



Ekonomi-tek

Volume 11 Number 3 September 2022
Cilt 11 Sayı 3 Eylül 2022

Analysis of Urbanization Dynamics in Turkey's Provinces Based on
"Production" and "Consumption" Cities Approach
Emine Tahsin, Furkan Börü

Türkiye'de Enflasyonu Etkileyen Faktörlerin Belirlenmesi:
Ekonometrik Bir Uygulama
Ahmet Ünlü, Seçkin Kabak

Turkish Economic Association Foundation

Türkiye Ekonomi Kurumu Vakfı

ISSN 2146-6173
e-ISSN 2791-7991



Ekonomi-tek

A Journal of Turkish Economic Association Foundation / Türkiye Ekonomi Kurumu Vakfı Dergisidir

Editor / Editör

A. Suut Doğruel

(Marmara University, Emeritus / Marmara Üniversitesi, Emekli)

Associate Editor / Yardımcı Editör

Oytun Meçik

(Eskişehir Osmangazi University / Eskişehir Osmangazi Üniversitesi)

Board of Editors / Yayın Kurulu

Murat Donduran

(Yıldız Technical University / Yıldız Teknik Üniversitesi)

H. Alper Güzel

(Ondokuz Mayıs University / Ondokuz Mayıs Üniversitesi)

Hasan Kazdağlı

(Turkish Economic Association / Türkiye Ekonomi Kurumu)

Tolga Omay

(Atılım University / Atılım Üniversitesi)

S. Fatih Özatay

(TOBB University of Economics and Technology / TOBB Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi)

Ayşen Sivrikaya

(Hacettepe University / Hacettepe Üniversitesi)

Advisory Board / Danışma Kurulu

Daron Acemoğlu

(Massachusetts Institute of Technology)

Ufuk Akçığıt

(University of Chicago)

Yılmaz Akyüz

(The South Centre)

Manuel Arellano

(CEMFI)

Kaushik Basu

(Cornell University)

Guillermo Calvo

(Columbia University)

Dani Rodrik

(Harvard University)

Stephen Turnovsky

(University of Washington)

Language Editors / Dil Editörleri:

Turkish / Türkçe: Sırrı Emrah Üçer (Yıldız Technical University / Yıldız Teknik Üniversitesi)

English / İngilizce: İbrahim Engin Kılıç (Yıldız Technical University / Yıldız Teknik Üniversitesi)

© Türkiye Ekonomi Kurumu Vakfı
© Turkish Economic Association Foundation
Ankara, 2022

ISSN 2146-6173
e-ISSN 2791-7991

<https://www.tek.org.tr/>

Ekonomi-tek is a peer-review journal published tri annually (January, May and September) by Turkish Economic Association Foundation. The journal accepts original papers on economics in English or Turkish. Ekonomi-tek is freely available online.

Ekonomi-tek, Türkiye Ekonomi Kurumu Vakfı tarafından yılda üç kez (Ocak, Mayıs ve Eylül) yayımlanan hakemli bir dergidir. Dergi ekonomi ile ilgili İngilizce veya Türkçe orijinal makaleleri kabul eder. Dergiye çevrimiçi olarak ücretsiz erişilebilir.

Türkiye Ekonomi Kurumu Vakfı adına sahibi: Hasan Kazdağılı
Türkiye Ekonomi Kurumu, Hoşdere Cad. No: 24/4, 06550
Çankaya/ANKARA
Basım Tarihi: Aralık 2022



Contents / İçindekiler

Analysis of Urbanization Dynamics in Turkey's Provinces Based on
“Production” and “Consumption” Cities Approach

*Türkiye İllerinde Şehirleşme Dinamiklerinin “Üretim” ve “Tüketim” Şehirleri
Yaklaşımına Göre Analizi*

Emine Tahsin, Furkan Börü 151

Türkiye’de Enflasyonu Etkileyen Faktörlerin Belirlenmesi: Ekonometrik Bir
Uygulama

Identification of Factors Affecting Inflation in Türkiye: An Econometric Application

Ahmet Ünlü, Seçkin Kabak 177

Analysis of Urbanization Dynamics in Turkey’s Provinces Based on “Production” and “Consumption” Cities Approach

Emine Tahsin, Furkan Börü*

Abstract

In recent years, analysis of urbanization dynamics in Turkey at the provincial level has become more important. Given that, the paper aims to discuss urbanization trends at the NUTS 3 level. In this context, urbanization dynamics are analyzed by focusing on sectoral value-added shares in GDP and air quality data (PM10). The approaches related to the classification of the cities- either as a “production” or “consumption”- depending on cities’ owning tradeable and non-tradeable sectors is considered. Accordingly, the urbanization dynamics of Turkey’s provinces and to what extent environmental conditions differ would be investigated. The panel VAR (Vector Autoregressive Regression) analysis is used for the relevant data on the NUTS 3 level for the period of 2010-2020. The main findings indicate that the urbanization dynamics in Turkey’s provinces cannot be explained only by the industrialization phenomenon. Urbanization occurs with different sectoral compositions additionally urbanization dynamics impacts services and construction sectors.

JEL Codes: O18, R11, C23

Keywords: Urbanization, Turkey’s cities, production cities, consumption cities, environmental degradation and urbanization.

* E. Tahsin: Istanbul University, Istanbul, <https://orcid.org/0000-0003-0349-2381> (tahsin@istanbul.edu.tr); F. Börü: Vakıfbank T.A.O, Istanbul, <https://orcid.org/0000-0001-9239-1341> (furkanboru@gmail.com). First draft of the paper is presented at ICE-TEA 8th International Economics Congress 1-4 September 2022, Kapadokya, Turkey

Türkiye İllerinde Şehirleşme Dinamiklerinin “Üretim” ve “Tüketim” Şehirleri Yaklaşımına Göre Analizi

Öz

Son yıllarda Türkiye özelinde şehirleşme dinamiklerinin, iller düzeyinde analizi de önem kazanmıştır. Buradan hareketle çalışma, şehirleşme eğilimlerini NUTS 3 düzeyinde tartışılması amaçlanmaktadır. Bu kapsamda, özellikle GSYH sektörel katma değer payları ile hava kalitesi verisi (PM10) üzerinde durularak şehirleşme dinamikleri analiz edilmektedir. İlgili yazında bir şehrin “üretim” ya da “tüketim” temelli olarak tanımlanması, ticarete konu olan ve olmayan sektörlerle sahip olması ile ilgili olarak açıklanmaktadır. Buna bağlı olarak, Türkiye illerinin şehirleşme dinamiklerinin, “üretim” ya da “tüketim” şehirleri olarak farklılık gösterip göstermediği, çevre koşullarının ne ölçüde farklılaştığı yanıtlanmaya çalışılmaktadır. Bu amaçla, 2010-2020 arası dönemde, ilgili verileri NUTS 3 düzeyinde sınamak amacı ile Panel VAR(Vektör Otoregresyon) analizi kullanılmıştır. Temel bulgular, Türkiye illerindeki şehirleşme dinamiklerinin sadece sanayileşme olgusuyla açıklanamayacağını göstermektedir. Şehirleşme, farklı sektörel kapsamlarla ortaya çıkmakta, ayrıca şehirleşme dinamikleri hizmet ve inşaat sektörlerini etkilemektedir.

Jel Kodları: O18, R11, C23

Anahtar kelimeler: Şehirleşme, Türkiye'nin şehirleri, üretim şehirleri, tüketim şehirleri, çevresel tahribat ve şehirleşme

1. Introduction

Investigating the dynamics of urbanization constitute an important part of economic development. Historically, the structural transformation from agriculture to non-agriculture sectors has accelerated urbanization in developed countries. While industrialization has been the key accelerator of urbanization, today, the dynamics of urbanization could be explained beyond these facts (Henderson, 2010). Urbanization can also proceed without growth (Glaeser & Kahn, 2004; Glaeser, 2014). Besides urbanization in developing countries could be a costly project. Rapid urbanization impedes sustainability and efficient use of the resources. Lack of infrastructure, motorization might cause urban sprawl (OECD, 2018). Moreover, economic growth dynamics have differentiated the urbanization dynamics. Empirical evidence has shown that while cities grow, the sectoral composition varies dramatically (Jedwab, Ianchovichina & Haslop, 2022). This fact also shapes urban employment and its sectoral decomposition. As a consequence of these, contrary to the common view that industrialization accelerates urbanization, cities' dynamics are discussed with different dimensions. Especially in the case of developing countries, industrialization is not a prerequisite for urbanization, rather, there may be conditions in which the development of service or non-tradable sectors is also decisive for urbanization. Urbanization could occur with de-industrialization or acceleration of non-manufacturing, non-tradable sectors (Gollin, Jedwab & Vollrath, 2016). Agglomeration (Glaeser, 2010) as one of the dynamics of cities', might concentrate on non-manufacturing sectors. Hence the analysis of the linkages between economic growth and urbanization based on "cities" development becomes even more important. In this context, new facts can be decisive in the classification of the development dynamics of cities. Due to these, new concepts and approaches based on empirical evidence are emerging in defining cities' growth dynamics. The conceptualization of cities as "consumption" and "production" is one of the approaches used in explaining these dynamics (Gollin et. al, 2016; Jedwab et. al, 2022). Cities of countries facing de-industrialization might continue to grow although their "production" cities lose their production capacity (Jedwab et.al, 2022:5). In these cases, agglomeration dynamics have different features. As it is pointed out (Rosen, 1979; Roback, 1982; Glaeser et.al., 2001 cited by Jedwab et. al, 2022: 5) cities with better amenities attract residents that accept lower wages or higher rents to live there. Agglomeration in production cities relies on manufacturing and tradeable services. This growth pattern leads by countries' increased production capacity. In others, spending of the resource rents on urban goods and services led to consumption cities whose growth was driven by increased consumption capacity. Since manufactured goods and tradeable services- urban tradeable- are often imported, non-tradable services, urban non-tradable dominate their sectoral consumption. Consumption cities are defined as cities that increased consumption capacity rather than production capacity (Jedwab et.al, 2022:3). Also, according to these approaches, the export structure of the cities determines urbanization characteristics via employment share and resource rents. Cities with a

higher share of natural resource exports also own characteristics of consumption cities (Gollin et.al, 2016; Jedwab et.al, 2022).

Following this path, we inspire from the approach of “production” and “consumption” cities. So, we aim to investigate Turkey’s cities’ (provinces) urbanization rate and sectoral composition interactions. Studies on Turkey’s urbanization dynamics commonly focus on urbanization and economic growth nexus in the context of Kuznetsian approaches (Grossman & Krueger, 1991). Additionally, interactions between urbanization, industrialization and CO₂ emissions, based on the EKC (Environmental Kuznets Curve) have been commonly investigated at the national-level (Cetin, Ecevit & Yucel, 2018; Pata, 2018; Lise, 2006). Based on these studies the EKC framework is invalid for both the long and short term. Given empirical studies investigation of urbanization dynamics at the NUTS 3 level is limited. To our knowledge, Güçlü (2016) has investigated these interactions at the NUTS 3 level between 2008 and 2013 by using SO₂ (Sulphur Dioxide-air quality data) data as a sign of environmental degradation. Also, regional SO₂ data is utilized for the provinces of Turkey to investigate the EKC hypothesis based on spatial analysis for the period of 2004-2020 (Karahasan & Pinar, 2022). Both of these studies indicate invalid EKC for provinces of Turkey.

