90-P50 farkının ayrıştırılması yoluyla ele alınmıştır (Tablo 4 ve Şekil 3). Analiz sonuçları bölgesel ücret eşitsizliğinin değişiminde de yukarıdaki ile çok benzer eğilimler ortaya koymaktadır. Bölgeler düzeyinde ücret dağılımının hangi kısmındaki eşitsizlik değişimlerinin genel ücret eşitsizliğini yönlendirdiğine bakıldığında temelde üç farklı grup ortaya çıkmaktadır: İstanbul, Doğu ve diğerleri. Görüldüğü üzere incelenen dönemde her bölgede ücret eşitsizliği azalmıştır, ancak bu azalış farklı bölgelerde dağılımın farklı uçlarındaki değişime bağlı olarak şekillenmiştir. İstanbul’da eşitsizlik dağılımın alt kuyruğunda azalırken üst kısmında hafif de olsa bir artış göstermiştir ancak alt kuyruktaki azalış daha baskın olduğu için genel ücret eşitsizliği azalmıştır. Öte yandan Doğu bölgelerinde bunun tam tersi bir durum söz konusudur. Genel ücret eşitsizliğinde diğer bölgelere göre çok sınırlı bir azalış meydana geldiyse de ücret dağılımının alt kısmında eşitsizlik belirgin bir şekilde artarken üst kısmında belirgin bir şekilde azalmıştır. İstanbul ve Doğu dışında kalan bölgelerde ise eşitsizlik ücret dağılımının hem alt hem de üst yarısında azalarak genel ücret eşitsizliğinin azalmasına katkıda bulunmuştur. Ek olarak bu bölgelerde alt kuyruktaki eşitsizlik azalışı üst kuyruğa göre daha fazladır. Bu bulgular Türkiye genelinde 2000 sonrasına ilişkin elde edilen bulgularla tutarlıdır. Daha önce de bahsedildiği gibi, Bakış ve Polat (2015, 2021) ve Poplı ve Yılmaz (2017) ücret eşitsizliğindeki azalışın dağılımının üst yarısında nispeten sınırlı olduğu, bunun önemli bir kısmının ücret dağılımının alt yarısında yoğunlaştığı sonucuna varmıştır.

Ayrıştırma analizi sonuçları bölge içi eşitsizliğin kaynaklarına göre farklılık gösterdiğini ortaya koymaktadır. Her bölgede, hem grup içi (kalıntılar) hem de gruplar arası (katsayılar) bileşenler, 2004’ten 2019’a genel ücret eşitsizliğinin azalmasına katkıda bulunmuştur. Bu iki bileşenin de P90–P10 log ücret farkı için katkısı tüm bölgelerde negatiftir. Katsayı etkisinin negatif değerler alması genel olarak niteliklere olan getirilerin düştüğüne, kalıntı etkisini negatif değerler alması ise grup içi getiriler arasında farkın azaldığına işaret etmektedir. Diğer yanda eşitsizlikteki değişimin, işgücü kompozisyonundaki değişimden kaynaklanan kısmını gösteren nitelik etkisi bölgesel olarak farklılık göstermektedir. Bu etkinin genel ücret eşitsizliğindeki değişime katkısı Ege-Akdeniz ve Orta Anadolu bölgelerinde negatif, bunlar dışında kalan bölgelerde ise pozitiftir. Nitelik etkisinin pozitif değerler alması; eğer getiriler dönem boyunca değişmeseydi eşitsizliğin azalmak yerine artacağını ima etmektedir.