However, the analysis of urbanization dynamics in Turkey has gained new dimensions with sustainable development goals, and new concepts become important in the classification of the urbanization dynamics of cities. The cost of urbanization and economic growth dynamics need to be investigated in detail. In the case of Turkey, the urbanization and economic growth process are costly, increasing CO₂ emissions (Lise, 2006; Kocabas, 2013). The transition to low-carbon urbanization seems to be one of the obstacles to considering SDGs (Kocabas, 2013). Additionally, urbanization comes with poor air quality that harms the quality of life.

Considering the recent growth dynamics in Turkey, it is suggested to explore the dynamics of economic growth on the NUTS 3 level. The sectoral composition varies across the cities and economic growth comes with different structural transformation phases. Rather than setting up a direct link between the economic growth and urbanization rate, sectoral value-added share of the cities is taken into account. It is suggested that Turkey’s cities own different typologies so the “production” and “consumption” capacities interact with determinants of economic growth.

Our study is organized as follows: methodology and data are outlined in section 2. In section 3, Turkey’s cities’ urbanization and sectoral composition linkages are investigated. In section 4, the interactions between the urbanization rate and non-agricultural sectors (manufacturing, service, construction) and PM₁₀ are examined by implementing GMM-PVAR(Generalized Method of Moments Panel VAR) analysis. The results are summarized in the last section.

2. Methodology and Data

In our paper, the estimation of the interaction between urbanization and industrialization is the initial step. Given the theoretical approaches to urbanization with de-industrialization (Gollin et. al, 2016), the sectoral value-added share of manufacturing, service and construction is considered. It is suggested that for analyzing growth dynamics these sectors play critical roles in the determination of value-added and employment share. The relevant data is derived from TurkStat on the NUTS 3 level for the period 2004-2020. The other specific data, export share in GDP is calculated from export values and GDP in dollars for each province. Urbanization data in our sample is defined as population density; the average number of inhabitants per km² of populated urban space. This data is calculated based on ADNKS (Address-based population register system) data and the area (km²) of the provinces from Turkstat. For our sample to examine the impact of urbanization, the “urbanization growth rate” is calculated.

The impact of urbanization on environmental degradation could be analyzed with several indicators, basically CO₂ emissions and air pollution data (SO₂, PM₁₀). In our case at the NUTS 3 level, the availability and continuity of the relevant environmental degradation data are limited. In this case, PM₁₀ (particulate matter) data that is relevantly announced by SDGs data (TurkStat), have continuity only for the period 2010-2020. PM₁₀ data is identified with the target of clean cities (SDG Target 11.6). Given figures are collected by the Turkish Ministry of Environment and Urbanization, as a part of the national air pollution monitoring network. This data is defined as an alternative proxy to account for air pollution and the measurement of air quality. PM₁₀ figures are used as a sign of air pollutants (unwanted chemicals) in the atmosphere. According to the World Health Organization (WHO), PM₁₀ concentrations should not exceed 40 µg/m³ annual mean (WHO, 2005) for human health. Activities led by factories, power plants, incineration plants, construction, as well as natural sources such as fire and dust transport are defined as major sources of PM₁₀ (Erdun et.al, 2015). Hence rapid urbanization is expected to have an impact on air pollutants.

It is possible to classify provinces according to specific characteristics (green cities, clean cities, industrial cities, megacities etc.). In this case, the overall mean value of manufacturing value added is taken as a proxy. The mean value of manufacturing value added is calculated as 13 percent of GDP. The provinces are classified accordingly; those above and below this mean value. It is suggested that higher manufacturing value added is a sign of production capacity and export capacity that relies on tradeable goods. When this ratio is below this average, the contribution of other sectors is more evident. Due to missing values, our sample comprise of 75 provinces (Batman, Mersin, Osmaniye, Samsun, Şırnak, Uşak).

We aim to estimate the dynamic relations between urbanization rate and manufacturing, service and construction and PM₁₀ data (see Eq.1). Following the evidences on dynamics of economic growth in Turkey we include construction data

separately to clarify and distinguish the effects of the construction sector. Moreover, this sector is accepted to be one of the key parameters to analyze the growth dynamics of consumption tendencies. Primarily we depict correlations between these parameters for the period of 2004-2020. Although environmental degradation data availability led us to estimate the sample only for the period of 2010-2020.

$$\text{durban}_{it} = f(\text{dman}_{it}, \text{dservice}_{it}, \text{dconstruction}_{it}, \text{dPMO}_{it}) \quad [1]$$

Our primary aim is to estimate the interaction among these variables empirically to discuss the urbanization characteristics depending on the typology of the cities and analyze the basis of urbanization and its costs. For this purpose, panel VAR model is utilized. Holtz-Eakin, Newey & Rosen (1988) constructed the panel vector autoregressive model (PVAR) that is similar to VAR models that include cross-sectional dimensions (Dogan Chishti, Alavijeh & Tzeremes, 2022). Later on, GMM PVAR is developed by Abrigo & Love (2016). PVAR model has some advantages such as overcoming the deficiencies of short time series data, providing more space for the data stability assumptions, and allowing the existence of unobserved individual heterogeneity and heteroscedasticity in the data (Lin & Zhu, 2017:783). This method can suitably eliminate the endogeneity problem. Estimation of The PVAR model is possible given the conditions of $T \geq 2L + 2$, and thus the model could be estimated under a steady state (Lin and Zhu, 2017:783). The GMM-PVAR model establishes a system of equations which includes all the variables as endogenous. Furthermore, it can capture the leverage of one exogenous shock by applying the orthogonalized response and keeping the other covariates invulnerable to external shocks (Abrigoa & Love, 2016; Sigmund & Ferstl, 2021). The model could be used to differentiate the transmission mechanism of given variables empirically, here in our case urbanization rate and value-added share of the relevant sectors and PM10 data. Impulse response analysis could be used to estimate the dynamic effects of one endogenous variable on other variables.

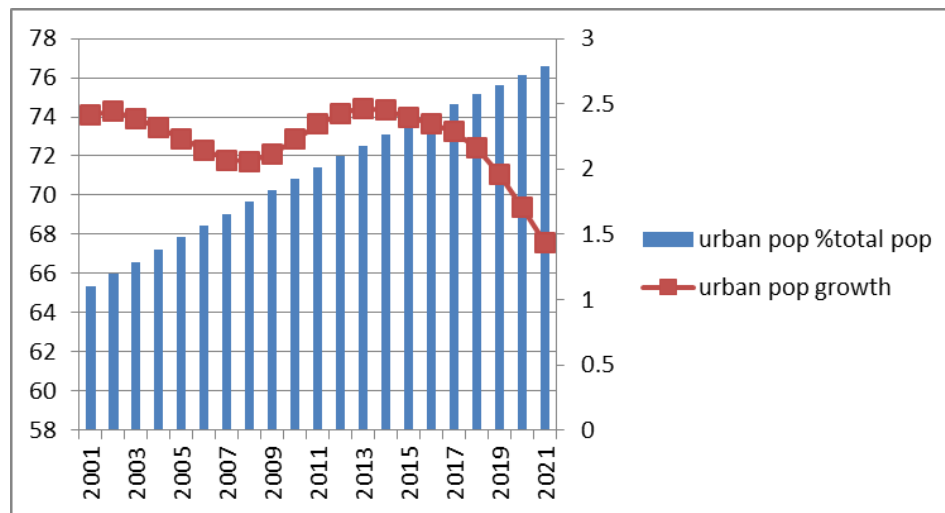
Our GMM-PVAR model is estimated accordingly based on theoretical and empirical evidence on urbanization and industrialization linkages. Hence, we order the parameters, primarily as urbanization rate later on manufacturing, service and construction value-added shares and finally PM10.

3 Turkey's Cities: Urbanization and Sectoral Composition Linkages

In the aftermath of the 2001 crisis, the per capita income level on province level has also increased. Despite this, empirical studies indicates that, as a general trend, income convergence between provinces is limited (Durusu-Ciftci & Nazlioğlu, 2019; Karaca, 2018) and the club convergence (Aksoy, Taştan & Kama, 2019) case is valid. The findings indicate that the income differences between the provinces are especially

determined by the structural features (Durusu-Ciftci & Nazlıoğlu, 2019) and the income gaps between the west and the east provinces still maintain disparities. The growth dynamics in the 2000s brought along structural transformations based on provinces. In the studies conducted at the regional level, it is determined that the regional structural transformation forms vary, and the shifts from agriculture to services are more pronounced in terms of certain regions where de-industrialization and servitization occur simultaneously (Börü & Tahsin, 2022).

Figure 1: Urban Population and Urban Population Growth in Turkey.



Source: World Bank (2022).

Besides at the national level, the ratio of the population living in urban areas has been increasing since the 1990s. In the context of our study, the urban population growth has changed over two sub-periods. The urban population growth increased in the period between 2004-2007 and 2010-2015. After 2005 the urban population growth rate has decreasing tendency. Although, the phenomenon of urbanization alone is not explanatory of the increase in income level among the provinces, the conditions in which the structural features are determinant may be more decisive. It could be suggested that there is no strong correlation between the urbanization rate and the GDP per capita level of the provinces.

In provinces of Turkey, population density (in this case urbanization level) varies. The mean value of the urban population density growth rate is calculated as 0.9 (2004-2020) and 0.86(2010-2020). Istanbul has the highest values that are extremely different from the other provinces, whereas the average level of urban population density is 120 km² for the relevant sample. According to universal definitions, urban clusters must have a population density of at least 300 people per square km² (Our World in Data,

2022). Population density values indicate the scale of urbanization is limited in many provinces of Turkey.

Moreover, while focusing on sectoral decomposition and export share in GDP it could be suggested that the urbanization rate is not only explained by industrialization. Higher population densities do not come with higher manufacturing value-added shares. Urbanization also occurs depending on service sectors alone. The correlation matrix (Table 1) for the period of 2004-2020 indicates that the urbanization level is correlated both with the manufacturing and service sectors. Urbanization rate has only a positive correlation with service and construction value-added shares. The urbanization rate is negatively correlated with the export share of the provinces. There is a negative correlation between the manufacturing and service-construction sectors.

Table 1: Correlation Matrix (2004-2020).

	man	service	construction	urbanization	export	urbanization rate
man	1					
service	-0.6345*	1				
construction	-0.2882*	0.1022*	1			
urbanization	0.1752*	0.1216*		1		
exportshare	0.4642*	-0.0810*	-0.1380*	0.4191*	1	
urbanization rate		0.0528	0.0486		-0.0524	1

Source: Authors' Calculation.

Descriptive statistics are depicted for production cities (Table 2) and consumption cities (Table 3). Accordingly, apart from the differences in manufacturing value added share, our sample has the most fundamental difference related to the mean value of the service sector. For the consumption cities sample, this ratio is higher than the production cities sample. There are no significant differences in the data of PM10 and construction value added share. While manufacturing and service sectors have high standard deviations, the standard deviation for the construction sector value added share is relatively low. The mean value of urbanization growth rate, on the other hand, is higher in production cities. While it is (1.7) in production cities, the overall mean urbanization growth rate is lower (0.63) in consumption cities. Although for recent years lower tendency of PM10 level is measured, overall mean of PM10 data for both samples are above the WHO limit values that indicates poor quality of air. Eastern and Northern regions of Turkey have higher level of PM10 (Yildirim, Alpaslan & Eker, 2021).

Table 2: Descriptive Statistics for Production Cities Sample.