**Tablo 4:** Ücret eşitsizliğindeki değişimlerinin ayrıştırılması

		Toplam fark	Kalıntılar	Katsayılar	Nitelikler
<b>İstanbul</b>	P50-P10	-0.068	-0.084	-0.057	0.073
	P90-P50	0.007	-0.096	-0.157	0.260
	P90-P10	-0.061	-0.180	-0.215	0.334
<b>Sanayi Bölgeleri</b>	P50-P10	-0.190	-0.122	-0.061	-0.007
	P90-P50	-0.107	-0.135	-0.096	0.123
	P90-P10	-0.297	-0.258	-0.156	0.116
<b>Ege-Akdeniz</b>	P50-P10	-0.239	-0.097	-0.018	-0.124
	P90-P50	-0.124	-0.112	-0.098	0.085
	P90-P10	-0.363	-0.209	-0.115	-0.039
<b>Orta Anadolu</b>	P50-P10	-0.217	-0.119	-0.035	-0.063
	P90-P50	-0.180	-0.135	-0.091	0.046
	P90-P10	-0.398	-0.254	-0.126	-0.017
<b>Karadeniz</b>	P50-P10	-0.152	-0.081	-0.042	-0.029
	P90-P50	-0.133	-0.122	-0.094	0.084
	P90-P10	-0.284	-0.203	-0.136	0.055
<b>Doğu</b>	P50-P10	0.081	0.026	0.049	0.006
	P90-P50	-0.087	-0.140	-0.120	0.173
	P90-P10	-0.006	-0.114	-0.071	0.179

**Not:** Bootstrap standart hatalar (100 tekrar) kullanılmış ancak raporlanmamıştır. Tüm etkiler  $\alpha=0,01$  düzeyinde anlamlıdır.

Genel ücret eşitsizliğindeki değişimi şekillendiren ücret dağılımının iki ucundaki değişimlere bakıldığında bölgesel bulgular üzerinden katsayı ve kalıntı etkilerinin seyrine ilişkin daha rahat genellemeler yapılabilirken nitelik etkilerinin bölgesel olarak daha heterojen bir seyri vardır. Hem katsayı hem de kalıntı etkileri, aşağıda bahsedilecek bir istisna ile birlikte, tüm bölgelerde dağılımın her iki ucunda da negatif değerler almakta yani eşitsizliğin azalmasına katkıda bulunmaktadır. Gruplar arası bileşenin eşitsizlik değişimine katkısını gösteren katsayı etkisi değerlendirildiğinde, bunun dağılım üst kısmındaki gruplarda alttakilere göre daha belirgin olduğu göze çarpmaktadır. Şekil 3'te görüldüğü üzere her bölge için P90-P50 farkında katsayı etkisi P50-P10 farkına göre daha güçlüdür. Dağılımın üst kısmında gruplar arası bileşenin eşitsizliğin azalmasına yaptığı katkı dağılımın alt kısmına göre daha fazladır. Grup içi bileşenin (kalıntılar) ise bölge içi ücret eşitsizliğindeki azalışa katkısı, ücret dağılımının her iki ucunda da oldukça belirgindir. Bu bileşenin negatif değerler alması, belirli gruplar içinde ücret farklılıklarının 2019'da dönem başına göre daha düşük olduğunu göstermektedir. Genel olarak her bölgede bu etki, dağılımın hem alt hem

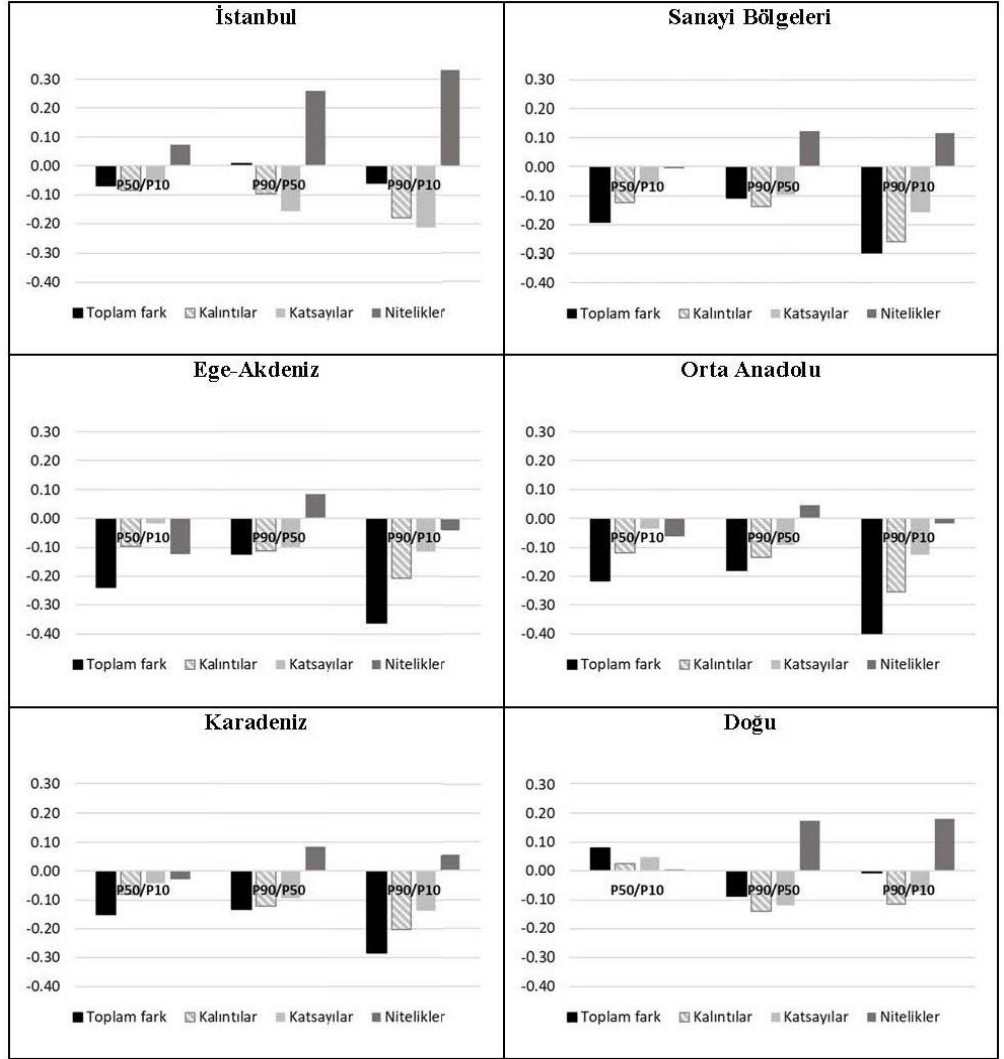
de üst kısmında katsayı etkisinden daha kuvvetlidir. Bir başka deyişle dağılımın her iki ucunda da eşitsizlik azalışlarına grup içi eşitsizliklerin yaptığı katkı gruplar arası bileşenin yaptığı katkıdan daha fazladır<sup>10</sup>. Bahsedilen bu genel eğilimlere bir istisna olarak ortaya çıkan Doğu bölgelerinde; bu iki bileşenin ücret eşitsizliğindeki değişime katkısı dağılımın alt ve üst kısımlarında farklı yönedir. Ücret dağılımının alt kısmında her iki etki de pozitif değerler olarak eşitsizliğe artırıcı yönde bir katkı yaparken dağılımın üst kısmında negatif değerler olarak eşitsizliğin azalmasına katkıda bulunmuştur. Dağılımın üst kısmında hem grup içi hem de gruplar arası eşitsizlikteki azalma dağılımın alt kısmındaki eşitsizlik artışına göre daha güçlü olduğundan genel ücret eşitsizliğine bu iki bileşenin yaptığı katkı negatif değer olarak önceki paragrafın başındaki genellemeye uygun bir sonuç doğurmuştur.