Variable		Mean	Std.dev.	Min	Max	Observation
man	overall	19.98817	8.202049	7.493792	41.87674	N = 429
	Between		8.114397	10.02249	40.22531	n = 39
	Within		1.722953	13.10129	28.40745	T = 11
service	overall	44.49885	6.786015	2.788126	60.33854	N = 429
	Between		6.669616	3.120789	58.59216	n = 39
	Within		1.614176	3.778311	52.67452	T = 11
construction	overall	6.033953	1.874416	1.841382	17.86283	N = 429
	Between		1.410948	3.667966	9.998816	n = 39
	Within		1.252666	1.787828	15.38428	T = 11
urbanization rate	overall	1.070301	1.730617	-9.5536	16.2774	N = 429
	Between		0.754448	-0.4274164	29.74225	n = 39
	Within		1.561776	-9.31354	16.80892	T = 11
Pm10	overall	57.31002	18.6809	19	115	N = 429
	Between		12.82603	32.27273	79.81818	n = 39
	Within		13.72271	14.91841	101.9464	T = 11

Source: Authors' Calculation.

Table 3: Descriptive Statistics for Consumption Cities Sample.

Variable		Mean	Std.dev.	Min	Max	Observation
man	overall	5.476051	3.350315	0.6174169	17.29131	N = 396
	Between		3.281042	0.959542	13.57104	n = 36
	Within		0.855518	1.609044	9.196324	T = 11
service	overall	50.98871	5.49173	37.35436	66.41825	N = 396
	Between		5.082547	39.20847	62.02564	n = 36
	Within		2.231769	41.46112	58.10378	T = 11
construction	overall	7.541678	2.875754	2.619416	18.95888	N = 396
	Between		2.382978	3.784223	15.18098	n = 36
	Within		1.653826	2.565826	18.33345	T = 11
urbanization rate	overall	0.638079	2.311224	-1.386996	1.477276	N = 396
	Between		0.829144	-1.352979	2.610745	n = 36
	Within		2.161407	-1.415563	1.438752	T = 11
Pm10	overall	55.20202	2236169	12	135	N = 396
	Between		1584144	2.745455	1.022727	n = 36
	Within		1598272	-9.070707	1.203838	T = 11

Source: Authors' Calculation.

4. Empirical Analysis on Urbanization and Sectoral Linkages

We have utilized the following steps for the estimation of the GMM-PVAR model: Firstly, we define the GMM-PVAR model (Equation 2), which implies the regression dynamic interlinkages among these variables. Equation (2) (y_{it}) represents 5 variables vector (manufacturing, service, construction, urbanization rate, PM10) and (i) represent provinces. Testing the stationary of the panel data is the pre-condition for estimating the PVAR model. For this purpose, unit root tests are utilized. Later on overidentification test is considered. Following that granger causality, variance decomposition and impulse response for all variables to shocks are figured out.

$$y_{it} = \beta_{it} + \sum_{j=1}^p \beta_j y_{t-j} + \dot{\iota}_t + \epsilon_{it} \quad [2]$$

For estimation, it is important to check whether the time series that are used in PVAR, are cross-sectional dependent. Depending on whether the time series used in PVAR analysis is cross-section dependent or not, which unit test will be used will be selected. To detect whether time series are cross-section dependent or not, Pesaran's CD Test is utilized (Pesaran, 2004, Levin et.al, 2002). Under the null hypothesis of independence, $CD \sim N(0,1)$, p values close to zero indicate that data are correlated across panel groups. Table 4 which can be seen below, displays the p-value of Pesaran's CD test for production and consumption cities' variables. The results indicate that there is enough evidence to reject the null hypothesis of cross-sectional independence for all variables except the first difference of PM10 variable in production cities. For this reason, the 1st generation unit root test is inappropriate to use for production and consumption cities' variables. Therefore, the 2nd generation unit root test which was put forward by Pesaran (2007), is used. In Pesaran's panel unit root test, the series is considered stationary when the CIPS statistic's absolute value is greater than the absolute value of critical values at the 95% confidence level. Pesaran's panel unit root test's CIPS statistics for production and consumption cities can be seen in Table 4. According to these results of production cities, while manufacturing, service and construction variable are not stationary at level, PM10 and urbanization variables are stationary at level. As can be seen from Table 4, all variables of production cities are stationary at their first difference. Due to the Pesaran panel unit root test's CIPS statistics for consumption cities that could be observed in Table 4, all of the variables except urbanization are not stationary at the level. Only the urbanization variable is stationary at the level. All of the variables are stationary at the first difference level in consumption cities. Because of stationary test results of production and consumption cities, all variable's first differences are used in PVAR analysis. Additionally, Woolridge test for autocorrelation is utilized for both samples. Accordingly, we reject the hypothesis that there is a serial correlation in the model for the first difference of the variables.

Table 4: Cross Sectional Dependence and Unit Root Tests of Production Cities and Consumption Cities.

Variables	Production Cities				Consumption Cities			
	Pesaran CD Test (p value)		Pesaran Panel Unit Root Test with Cross Sectional Dependence (CIPS Statistic)		Pesaran CD Test (p value)		Pesaran Panel Unit Root Test with Cross Sectional Dependence (CIPS Statistic)	
	Level	First Difference	Level	First Difference	Level	First Difference	Level	First Difference
Man	0	0	-1.787	-2.726*	0	0	-1.787	-3.250*
Service	0	0	-1.545	-2.904*	0	0	-1.934	-2.487*
Construction	0	0	-1.897	-2.934*	0	0	-1.885	-2.935*
PM10	0	0,056	-2.539*	-3.227*	0	0	-2.026	-2.517*
Urban	0	0	-3.471*	-4.554*	0	0	-2.928*	-4.292*

Source: Authors' Calculation.

Lütkepohl (2005) demonstrates the stability condition of the VAR model. According to this study, for the VAR model to be stable, all moduli of the companion matrix have to be strictly less than one. The stability condition state that the VAR model is invertible and has an infinite-order VMA representation. Ensuring this stability condition is necessary for the interpretation of the estimation results of IRFs and FEVDs (Abrigo & Love, 2016).

Table 5 which is depicted below, shows the eigenvalue stability conditions of production cities and consumption cities panel VAR. As it can be seen from Table 5, all the moduli are smaller than one. So, it can be alleged that both of the panel VAR models are stable. Figure 2 also displays graphs of the eigenvalue stability condition of production cities and consumption cities panel VAR. In both panel VAR models, the roots of the companion matrix are all inside the unit circles. Therefore, it can be asserted that the panel VAR models are stable.

Besides Hansen's J set overidentification test¹ results strengths the validity of the instruments. Following that Granger causality tests are used to know whether past values of a variable are effective to estimate another variable (Granger, 1969). For example, if past values of variable x can predict the values of another variable y, we can assert that x variable is "Granger Causes" of variable y. Panel VAR Granger causality Wald test is utilized to show the relationship between the variables. In this test, H₀ hypothesis is

¹ For both sample; Hansen's J $\chi^2(288) = 0$ (p = 1.000)

“excluded variable does not Grange cause equation variable”. H_1 hypothesis is “excluded variable Grange cause equation variable”.

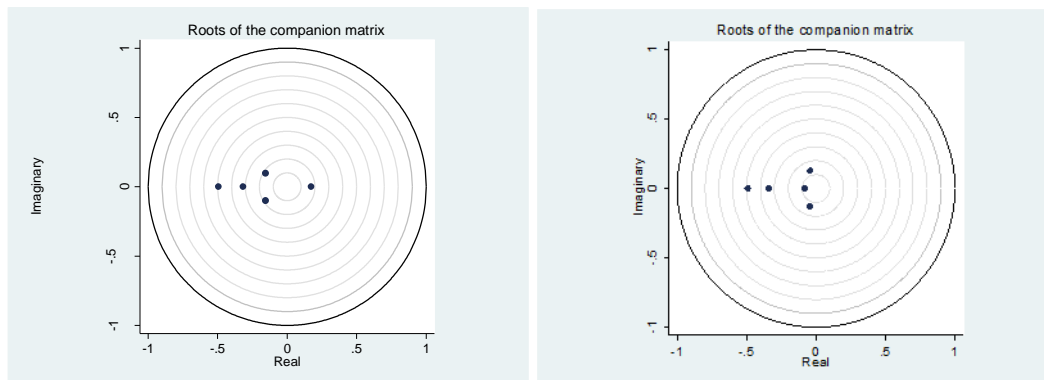
Table 5: Eigenvalue Stability Conditions of Production Cities and Consumption Cities Panel VAR

Eigenvalue		Modulus
Real	Imaginary	
-0.49405	0	0.49405
-0.31727	0	0.317274
-0.15691	0.098946	0.185499
-0.15691	-0.09895	0.185499
0.173376	0	0.173376
Eigenvalue Stability Condition of Production Cities		

Eigenvalue		Modulus
Real	Imaginary	
-0.49257	0	0.492566
-0.34299	0	0.342989
-0.04363	0.12825	0.135463
-0.04363	-0.128246	0.135463
-0.08234	0	0.082339
Eigenvalue Stability Condition of Consumption Cities		

Source: Authors’ Calculation.

Figure 2: Graph of Eigenvalue Stability Condition of Production Cities (Right Side) and Graph of Eigenvalue Stability Condition of Consumption Cities (Left Side)



Source: Authors’ Calculation.

Table 6 displays the panel VAR Granger causality Wald test results of production and consumption cities. According to production cities panel VAR Granger causality Wald test results, we reject H_0 hypothesis apart from only one relationship. This causality relationship is detected between construction and urbanization variables. Therefore, it can be alleged that the urbanization variable is granger cause of the construction variable. According to panel VAR Granger causality Wald test results of

consumption cities we reject H_0 hypothesis for three relationships. The causality relationship is detected between; urbanization and service, PM10 and services, construction and manufacturing.

Table 6: Production Cities and Consumption Cities Panel VAR Granger Causality Wald Test Results

Panel VAR-Granger for Production and Consumption Cities					
Equation \ Excluded	chi2 and Prob > chi2 values				
durban					
	dman	dservice	dcons	Dpm10	ALL
Production	1.378	0.777	1.471	0.895	6.619
Prob > chi2	0.24	0.378	0.225	0.344	0.157
consumption	1.503	10.205	1.072	1.077	13.035
Prob > chi2	0.22	0.001*	0.3	0.299	0.011*
dman					
	durban	dservice	dcons	dpm10	ALL
production	2.231	0.005	0.262	3.414	7.508
Prob > chi2	0.135	0.941	0.608	0.065	0.111
consumption	0.48	2.715	0.441	0.528	3.425
Prob > chi2	0.489	0.099	0.507	0.468	0.489
dservice					
	durban	dman	dcons	dpm10	ALL
production	0.914	0.098	0.102	0.023	1.147
Prob > chi2	0.339	0.754	0.75	0.88	0.887
consumption	0.693	3.012	0.283	0.143	4.392
Prob > chi2	0.405	0.083	0.595	0.705	0.355
dconstruction					
	durban	dman	dservice	dpm10	ALL
production	4.343	3.352	0.105	0.094	3.4943
Prob > chi2	0.037*	0.067	0.745	0.759	0.041*
consumption	0.147	5.943	2.267	1.448	10.145
Prob > chi2	0.702	0.015*	0.132	0.229	0.038*
dpm10					
	durban	dman	dservice	dcons	ALL
production	2.343	1.875	0.054	0.01	3.617
Prob > chi2	0.126	0.171	0.816	0.921	0.46
consumption	0.004	0.286	6.274	0.018	9.073
Prob > chi2	0.949	0.593	0.012*	0.894	0.059
Prob>0.05					

Source: Authors' Calculation.