Ücret eşitsizliğinin, işgücü kompozisyonundaki değişikliklerle açıklanan kısmını temsil eden nitelik etkisinin eşitsizliğe yaptığı katkı bölgesel olarak değişkenlik göstermektedir. Eşitsizliğe yaptığı katkının büyüklüğünden bağımsız olarak nitelik etkisinin ücret dağılımın üst kısmında her bölgede pozitif değerler aldığı görülmektedir. Bu durum, bölgedeki işgücü kompozisyonunda ücret dağılımının üstündeki grupların ağırlığını artıran bir değişim olduğuna işaret etmektedir. İncelenen dönem içerisinde her bölgede yüksek vasıflı mesleklerde çalışanların oranındaki artışın ötesinde üniversite mezunu oranlarının çarpıcı bir şekilde arttığı hatırlanırsa bu durumun ortaya çıkması beklenen bir durumdur.

Özellikle İstanbul'da nitelik etkisi, ücret dağılımın üst kısmında diğer iki etkiyi bastırarak eşitsizliği artıracak kadar güçlüdür. Nitekim, dağılımın iki ucunda bu etkinin pozitif değerler alması, eğer getiriler sabit kalsaydı işgücü kompozisyonundaki değişimden dolayı İstanbul'da ücret eşitsizliğinde azalma değil tersine büyük bir artış gözlemleneceğini ima etmektedir. Diğer bölgelerde ücret dağılımının alt kuyruğuna bakıldığında (yine istisnai olarak Doğu'da görülen çok sınırlı pozitif etki göz ardı edilirse) nitelik etkisinin negatif değerler olarak ücret eşitsizliğindeki azalışa diğer iki etkiye ek olarak daha da katkıda bulunduğu görülmektedir.

<sup>10</sup> Sadece İstanbul'da dağılımın üst kısmında gruplar arası bileşenin katkısı grup içinden daha fazladır.

Şekil 3: Ücret eşitsizliğindeki değişimlerinin ayrıştırılması



Sanayi Bölgeleri'nde bu etki oldukça sınırlı iken Ege-Akdeniz bölgelerinde daha belirgindir. Bu durum ise, dağılımın üst kısmındaki gelişmenin tersine, bölgedeki işgücü kompozisyonunda ücret dağılımının altındaki grupların ağırlığının azaldığını işaret etmektedir. Hem katsayı hem de kalıntı etkilerinin, tüm bölgelerde dağılımın her iki ucunda (yalnızca Doğu'da dağılımın alt kuyruğu hariç) negatif değerler aldığı düşünüldüğünde nitelik etkisinin Türkiye'de bölgesel eşitsizliğin evrimini etkilemede büyük rol oynadığı açıktır.

Melly (2005) ayrıştırma yöntemi, her bir değişkenin ücret ayrıştırmasına hakkında bilgi vermemektedir. Bununla birlikte, nitelik etkisinin bölgesel evrimindeki heterojenlik, açıkça,



tek veya ortak değişken gruplarının asimetrik bölgesel gelişmelerinden kaynaklandığına işaret etmektedir. Bölüm 3'teki analiz dikkate alındığında, deneyim ve kıdem değişkenleri hariç diğer değişkenlerde belirgin değişiklikler meydana gelmiştir. En belirgin bölgesel asimetri üniversite eğitiminde göze çarpsa da incelenen dönemde her bölgede kadın istihdamı belirgin bir şekilde yükselirken kayıtdışı çalışma oranı düşmüştür. Buna ek olarak mesleki kompozisyonda yüksek vasıflı mesleklerin, sektörel kompozisyonda ise imalata karşı hizmetlerin lehine bölgesel nitelikler değişim geçirmiştir. Bu analize konu olan nitelik etkisi işte tüm bu değişkenlerin yaptığı pozitif ve /veya negatif katkıların toplamını ifade etmektedir. Bu değişkenlerin bir kısmının ücret eşitsizliğinin artmasına katkıda bulunurken bir kısmının eşitsizliğin azalması yönünde katkıda bulunmuş olması muhtemeldir.