Table 7: Forecast Error Variance Decomposition of Production Cities

Response variable and forecast horizon					
	Impulse variable				
	dman	dser	dcon	durban	dpm10
dman					
0	0	0	0	0	0
1	1	0	0	0	0
2	0.988329	0.0020461	0.000521	0.0037551	0.008284
3	0.963226	0.0113718	0.007869	0.0059414	0.01322
4	0.95907	0.0116413	0.008128	0.006706	0.013321
5	0.956988	0.0123892	0.008915	0.0069102	0.013533
6	0.956493	0.0128965	0.008911	0.0069613	0.013528
7	0.956416	0.012941	0.008911	0.0069737	0.013529
8	0.956384	0.0129551	0.008915	0.0069768	0.013532
9	0.956376	0.0129574	0.008915	0.0069775	0.013536
10	0.956376	0.0129574	0.008915	0.0069777	0.013537
11	0.956376	0.0129574	0.008916	0.0069777	0.013537
12	0.956376	0.0129574	0.008916	0.0069778	0.013537
13	0.956376	0.0129574	0.008916	0.0069778	0.013537
14	0.956376	0.0129574	0.008916	0.0069778	0.013537
15	0.956376	0.0129574	0.008916	0.0069778	0.013537
dser					
0	0	0	0	0	0
1	0.111014	0.8889864	0	0	0
2	0.117166	0.8700305	0.004417	0.0012169	0.001212
3	0.121788	0.8609975	0.006505	0.0017539	0.003483
4	0.120551	0.8605996	0.006618	0.0019327	0.004505
5	0.120535	0.8597035	0.007077	0.0019811	0.004822
6	0.12047	0.8597503	0.007082	0.0019936	0.00484
7	0.120465	0.8597489	0.007081	0.0019968	0.00484
8	0.120465	0.8597342	0.007086	0.0019976	0.004843
9	0.120464	0.8597298	0.007087	0.0019978	0.004846
10	0.120464	0.859729	0.007087	0.0019978	0.004847
11	0.120464	0.859729	0.007087	0.0019978	0.004847
12	0.120464	0.859729	0.007087	0.0019978	0.004847
13	0.120464	0.859729	0.007087	0.0019978	0.004847

Table 7 (Cont.):

14	0.120464	0.859729	0.007087	0.0019978	0.004847
15	0.120464	0.859729	0.007087	0.0019978	0.004847
dcon					
0	0	0	0	0	0
1	0.042566	0.1239927	0.833442	0	0
2	0.040492	0.1480811	0.810537	0.0156718	0.000553
3	0.046555	0.1512947	0.783209	0.0174935	0.009394
4	0.046839	0.1508902	0.780997	0.0181485	0.009534
5	0.046867	0.1514995	0.78	0.0182973	0.009572
6	0.046869	0.1515102	0.779968	0.0183353	0.009591
7	0.046884	0.1515336	0.779901	0.0183445	0.009595
8	0.046884	0.1515414	0.779885	0.0183467	0.009598
9	0.046884	0.151541	0.779884	0.0183473	0.009599
10	0.046884	0.151541	0.779884	0.0183474	0.009599
11	0.046884	0.151541	0.779883	0.0183474	0.009599
12	0.046884	0.151541	0.779883	0.0183474	0.009599
13	0.046884	0.151541	0.779883	0.0183474	0.009599
14	0.046884	0.151541	0.779883	0.0183474	0.009599
15	0.046884	0.151541	0.779883	0.0183474	0.009599
durbanization					
0	0	0	0	0	0
1	0.006237	0.0039351	0.004926	0.9946205	0
2	0.030432	0.0128521	0.003345	0.9679239	0.004047
3	0.029528	0.0232526	0.003697	0.9589095	0.014063
4	0.034505	0.0353664	0.003827	0.9560264	0.016003
5	0.035946	0.0385074	0.00444	0.9552415	0.015955
6	0.035883	0.0389259	0.004839	0.9550348	0.016651
7	0.035935	0.0389509	0.004853	0.954982	0.016851
8	0.035958	0.0389498	0.004858	0.9549686	0.016854
9	0.035957	0.0389498	0.004861	0.9549654	0.016856
10	0.035958	0.0389498	0.004861	0.9549645	0.016857
11	0.035958	0.0389499	0.004861	0.9549643	0.016857
12	0.035958	0.0389499	0.004861	0.9549643	0.016857
13	0.035958	0.0389499	0.004861	0.9549643	0.016857
14	0.035958	0.0389499	0.004861	0.9549643	0.016857
15	0.035958	0.0389499	0.004861	0.9549643	0.016857

Table 7 (Cont.):

dpmo					
0	0	0	0	0	0
1	0.0001	0.007374	0.001895	0.0092819	0.990619
2	0.033167	0.0112895	0.001781	0.0112252	0.951579
3	0.033167	0.0143745	0.009435	0.0121664	0.931541
4	0.038123	0.0151883	0.009524	0.0123684	0.91868
5	0.038476	0.0153875	0.009535	0.0124103	0.917361
6	0.038717	0.0157082	0.009546	0.0124196	0.916803
7	0.038815	0.0158158	0.009563	0.0124218	0.916554
8	0.038813	0.0158392	0.009587	0.0124224	0.916498
9	0.038815	0.0158424	0.009588	0.0124225	0.91649
10	0.038815	0.0158424	0.009588	0.0124225	0.91649
11	0.038815	0.0158424	0.009588	0.0124225	0.916489
12	0.038815	0.0158424	0.009588	0.0124225	0.916489
13	0.038815	0.0158424	0.009588	0.0124225	0.916489
14	0.038815	0.0158424	0.009588	0.0124225	0.916489
15	0.038815	0.0158424	0.009588	0.0124225	0.916489

Source: Authors' Calculation.

Forecast error variance decomposition analysis demonstrates the percent of the variation in one variable which is expressed by the shock to another variable. Forecast error variance decomposition analysis state the magnitude of the total effect. In this study, 10 years period is reported. If a longer time horizon would be used, it will produce similar results (Love & Zicchino, 2006). Table 7 presents the forecast error variance decomposition for production cities. According to these results, the manufacturing and service sectors' total growth rates explain approximately %3 - %3.8 of the change in urbanization growth rate in ten years period. The manufacturing sector growth accounts for approximately %12 of the variation in service sector growth in the same period. The manufacturing and service sectors' growth rates explain %4.6 (approximately) and % 15 (approximately) of the variation in the construction sector growth rate, respectively.

Table 8 reports the forecast error variance decomposition for consumption cities. Due to these results respectively construction sectors' growth rates explain approximately %3 and the service sectors' growth rate explains approximately %4.6 of the change in urbanization growth rate on a ten-year horizon. The manufacturing sector's contribution to the urbanization growth rate is very little. Besides manufacturing sector's growth rate explain approximately %3 of the service sectors' growth. The service sector growth rate accounts for approximately %22 of the variation in the construction sector growth rate. The service sectors' growth rate explains %3.2 of the variation in the PM10 growth rate.

Table 8: Forecast Error Variance Decomposition of Consumption Cities

Response variable and forecast horizon					
	Impulse variable				
	dman	dser	dcon	durbanization	dpm10
dman					
0	0	0	0	0	0
1	1	0	0	0	0
2	0.986634	0.010915	0.00077	0.0002296	0.001451
3	0.984193	0.013154	0.00077	0.0004355	0.001448
4	0.983948	0.013302	0.000781	0.0005225	0.001447
5	0.983912	0.013306	0.000784	0.0005507	0.001448
6	0.983903	0.013305	0.000785	0.0005588	0.001448
7	0.983901	0.013306	0.000785	0.000561	0.001448
8	0.9839	0.013306	0.000785	0.0005616	0.001448
9	0.9839	0.013306	0.000785	0.0005617	0.001448
10	0.9839	0.013306	0.000785	0.0005618	0.001448
11	0.9839	0.013306	0.000785	0.0005618	0.001448
12	0.9839	0.013306	0.000785	0.0005618	0.001448
13	0.9839	0.013306	0.000785	0.0005618	0.001448
14	0.9839	0.013306	0.000785	0.0005618	0.001448
15	0.9839	0.013306	0.000785	0.0005618	0.001448
dser					
0	0	0	0	0	0
1	0.022053	0.977947	0	0	0
2	0.027665	0.969083	0.001606	0.0009324	0.000714
3	0.029233	0.966733	0.001809	0.0015081	0.000717
4	0.029396	0.96631	0.001838	0.0017315	0.000725
5	0.029413	0.966213	0.001845	0.0018031	0.000727
6	0.029415	0.966188	0.001846	0.0018238	0.000727
7	0.029415	0.966182	0.001847	0.0018294	0.000727
8	0.029415	0.96618	0.001847	0.0018309	0.000727
9	0.029415	0.96618	0.001847	0.0018313	0.000727
10	0.029415	0.96618	0.001847	0.0018314	0.000727
11	0.029415	0.96618	0.001847	0.0018314	0.000727
12	0.029415	0.96618	0.001847	0.0018314	0.000727
13	0.029415	0.96618	0.001847	0.0018314	0.000727
14	0.029415	0.96618	0.001847	0.0018314	0.000727
15	0.029415	0.96618	0.001847	0.0018314	0.000727

Table 8 (Cont.):

dcon					
0	0	0	0	0	0
1	0.000674	0.236027	0.763299	0	0
2	0.025821	0.227363	0.736634	0.0004101	0.009772
3	0.025946	0.227226	0.736067	0.0005575	0.010204
4	0.025944	0.22728	0.735984	0.000589	0.010203
5	0.025944	0.22729	0.735968	0.0005956	0.010203
6	0.025944	0.227291	0.735965	0.000597	0.010203
7	0.025944	0.227291	0.735965	0.0005973	0.010203
8	0.025944	0.227291	0.735965	0.0005974	0.010203
9	0.025944	0.227291	0.735965	0.0005974	0.010203
10	0.025944	0.227291	0.735965	0.0005974	0.010203
11	0.025944	0.227291	0.735965	0.0005974	0.010203
12	0.025944	0.227291	0.735965	0.0005974	0.010203
13	0.025944	0.227291	0.735965	0.0005974	0.010203
14	0.025944	0.227291	0.735965	0.0005974	0.010203
15	0.025944	0.227291	0.735965	0.0005974	0.010203
durbanization					
0	0	0	0	0	0
1	8.8E-06	0.002138	0.019271	0.9785827	0
2	0.006245	0.028983	0.028558	0.9343006	0.001913
3	0.007136	0.041161	0.029732	0.9188486	0.003123
4	0.007179	0.045026	0.029897	0.9144543	0.003444
5	0.007171	0.046148	0.029926	0.9132353	0.003519
6	0.007167	0.046458	0.029932	0.9129059	0.003538
7	0.007166	0.04654	0.029933	0.9128196	0.003542
8	0.007166	0.046561	0.029933	0.9127973	0.003543
9	0.007166	0.046566	0.029933	0.9127918	0.003543
10	0.007166	0.046567	0.029933	0.9127904	0.003544
11	0.007166	0.046568	0.029933	0.9127901	0.003544
12	0.007166	0.046568	0.029933	0.9127901	0.003544
13	0.007166	0.046568	0.029933	0.9127901	0.003544
14	0.007166	0.046568	0.029933	0.9127901	0.003544
15	0.007166	0.046568	0.029933	0.9127901	0.003544

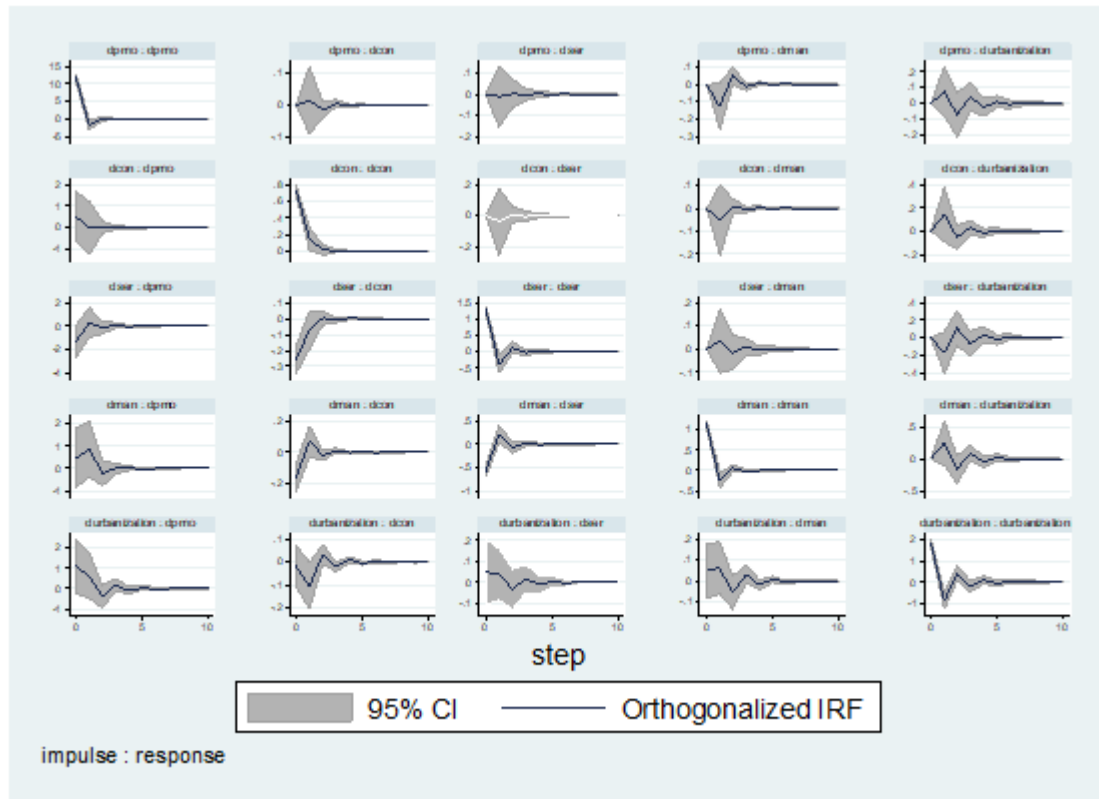
Table 8 (Cont.):

dpmo					
0	0	0	0	0	0
1	0.008887	0.003808	0.00131	0.0002807	0.985716
2	0.01159	0.029829	0.001313	0.0002747	0.956993
3	0.011649	0.031976	0.001358	0.0003131	0.954704
4	0.011699	0.032095	0.001366	0.0003351	0.954504
5	0.011705	0.032102	0.001367	0.0003432	0.954483
6	0.011706	0.032102	0.001368	0.0003458	0.954479
7	0.011706	0.032102	0.001368	0.0003465	0.954478
8	0.011706	0.032102	0.001368	0.0003467	0.954478
9	0.011706	0.032102	0.001368	0.0003467	0.954478
10	0.011706	0.032102	0.001368	0.0003468	0.954478
11	0.011706	0.032102	0.001368	0.0003468	0.954478
12	0.011706	0.032102	0.001368	0.0003468	0.954478
13	0.011706	0.032102	0.001368	0.0003468	0.954478
14	0.011706	0.032102	0.001368	0.0003468	0.954478
15	0.011706	0.032102	0.001368	0.0003468	0.954478

Source: Authors' Calculation.

The impulse response function defines the impact of a standard error change of random disturbance term on the current and future levels of the other covariates. The impulse response function analysis is a useful tool to investigate the dynamic relationship between variables (Lin & Zhu, 2017). The impulse response function confidence intervals which can be seen below in Figure 3 and Figure 4, are computed by 200 Monte Carlo draws.

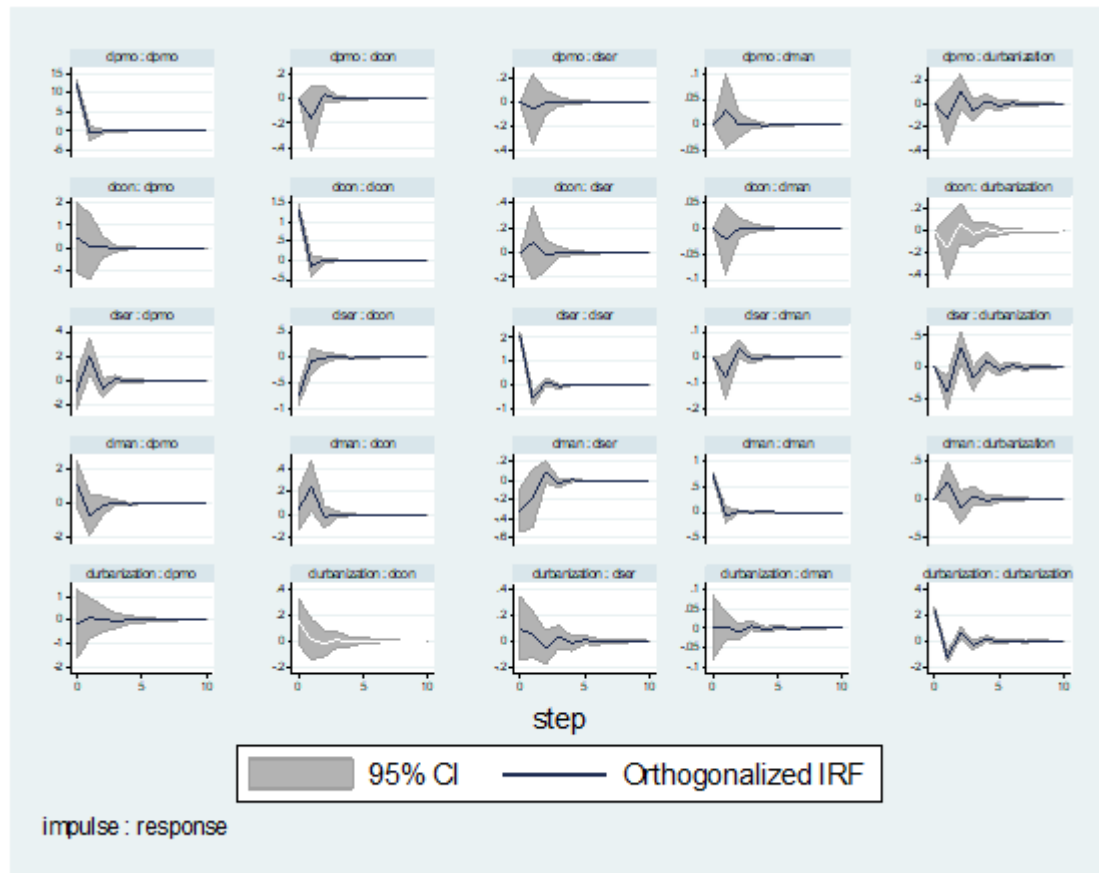
The impulse response function for production cities is depicted in Figure 3. Row 1 of Figure 3 displays the effects of one standard error shock of other variables to PM10. Specifically, the shocks which are caused by manufacturing and urbanization have a fluctuating effect on PM10. In Row 2 the impact engendered by urbanization has a fluctuating effect on construction. In Row 3 of Figure 3. shock in PM10 and construction increase services. The shocks which are caused by urbanization and manufacturing, have a fluctuating effect on services. In Row 4 of Figure 3 the shocks that are produced by urbanization and PM10, have a fluctuating effect on manufacturing. The reaction of manufacturing to shocks in construction and services is positive. Finally, the shocks which are caused by PM10, service and manufacturing, have a fluctuating effect on urbanization. In this sample, the influence of manufacturing and service sectors on urbanization is more apparent.

Figure 3: Impulse Response Function for 10 Years Periods -Production Cities

Source: Authors' Calculation.

The impulse response function for consumption cities is depicted in Figure 4. Row 1 of Figure 4 represents the effect of one standard error shock on other variables to PM10. PM10 shows first negative and then positive responses to a standard deviation in construction and services. The shocks that are produced by urbanization have a fluctuating impact on PM10. In Row 2 of Figure 4 shock in PM10 causes a reduction in construction. The shocks which are caused by urbanization, have a fluctuating effect on construction. The response of construction to shock on service is first positive and then negative. In Row 3 of Figure 4. shock in urbanization; have a fluctuating impact on services. According to Row 4, the shocks that are created by urbanization, have a fluctuating effect on manufacturing. The response of manufacturing to shock on construction and service is first positive and then negative. Oppositely the reaction of manufacturing to shock on PM10 is first negative and then positive. In Row 5 of Figure 4. while the shocks that are produced by service, have a fluctuating effect on urbanization; the shocks which are created by PM10, and manufacturing, have little impact on urbanization. Shock in construction reduces urbanization.

Figure 4: Impulse Response Function for 10 Years Periods - Consumption Cities



Source: Authors' Calculation.

5. Conclusion

In our paper, the interactions between the urbanization rate and sectoral value added shares and their connection with PM10 data at the provincial level are estimated by implementing the GMM-PVAR method. The findings indicate that the urbanization dynamics in Turkey's provinces cannot be explained only by the industrialization phenomenon. Even urbanization with de-industrialization is relevant for our case. The results of the samples led us to focus on the consequences of shifting from manufacturing to other non-agricultural sectors that could be harmful. Under these circumstances, the production capacities of the provinces seem to be limited. Urbanization occurs with different sectoral compositions additionally urbanization dynamics impacts services and construction sectors as well. In the case of our production cities sample manufacturing and service sectors simultaneously determine urbanization. At the same time, a higher urbanization rate accelerates the construction sector. It is possible to suggest that for the

production cities sample, non-manufacturing sectors are also relevant and detrimental in explaining urbanization dynamics.

In the case of consumption cities, where the value-added share of the manufacturing sector is relatively low, urbanization is led by the service sector. At the same time, unlike the production cities sample, it is noteworthy that the service sector is detrimental for PM10 data. However, the findings do not provide a strong basis that PM10 data is directly related to urbanization. Our GMM-PVAR estimations assert that the dynamics of the urbanization level at the provincial level are mostly related to the non-manufacturing sectors. Urbanization dynamics tend increasing consumption capacity. Employment conditions, wage premium differences and urban sprawl effects need to be investigated in detail. Considering the SDGs and policy-making processes related to SDGs, the growth dynamics and policy-making process for targets of SDGs are thought to be contradictory.