## 6. Sonuç

Bu çalışmada, Türkiye'de 2004-2019 dönemindeki bölge içi ücret eşitsizliği Melly (2005) ayrıştırma yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir. Bu dönemde Türkiye'de ücret eşitsizliği her bölgede azalmıştır. Eşitsizlikteki azalmaya dağılımın alt kısmı üst kısmına göre daha fazla katkıda bulunmuştur. Ayrıştırma sonuçları, bölgeler içinde gruplar arası ve grup içi eşitsizliklerin azaldığını ve eşitsizlikteki azalmanın büyük kısmının bu bileşenlerin katkılarından kaynaklandığını göstermiştir. İşgücü niteliklerindeki değişimler ise ücret eşitsizliğinin bölgesel olarak farklı gelişmesinin en belirgin nedeni olarak ortaya çıkmaktadır. Ayrıca, bu genel eğilimlere istisna olarak ortaya çıkan durumlar Türkiye'de İstanbul, Doğu ve diğerleri olmak üzere üç farklı bölgesel yapının var olduğunu işaret etmektedir. İstanbul işgücü kompozisyonunda özellikle ücret dağılımının üst kısmında, Doğu bölgeleri ise özellikle işgücü niteliklerine ilişkin ücret primlerinde dağılımın alt kısmında farklı belirgin farklılıklar sergilemektedir.

Çalışmanın bulguları açıkça, ulusal düzeyde azalan ücret eşitsizliğinin varlığında bile, Türkiye'de bölge içi eşitsizlik dinamiklerinin ve eşitsizliğin altında yatan nedenlerin bölgeler arasında farklılıklar gösterdiğini ortaya koymaktadır. Eşitsizlik dinamiklerini etkileyen en belirgin olağan şüpheli eğitim düzeyindeki gelişmeler olarak gözüke de analizin sınırları dahilinde kesin bir çıkarım yapmak mümkün değildir. Nitekim çalışmada uygulanan yöntem, her bir faktörün (değişkenin) eşitsizlik ayrıştırmasındaki bileşenlere bireysel katkısı değil bu faktörlerin ortak katkısı hakkında bilgi vermektedir. Hangi faktörlerin eşitsizliğe katkıda bulunduğuna ilişkin ayrıntılı bilgiler edinmek için kuşkusuz daha gelişmiş yöntemlere ihtiyaç vardır. Bu bağlamda çalışma, daha ayrıntılı bir araştırmaya zemin hazırlarken aynı zamanda ücret eşitsizliğinde ortaya çıkabilecek mekânsal heterojenlik sorunlarını gündeme getirerek potansiyel bir dizi araştırma alanına ışık tutmaktadır.

## **Kaynakça**

- AKTAŞ, Arda ve Gökçe UYSAL. (2016). "The gender wage gap in Turkey." *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi* 38.2: 1-19.
- AUTOR, David H., Lawrence F. KATZ ve Melissa S. KEARNEY. (2008). "Trends in US wage inequality: Revising the revisionists." *The Review of economics and statistics* 90.2: 300-323.
- BAKIŞ, Ozan ve Sezgin POLAT. (2015). "Wage inequality in Turkey, 2002–10." *Economics of Transition* 23.1: 169-212.
- BAKIŞ, Ozan ve Sezgin POLAT. (2021). "Wage Inequality Dynamics in Turkey." *Economic Research Forum (ERF)*.
- BLINDER, Alan S. (1973). "Wage discrimination: reduced form and structural estimates." *Journal of Human resources*: 436-455.
- BOUND, John ve George E. JOHNSON. (1992). "Changes in the Structure of Wages during the 1980's: An Evaluation of Alternative Explanations." *The American Economic Review*. 82(3): 371-392
- BOZDOĞAN, Altan. (2021). "Wage Inequality in Turkish Manufacturing Industry." *Journal of Research in Economics* 5.2: 129-145.
- CARD, David ve John E. DINARDO. (2002). "Skill-biased technological change and rising wage inequality: Some problems and puzzles." *Journal of labor economics* 20.4: 733-783.
- CARD, David. (1992) "Using regional variation in wages to measure the effects of the federal minimum wage." *ILR Review* 46.1 22-37.
- CARD, David, Thomas LEMIEUX, ve W. Craig RIDDELL. (2004). "Unions and Wage Inequality", *Journal of Labor Research*. 25.4: 519-562.
- DAŞ, Zühal Özbay ve Fatma DOĞRUEL. "Türkiye’de Ücret Eşitsizliđi: 1994-2011 Döneminde Ne Deđiştİ?" *Marmara İktisat Dergisi* 1.2: 171-194.
- DAŞ, Zühal Özbay. (2021). "Wage Inequality and Labour Market Polarization in Turkey?." *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar* 58.658: 73-100.
- DICKEY, Heather. (2007). "Regional earnings inequality in Great Britain: evidence from quantile regressions." *Journal of Regional Science* 47.4: 775-806.
- DINARDO, John, Nicole FORTIN ve Thomas LEMIEUX. (1995). "Labor market institutions and the distribution of wages, 1973-1992: A semiparametric approach." *NBER Working Paper*.
- DUSTMANN, Christian, Johannes LUDSTECK ve Uta SCHÖNBERG. (2009). "Revisiting the German wage structure." *The Quarterly journal of economics* 124.2: 843-881.