References

- Abrigo, M. R. & Love, I. (2016). Estimation of panel vector autoregression in Stata. *The Stata Journal*, 16(3), 778-804.
<https://doi.org/10.1177/1536867X1601600314>
- Aksoy, T., Taştan, H. & Kama, Ö. (2019). Revisiting income convergence in Turkey: Are there convergence clubs? *Growth and Change*, 50(3), 1185-1217.
<https://doi.org/10.1111/grow.12310>
- Börü, F. & Tahsin E. (2022). Türkiye’de Nuts-2 düzeyinde “hizmetleşme” ve kalkınma biçimlerinin analizi.
https://econanadolu.com/papers/Boru_Tahsin_An_F.pdf, VI. Anadolu International Conference on Economics, May 13-15, 2022, Eskişehir, Turkey.
- Cetin, M., Ecevit, E. & Yucel, A. G. (2018). Structural breaks, urbanization and CO2 emissions: evidence from Turkey. *Journal of Applied Economics and Business Research*, 8(2), 122-139.
- Dogan, E., Chishti, M. Z., Alavijeh, N. K. & Tzeremes, P. (2022). The roles of technology and Kyoto Protocol in energy transition towards COP26 targets: Evidence from the novel GMM-PVAR approach for G-7 countries. *Technological Forecasting and Social Change*, 181, 121756.
<https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.121756>

- Durusu-Ciftci, D. & Nazlıoğlu, Ş. (2019). Does income converge in Turkey? An empirical assessment. *Ege Academic Review*, 19(1), 15-32. Doi: 10.21121/eab.2019148772
- Erdun, H., Öztürk, A., Çapraz, Ö., Toros, H., Dursun, S. & Deniz, A. (2015). Spatial variation of PM10 in Turkey. In *7th Atmospheric Sciences Symposium, Istanbul, Turkey*, (pp. 311-323).
- Glaeser, E. L. (2010). Introduction to Agglomeration Economics. In Glaeser, E. L. (ed.) *Agglomeration economics*. (pp. 1-14). University of Chicago Press.
- Glaeser, E. L. (2014). A world of cities: the causes and consequences of urbanization in poorer countries. *Journal of the European Economic Association*, 12(5), 1154-1199. <https://doi.org/10.1111/jeea.12100>
- Glaeser, E. L. & Kahn, M. E. (2004). Sprawl and urban growth. In *Handbook of regional and urban economics* (Vol. 4, pp. 2481-2527). Elsevier.
- Gollin, D., Jedwab, R. & Vollrath, D. (2016). Urbanization with and without industrialization. *Journal of Economic Growth*, 21(1), 35-70. <https://doi.org/10.1007/s10887-015-9121-4>
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438. <https://doi.org/10.2307/1912791>
- Grossman, G. M. & Krueger, A. B. (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series* 3914. <https://doi.org/10.3386/w3914>.
- Güçlü, M. (2016). The environmental Kuznets curve for Turkish Nuts-3 regions: a spatial econometric analysis. A spatial econometric analysis. In *Proceedings of the 12th International Conference of ASECU: Inclusive and Sustainable Development and the Role of Social and Solidarity Economy, Eskisehir, Turkey, 29–30 September 2016*
- Henderson, J. V. (2010). Cities and development. *Journal of Regional Science*, 50(1), 515-540. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2009.00636.x>
- Holtz-Eakin, D., Newey, W. & Rosen, H. S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, 56(6), 6371-1395.
- Jedwab, R., Ianchovichina, E. & Haslop, F. (2022). Consumption Cities versus Production Cities. *World Bank Group Policy Research Working Paper* 10105
- Karaca, O. (2018). 50 years of regional convergence in Turkey: New data set and analysis for the period 1960-2010. *Sosyoekonomi*, 26(35), 207-228. <https://doi.org/10.17233/sosyoekonomi.343016>

- Karahasan, B. C. & Pinar, M. (2022). The environmental Kuznets curve for Turkish provinces: a spatial panel data approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 29(17), 25519-25531. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-17706-w>
- Kocabas, A. (2013). The transition to low carbon urbanization in Turkey: Emerging policies and initial action. *Habitat International*, 37, 80-87. <https://doi.org/10.1016/j.habitatint.2011.12.016>
- Levin, A., Lin, C. F. & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24. [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Lin, B. & Zhu, J. (2017). Energy and carbon intensity in China during the urbanization and industrialization process: A panel VAR approach. *Journal of Cleaner Production*, 168, 780-790. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.09.013>
- Lise, W. (2006). Decomposition of CO2 emissions over 1980–2003 in Turkey. *Energy Policy*, 34(14), 1841-1852. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2004.12.021>
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer Science & Business Media.
- Love, I. & Zicchino, L. (2006). Financial development and dynamic investment behavior: evidence from panel VAR. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46(2), 190-210. <https://doi.org/10.1016/j.qref.2005.11.007>
- OECD (2018). *Rethinking Urban Sprawl: Moving towards Sustainable Cities*, OECD Publishing, Paris.
- Our World in Data (2022). [www. OurWorldInData.org](http://www.OurWorldInData.org).
- Pata, U. K. (2018). Renewable energy consumption, urbanization, financial development, income and CO2 emissions in Turkey: testing EKC hypothesis with structural breaks. *Journal of Cleaner Production*, 187, 770-779. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.03.236>
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels (IZA Discussion Paper No. 1240). *Institute for the Study of Labor (IZA)*.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Sigmund, M. & Ferstl, R. (2021). Panel vector autoregression in R with the package panelvar. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 80, 693-720.
- TurkStat (2022). www.tuik.gov.tr
- WHO, (2005). *WHO Air Quality Guidelines For Particulate Matter, Ozone, Nitrogen Dioxide and Sulfur Dioxide*. World Health Organization. http://whqlibdoc.who.int/hq/2006/WHO_SDE_PHE_OEH_06.02_eng.pdf.

World Bank (2022). www.worldbank.org

Yildirim, J., Alpaslan, B. & Eker, E. E. (2021). The role of social capital in environmental protection efforts: evidence from Turkey. *Journal of Applied Statistics*, 48(13-15), 2626-2642. <https://doi.org/10.1080/02664763.2020.1843609>

DISCLOSURE STATEMENTS:

Research and Publication Ethics Statement: This study has been prepared in accordance with the rules of scientific research and publication ethics.

Contribution rates of the authors: First author (50%), second author (50%).

Conflicts of Interest: Author states that there is no conflict of interest.

Financial research support statement: None

Ethics Committee Approval: Ethics committee approval was not obtained because human subjects were not used in the research described in the paper.

Türkiye’de Enflasyonu Etkileyen Faktörlerin Belirlenmesi: Ekonometrik Bir Uygulama

Ahmet Ünlü, Seçkin Kabak*

Öz

İktisat politikasının temel amaçları arasında fiyat istikrarının sağlanması ve ekonomik büyümenin gerçekleştirilmesi yer almasına rağmen bu amaçlar bazen birbiriyle çelişebilmektedir. Öte yandan fiyatlar genel düzeyindeki sürekli artışlar siyasi, sosyal ve ekonomik dengeler üzerinde önemli etkilere yol açmaktadır. Söz konusu etkilerin önlenmesi açısından enflasyonun ılımlı olması hem fiyat hem de finansal istikrarın sağlanması günümüz dünyasında büyük önem taşımaktadır. Bu kapsamda Türkiye’de enflasyonu etkileyen faktörler 1979:Ç1-2019:Ç4 arasındaki çeyrek dönemlik verilerle ekonometrik zaman serileri teknikleriyle analiz edilmiştir. Buna göre enflasyon oranı, milli gelir, faiz oranı ve para arzı arasındaki ilişki ARDL modeli kurularak incelenmiştir. İncelemeler sonucunda enflasyon değişkenini açıklayan değişkenler olarak kısa dönem faiz oranı, gelir düzeyi ve reel para balansları değişkenleri anlamlı bulunmuştur. Uzun dönem katsayılarının değerleri genel olarak anlamlı çıkmıştır. Uzun dönem katsayılarına göre; reel gelirin logaritmasındaki %1’lik artışın enflasyonu %0.248 kadar artırdığı ve kısa dönem faiz oranındaki %1’lik artışın ise enflasyonu %0.686 kadar artırdığı bulunmuştur.

JEL Kodları: C22, E00, E31

Anahtar Kelimeler: Enflasyon, ARDL Modeli, Türkiye

* A. Ünlü: Aydın Adnan Menderes Üniversitesi, Aydın, <https://orcid.org/0000-0003-4921-3157> (unlu100@gmail.com); S. Kabak: Kahramanmaraş Sütçü İmam Üniversitesi, Kahramanmaraş, <https://orcid.org/0000-0001-8197-4170> (seckinkabak@gmail.com). Bu çalışma 1-4 Eylül 2022 tarihleri arasında düzenlenen Türkiye Ekonomi Kurumu 8. Uluslararası Ekonomi Konferansı’nda bildiri olarak sunulmuştur.

Identification of Factors Affecting Inflation in Türkiye: An Econometric Application

Abstract

Although price stability and realization of economic growth are among the main objectives of economic policy, these objectives sometimes contradict each other. Moderate inflation is of great importance in today's world to ensure both price and financial stability. In this context, the factors affecting inflation in Turkey were analyzed using econometric time series techniques with quarterly data between 1979:Q1-2019:Q4. Accordingly, the relationship between inflation rate, national income, interest rate and money supply were examined by establishing ARDL model. As a result of the examinations, short-term interest rate, income level and real money balance variables were found to be significant as variables explaining the inflation variable. The values of the long-term coefficients were generally significant According to the long-term coefficients; It was found that a 1% increase in the logarithm of real income increased inflation by 0.248%, and a 1% increase in the short-term interest rate increased inflation by 0.686%.

JEL Codes: C22, E00, E31

Keywords: Inflation, ARDL Model, Türkiye

1. Giriş

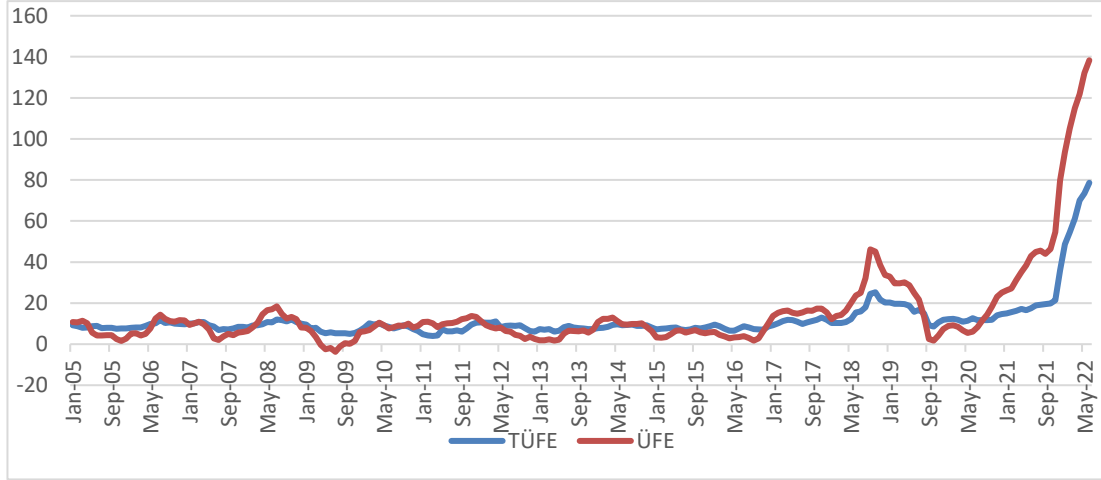
Makroekonomik bir gösterge olan enflasyon, önemli bir ekonomik istikrarsızlık şekli olarak ifade edilebilir. Enflasyon fiyatlar genel düzeyinin sürekli biçimde ve yüksek düzeylerde artması ve bu nedenle paranın satın alma gücünü kaybetmesi şeklinde tanımlanabilir (Seyidoğlu, 2002).

Enflasyon, görünürlüğüne göre ; açık ve bastırılmış enflasyon, şiddetine göre ; sürünen, ılımlı, yüksek (dörtünel) ve hiperenflasyon, beklentilere göre ; beklenen ve beklenmeyen (sürpriz) enflasyon ve kaynağına göre ise talep ve maliyet enflasyonu olarak sınıflandırılmaktadır (Yıldırım, Karaman ve Taşdemir, 2009). Enflasyon talep ve arz (maliyet) enflasyonu olmak üzere temelde iki nedenden dolayı ortaya çıkar. Mal ve hizmetlere yönelik talep arz edilen miktardan fazla olduğu durumda talep enflasyonu meydana gelir. Ücret, faiz, rant ve kar payı gibi üretim faktörlerine yapılan ödemelerin ve enerji giderleri, hammadde giderleri gibi üretimde kullanılan girdilere yapılan ödemelerin artması durumunda ise arz (maliyet) enflasyonu gerçekleşir (Eğilmez, 2014).

Türkiye’de ortalama yıllık enflasyon 1939-1949 döneminde iki haneli olup %14.3 düzeyinde gerçekleşmiştir. 1950-1959 döneminde %8.8, 1960-1969 döneminde tek haneli rakamlara gerileyerek %4.4 düzeyinde meydana gelmiştir (Aydoğan, 2004). 1973-1974 yıllarında meydana gelen petrol krizinin etkisiyle 1971-1979 döneminde enflasyon tekrar iki haneli seviyelere yükselerek yıllık ortalama %25.8 düzeyinde gerçekleşmiştir (Yükseler, 2004). 1976’da Uluslararası Para Fonu (International Monetary Fund-IMF) ülkelere kredi vermenin ön koşulu olarak dışa dönük, liberal politikalar yürütülmesini ülkelere şart koşmuştur. 24 Ocak 1980 kararları ile Türkiye’de dışa dönük bir ekonomi politikası izlenerek Türk parası dalgalanmaya bırakılarak dış ticaret serbest hale getirilmiştir.

2001’de Türkiye’de yaşanan finansal krizden sonra Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) enflasyon hedeflemesi politikasını daha sıkı uygulamaya başlamasıyla 2003 yılından itibaren enflasyon tek haneli rakamlara düşmüştür (Çelik, Gövdere, ve Ongun, 2016). Grafik 1’deki verilere göre Türkiye’de 2005-2016 yılları arasında Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) ve Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi (Yİ-ÜFE) genel olarak tek haneli bir seyir izlemiştir.

Grafik 1: Türkiye’de TÜFE ve Yİ-ÜFE’nin (2014 Öncesi ÜFE) Seyri (2005:01-2022:06).



Kaynak: (tcmb.gov.tr, 2022) adresinden alınan veriler ile yazar tarafından oluşturulmuştur,

2017’den itibaren özellikle 2018’de yaşanan rahip Brunson kriziyle enflasyon tekrar çift haneli düzeylere yükselmiştir (Dünya Gazetesi, 2021). 2018 yılının ekim ayında TÜFE %25’i, Yİ-ÜFE ise %45’i aşarak enflasyon hedeflemesi politikasının yürütüldüğü dönem kapsamında rekor seviyeye ulaşmıştır. 2019’a gelindiğinde yeniden tek haneli düzeylere ulaşan enflasyon Covid-19 pandemisinin (World Health Organization, 2019) etkisiyle yukarı yönlü bir artış göstermiştir.

Çalışmanın temel amacı son 40 yıllık enflasyon öyküsü, enflasyonun hangi parametrelerden etkilenebileceği seçilmiş değişkenler ışığında çeyreklik veriler kullanılarak zaman serisi yöntemiyle analiz etmektir. Çalışma literatür incelemesi ile devam etmektedir. Sonrasında çalışmada kullanılan veri ve metodoloji tanıtılarak analiz sonuçlarına yer verilmiştir. Çalışma sonuç ve politika önerisi ile tamamlanmıştır.

2. Literatür İncelemesi

Paul, Kearney ve Chowdhury (1997) 1960-1989 dönemini kapsayan yıllık veriler ile 70 ülkede enflasyon ve büyüme arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik yöntemi ile analiz etmiştir. Analiz sonucunda yazarlar enflasyon –büyüme ilişkisinin bazı ülkelerde pozitif, bazı ülkelerde ise negatif korelasyona sahip olduğunu tespit etmişlerdir.

Karaca (2003) Türkiye’deki enflasyon- büyüme ilişkisini zaman serisi analizi ile 1987-2002 dönemini kapsayan çeyreklik veriler ile incelemiştir. Yazar analiz sonucunda enflasyondan büyümeye doğru tek yönlü nedensellik tespit etmiştir. Ayrıca enflasyonun büyümeyi negatif yönde etkilediği sonucunu elde etmiştir.

Berber ve Artan (2004) Türkiye’deki enflasyon ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Zaman serisi analiz yöntemleri ile 1987:1-2003:2 yıllarını

kapsayan çeyreklik verileri kullanarak analiz yapmışlardır. Yazarlar analiz sonucunda enflasyonun ekonomik büyümeyi negatif yönde etkilediğini tespit etmişlerdir.

Pahlavani ve Rahimi (2009) İran'daki enflasyonun ana belirleyicilerini 1971-2006 dönemini kapsayan yıllık zaman serisi verileri ile ARDL yaklaşımı ile araştırmışlardır. Araştırma sonucunda yazarlar beklenen enflasyonun mevcut dönem enflasyonu üzerinde en önemli etkiye sahip olduğunu ve beklenen enflasyon oranındaki %1'lik artışın enflasyonda %0.34'lük artışa yol açtığını elde etmişlerdir. Ayrıca yazarlar ithal enflasyon oranı, döviz kuru ve likidite gibi diğer değişkenlerin de enflasyon oranını etkilediğini tespit etmişlerdir.

Şahinoğlu, Özden, Başar ve Aksu (2010) 1987:01-2008:04 dönemini kapsayan aylık veriler ile Türkiye'de enflasyonun belirleyicilerini araştırmışlardır. ARDL yaklaşımını kullanan yazarlar uzun dönem modeli sonuçlarına göre yurtdışı fiyat düzeyi, çıktı açığı ve ücretler enflasyon üzerinde anlamlı ve pozitif bir etkiye sahip olduğunu ifade etmişlerdir.

Bashir vd. (2011) 1972-2010 dönemini kapsayan yıllık veriler ile zaman serisi analizi kullanarak Pakistan'da enflasyonun belirleyicilerini incelemişlerdir. Yazarların gerçekleştirdiği analiz sonucuna göre uzun dönemde Pakistan'da para arzı, ithalat, GSYH ve kamu harcamaları enflasyon üzerinde pozitif etkiye sahiptir. Kamu gelirini artıran faktörlerin ise enflasyon üzerinde negatif etkiye sahip olduğu ifade edilmiştir.

Ağayev (2012) 1998-2008 yıllarını kapsayan dönem için 23 geçiş ekonomisinde enflasyonun belirleyicilerini panel veri yöntemini kullanarak analiz etmiştir. Yazar analiz sonucunda ücret artışlarının enflasyonu güçlü şekilde etkilediğini, parasal genişlemenin ise enflasyon üzerinde bir etkiye sahip olmadığını tespit etmiştir. Öte yandan döviz kuru artışlarının enflasyonu etkilediği sonucunu elde etmiştir.

Farooq , Hasan, Adnan ve Irfan (2014) Pakistan'daki enflasyonun uzun ve kısa vadede belirleyicilerini araştırmışlardır. Enflasyonun uzun dönem belirleyicilerini analiz etmek için Johansen eşbütünleşme yaklaşımını kullanan yazarlar kısa dönem belirleyicilerini analiz etmek için ise ECM (Error Correction Model-Hata düzeltme Modeli) kullanmışlardır. 1971-2012 yıllarını kapsayan dönem için yıllık veriler kullanan yazarlar, GSYH, M2 para arzı, enerji krizleri, ithalat, cari hükümet harcamaları ve uyarlanabilir beklentilerin enflasyona neden olduğunu, kalkınma harcamalarının ise enflasyonu azalttığı sonucunu elde etmişlerdir.

Wang (2015) Çin'deki enflasyonun belirleyicilerini 2006:9-2014:12 dönemini kapsayan veriler ile VAR analizi uygulamıştır. Etki tepki fonksiyonu sonuçlarına göre M2 para arzı, döviz kuru ve Shanghai bankalararası faiz haddinde meydana gelen bir standart hatalık şok, enflasyon üzerinde zaman aralıklarıyla etkili olduğu ifade edilmiştir. Varyans ayrıştırması sonuçlarına göre geçmiş enflasyon şokunun kısa dönemde hakim olduğu ortaya çıkmıştır. 12. dönem için enflasyonun %92'si enflasyondan, %3.17'si para arzından, %3.12'si Shanghai bankalararası faiz

haddinden, %1.29'u ise döviz kurundan kaynaklandığı sonucu yazar tarafından elde edilmiştir.

Lim ve Sek (2015) yüksek ve düşük enflasyona sahip iki ülke grubu için 1970-2011 dönemi yıllık veriler ile ARDL sınır testi uygulamışlardır. Yazarlar düşük enflasyona sahip ülkelerin enflasyon oranlarını uzun dönemde GSMH ile ithal edilen mal ve hizmetlerin etkilediğini, yüksek enflasyona sahip ülkelerin enflasyon oranlarını ise para arzının, kamu harcamalarının ve GSMH'daki büyümelerin sadece uzun dönemde tetiklediğini analiz sonucunda elde etmişlerdir. Para arzı, ithal girdi ve GSMH'daki artışların düşük enflasyon düzeyine sahip ülkelerin enflasyon oranlarının üzerinde kısa dönemde pozitif yönlü etkilerin olacağı tespit edilmiştir.

Eftekhari-Mahabadi ve Kiaee (2015) seçilmiş ülkelerde enflasyonun belirleyicilerini 2008-2012 dönemi için yıllık veriler ile araştırmışlardır. Araştırma sonucuna göre, GSMH, para arzı, petrol fiyatları ve gelir seviyesindeki artışların enflasyon oranlarını artırdığı ortaya çıkmıştır. Ayrıca yazarlar araştırma sonucunda kamu harcamaları, sermaye birikimi ve döviz kurunun da enflasyonun belirleyicileri arasında yer aldığını ifade etmişlerdir.

Korkmaz (2017) Türkiye özelinde enflasyonu etkileyen faktörleri regresyon analizi ile 1998:01-2015:04 dönemini kapsayan verileri kullanarak tespit etmeye çalışmıştır. Yazar araştırma sonucunda vadeli mevduat faiz oranının hem kısa hem de uzun dönemde enflasyon oranlarını etkilediğini tespit etmiştir. Ayrıca yazar, reel döviz kurunun kısa dönemde, GSHY'nın ise uzun dönemde enflasyon oranlarını etkilediği sonucuna ulaşmıştır.

Şahin (2019) Türkiye'de enflasyon, bütçe açığı ve para arzı arasındaki ilişkiyi 1980-2017 dönemini kapsayan veriler ile ARDL sınır testi yaklaşımını kullanarak analiz etmiştir. Yazar analiz sonunda, enflasyon ile bütçe açığı arasında hem uzun hem de kısa dönemde pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğu sonucunu elde etmiştir.

Demirgil (2019) Türkiye'deki enflasyonun belirleyicilerini 2009:01-2018:12 dönemi kapsayan aylık veriler ile incelemiştir. Johansen eşbütünleşme testi yaklaşımını kullanan yazar analizleri sonucunda para arzı ve petrol fiyatları ve döviz kurunda meydana gelen artışların enflasyonu artırdığı, faiz oranında meydana gelen bir artışın ise enflasyonu azalttığı ortaya çıkmıştır.