- DURANTON, Gilles ve Vassilis MONASTIRIOTIS. (2002). "Mind the gaps: the evolution of regional earnings inequalities in the UK, 1982–1997." *Journal of Regional Science* 42.2: 219-256.
- ELVEREN, Adem Y. ve James K. GALBRAITH. (2009). "Pay inequality in Turkey in the neo-liberal era, 1980-2001." *European Journal of Comparative Economics* 6.2: 177-206.
- ELVEREN, Adem Yavuz. (2010). "Wage inequality in Turkey: Decomposition by statistical regions, 1980–2001." *Review of Urban & Regional Development Studies: Journal of the Applied Regional Science Conference*. Vol. 22. No. 1. Melbourne, Australia: Blackwell Publishing Asia.
- ERİŞ-DERELİ, Bilge. (2021). Ücret Eşitsizliğinin Mesleklere Göre Ayırıştırılması: 2005-2017. Oya Kent, Burhan Can Karahasan, Mahmut Tekçe, Hüseyin Taştan, Murat Donduran, (Ed), *Türkiye Ekonomisinde Büyüme Kalkınma ve Eşitsizlik içinde* (s. 350-368). Efil Yayınevi.
- FREEMAN, Richard. B. (1993). How much has deunionization contributed to the rise of male earnings inequality?, in: S. Danziger & P. Gottschalk (eds) *Uneven Tides: Rising Income Inequality in America*, pp. 133–163, New York, Russell Sage Foundation.
- FİLİZTEKİN, Alpay. (2020). "Income inequality in Turkey: 2003–2015." *Turkey's political economy in the 21st century*. Palgrave Macmillan, Cham, 63-84.
- HARTOG, Joop, Pedro T. PEREIRA ve José AC VIEIRA. (2001). "Changing returns to education in Portugal during the 1980s and early 1990s: OLS and quantile regression estimators." *Applied Economics* 33.8: 1021-1037.
- HERRERA-IDÁRRAGA, Paula, Enrique LÓPEZ-BAZO ve Elisabet MOTELLÓN. (2016). "Regional wage gaps, education and informality in an emerging country: The case of Colombia." *Spatial Economic Analysis* 11.4: 432-456.
- ILO (2012). *International Standard Classification of Occupations: ISCO-08 Volume 1*. Geneva: ILO Publications.
- İLKKARACAN, İpek ve Raziye SELİM. (2007). "The gender wage gap in the Turkish labor market." *Labour* 21.3: 563-593.
- JUHN, Chinhui, Kevin M. MURPHY ve Brooks PIERCE. (1993). "Wage inequality and the rise in returns to skill." *Journal of political Economy* 101.3 410-442.
- KATZ, Lawrence F. ve Kevin M. MURPHY. (1992). "Changes in relative wages, 1963–1987: supply and demand factors." *The quarterly journal of economics* 107.1: 35-78.
- KARA, Orhan. (2006). "Occupational gender wage discrimination in Turkey." *Journal of Economic Studies*. 33:2.
- KENT, Oya. (2022). *Wage İnequality Trends in Turkey: A Regional Decomposition*. Şahin Karabulut (ed). *Development in Financial and Economic Fields At The National and Global Scale içinde* (s. 29-48). Gazi Kitabevi.

- KENT, Oya ve Sinem SEFİL-TANSEVER. (2021). "Educational wage premia and wage inequality in Turkey." *Global Business and Economics Review* 24.4: 360-381.
- KIZILIRMAK, Ayşe Burça. (2003). "Explaining Wage Inequality: Evidence from Turkey", Ankara University, Faculty of Political Sciences Discussion Papers, No. 57.
- KRUEGER, Alan B. (1993). "How computers have changed the wage structure: evidence from microdata, 1984–1989." *The Quarterly Journal of Economics*. 108.1 33-60.
- LEE, David S. (1999). *Wage inequality in the US during the 1980s: Rising dispersion or falling minimum wage?*. Industrial Relations Section, Princeton University, 1999.
- LEMIEUX, Thomas. (2008) "The changing nature of wage inequality." *Journal of Population Economics* 21.1: 21-48.
- LEVY, Frank ve Richard J. MURNANE. (1992). "US earnings levels and earnings inequality: A review of recent trends and proposed explanations." *Journal of economic literature* 30.3: 1333-1381.
- MELLY, Blaise. (2005) "Decomposition of differences in distribution using quantile regression." *Labour economics*. 12.4: 577-590.
- MESCHI, Elena, Erol TAYMAZ ve Marco VIVARELLI. (2011). "Trade, technology and skills: Evidence from Turkish microdata." *Labour Economics* 18 (2011): S60-S70.
- OAXACA, Ronald. (1973). "Male-female wage differentials in urban labor markets." *International economic review* 693-709.
- OECD (2011). "An Overview of Growing Income Inequalities in OECD Countries: Main Findings", *Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising* içinde. Paris: OECD Publishing. doi: <https://doi.org/10.1787/9789264119536-3-en>
- OECD (2015). "Overview of inequality trends, key findings and policy directions", *In It Together: Why Less Inequality Benefits All* içinde. Paris: OECD Publishing <https://doi.org/10.1787/9789264235120-4-en>.
- OECD (2022), *Income inequality (indicator)*. doi: 10.1787/459aa7f1-en (Accessed on 20 August 2021)
- PELEK, Selin. (2018). "The Impact of the Minimum Wage on Wage Distribution: The Evidence from Turkey." *Ekonomi-tek* 7.1: 17-59.
- PEREIRA, João ve Aurora GALEGO. (2015). "Intra-regional wage inequality in Portugal." *Spatial Economic Analysis* 10.1: 79-101.
- POPLI, Gurleen ve Okan YILMAZ. (2017). "Educational attainment and wage inequality in Turkey." *Labour* 31.1: 73-104.
- SEFİL-TANSEVER, Sinem ve Oya KENT. (2018). "Earnings inequality in Turkey: A regional perspective." *Marmara İktisat Dergisi* 2.1: 117-136.

- TANSEL, Aysıt ve Fatma Bircan BODUR. (2012). "Wage inequality and returns to education in Turkey: A quantile regression analysis." *Review of Development Economics* 16.1: 107-121.
- TAŞTAN, Hüseyin ve Mürüvvet AKAR. (2013). "Türkiye İmalat Sanayiinde Bölgesel ve Sektörel Ücret Esitsizliği." *Istanbul Journal of Economics= İstanbul İktisat Dergisi* 63.1: 17.
- TEKGÜÇ, Hasan, Değer ERYAR ve Dilek CİNDÖĞLU. (2017). "Women's tertiary education masks the gender wage gap in Turkey." *Journal of Labor Research* 38.3: 360-386.