Yenisu (2019) Türkiye'deki enflasyonun makroekonomik belirleyicilerini Toda-Yamamoto nedensellik yöntemi ile analiz etmiştir. 2010:01-2017:12 dönemini kapsayan aylık veriler ile analizi gerçekleştiren yazar, para arzı, bütçe açığı, döviz kuru, faiz, dış borçlar, petrol fiyatları ve banka kredilerinin enflasyonu en fazla etkileyen değişkenler olduğunu tespit etmiştir. Kısa dönemli analizin sonuçlarına göre para arzı ve petrol fiyatları enflasyonun nedeni olarak tespit edilmiştir.

Çelik (2021) Türkiye'deki enflasyonun belirleyicilerini 2008:01-2019:12 dönemini kapsayan aylık veriler ile incelemiştir. Johansen eşbütünleşme analizi sonucuna göre,

serilerin uzun dönemde eşbütünleşik olduğu ortaya çıkmıştır. Yazarın gerçekleştirdiği Granger nedensellik test sonuçlarına göre TÜFE ile ham petrol ve doğal gaz fiyatları, reel efektif döviz kuru ve yurtiçi kredi hacmi arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu elde etmiştir. Ayrıca yazar, TÜFE'den para arzı ve politika faiz oranına doğru tek yönlü, ÜFE ile bankalar tarafından mevduatlara verilen faiz oranından TÜFE'ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğunu ifade etmiştir.

Deluna, Loanzon ve Tatlonghari (2021) Filipin'deki enflasyonun dinamiklerini Doğrusal Olmayan Ototegresif Dağıtılmış Gecikme (NARDL) yöntemini kullanarak 1998-2019 dönemini kapsayan üç aylık veriler ile incelemişlerdir. Dünyaki petrol fiyatı şoklarının enflasyonun en önemli belirleyicisi olduğunu, döviz kurunun enflasyona geçişkenliğinin kısa vadede çok düşük olduğunu ve uzun vadede ise etkisi olmadığını, faiz oranı ve talep şoklarının enflasyon üzerinde uzun dönemli asimetric etkisi olduğunu tespit etmişlerdir.

3. Model ve Veriseti

Çalışmada enflasyon oranı, milli gelir, faiz oranı ve para arzı arasındaki ilişki, Farooq vd. (2014), Bashir vd. (2011), Deniz, Tekce ve Yilmaz (2016), Eftekhari-Mahabadi ve Kiaee (2015) ve Lim ve Sek (2015) araştırmalarında yer alan enflasyonla ilgili farklı modellerden yararlanarak aşağıdaki model oluşturulmuştur.

$$dP_t = b_0 + b_1 LrY_t + b_2 R_t + b_3 Lm1p_t + u_t \quad [1]$$

Burada dP_t enflasyon oranını (tüketici fiyat endeksinin doğal logaritması üzerinden iki dönemin farkı alınarak hesaplanmış), LrY_t reel GSYH'nin doğal logaritmasını, R_t nominal kısa dönem faiz oranı ($0.25 * \ln(1 + R_t/100)$ ile hesaplanmış) ve $Lm1p_t$ reel para balansının doğal logaritması (TCMB'nin veri dağıtım ortamı EVDS üzerinden, M1 cinsinden para emisyonunun tüfe ile devalue edildikten sonra doğal logaritma alınarak) verileri kullanılmıştır. Para arzı dışındaki veriler, Kamiar Mohaddes (University of Cambridge) ve Mehdi Raissi (IMF) tarafından önceki 2016 versiyonu revize edilerek güncellenmiş 2019 versiyonlu GVAR verisetinden (Mohaddes ve Raissi, 2020) sağlanmıştır. Bu veriseti 1979: q2 ve 2019: q4 arası çeyreklik dönemleri kapsayan farklı değişkenlerden oluşmaktadır.

Kullanılan iktisadi değişkenlere ilave olarak 1980 ve 1994 yıllarındaki enflasyon şoklarını temsil etmeye yönelik Dum_80q12 ve Dum_94q2 yapay değişkenleriyle birlikte 2003 sonrasındaki kırılmayı yansıtmaya yönelik Dum_03q3 yapay değişkeni (ilgili dönemden sonra bütünüyle 1 değere sahip) kullanılmıştır. TCMB 2011 yılına kadar enflasyonla mücadele hedefi kapsamında sıkı para politikasını, 2011'den sonra finansal istikrar hedefiyle birlikte daha sonraki dönemlerde büyümeyi öncelikli hedef haline getirerek genişlemeci para politikalarına yönelmiştir. Bununla ilişkili olarak 2011 sonrasındaki etkiyi de görebilmek amacıyla ARDL modeline dahil edilen Dum_11Q4,

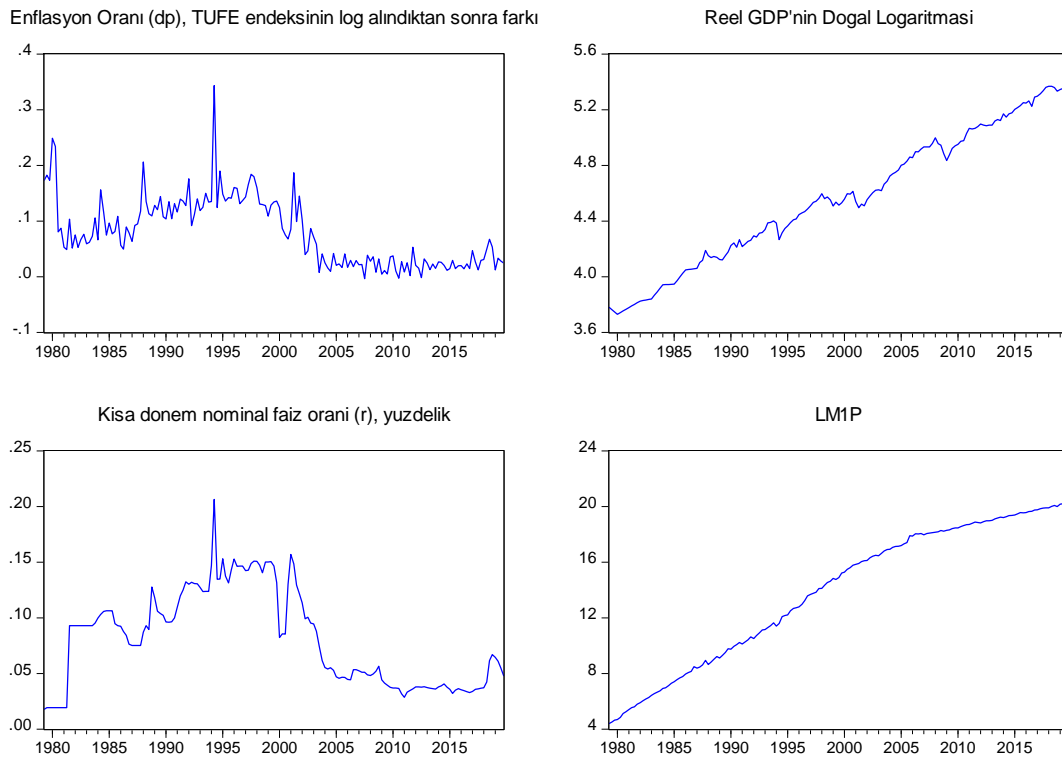
2011 yılı 4. Çeyreğinden sonra 1 değeri atanmıştır. Bu değişkenin kullanıldığı modelde ilgili yıllar için Dum_03q3 değişkeni 0 (sıfır) olarak tanımlanmıştır. Ayrıca zaman patikasındaki azalış veya artışı görmeye dönük olarak trend değişkeni de eklenmiştir.

Modelde kullanılan verilerden bağımsız değişkenlerin dP üzerinde etkileri kapsamında; Y_t nin pozitif etki, R_t 'nin negatif etki, $Lm1p_t$ 'nin pozitif etki oluşturması beklenmektedir.

3.1. Yöntem ve Metodoloji

Bu başlık altında araştırma kapsamında kullanılan değişkenlerin grafikleri ve tanısal istatistikleri sunulacaktır. Daha sonra değişkenlerin durağanlık test sonuçları ortak bir tablo altında raporlanacak, eşbütünleşmenin varlığını araştırma konusunda farklı düzeylerde durağanlığın varlığı ortaya konulacak, bu konuda ARDL analizinin kullanılacağına karar verilme aşamasından söz edilecektir. Bu analizin uygulanmasında gecikme sayılarının nasıl belirlendiğinin detayları ortaya konulacaktır.

Grafik 2: Modelde Kullanılan Değişkenlerin Grafikleri



Yukarıda verilen değişken grafikleri dikkate alındığında enflasyon oranı ve kısa dönem nominal faiz oranında 2000'li yıllara kadar artan bir trend, sonrasında başta azalan, 2005'lerden sonra ise durağan bir trend görünümü algılanabilmektedir. LrGDP (GSYH) ve Lm1p değişkenlerinde ise genel olarak artan bir trendin varlığı görülmekte ancak ikinci değişkende 2006 sonrasında artan trendin eğiminde bir kırılma yaşanmıştır.

Tablo 1: Modelde Kullanılan Değişkenlere Ait Tanısal İstatistikler (163 Gözlem)

	dP	LrY	R	Lm1p
Ortalama	0.07968	4.56353	0.08117	13.87079
Medyan	0.07112	4.54139	0.08412	14.89285
Maksimum	0.34333	5.39124	0.20637	20.36882
Minimum	-0.00371	3.72963	0.01769	4.38846
Std. Sap.	0.06052	0.48343	0.04284	4.95516
Çarpıklık	0.86724	0.00105	0.33287	-0.37277
Basıklık	4.05244	1.87746	1.99154	1.72627
Jarque-Bera	27.9548	8.55822	9.91715	14.79362
Olasılık	0.000001	0.01386	0.00702	0.00061

Tablo 1'e göre modelde kullanılan değişkenlerin betimsel istatistikleri yer almaktadır. Bunlara göre genel olarak ortalama değerleri dP enflasyon değişkeni için 0.08, LrY gelir değişkeni için 4.564, R kısa dönem faiz değişkeni için 0.081, Lm1P para arzı değişkeni için 13.87 değerleri elde edilmiştir. Çarpıklık değerleri olarak en simetrik değişkenin Y, sağa çarpık değere sahip olanlar R ve dP (en yüksek çarpıklık) ve Lm1p değişkeni sola çarpık bulunmuştur. Basıklık özelliği olarak dP değişkeni daha sivri, diğer değişkenler ise normale göre daha basık bir özellik sergilemektedir. Normallik testi olarak kullanılan Jarque-Bera istatistiği ve olasılık değerleri 'H 0: Normallik' hipotezinin reddedilebilir olduğunu ifade etmektedir.

Tablo 2'de modelde kullanılan bütün değişkenler için düzeyde ve birinci farkında dört farklı durağanlık testine göre birim kökün varlığı sorgulanmış ve sonuçlar raporlanmıştır. Kullanılan durağanlık testleri ADF (Augmented Dickey Fuller), PP (Phillips Perron), KPSS ve ERS DFGLS testleridir.

KPSS testi dışındaki testlerde temel hipotez H0: Seri birim kök içermektedir (durağan değildir) biçimindeyken KPSS testinde H0 hipotezi tam ters yöndedir. Bu kriter dikkate alınarak bütün değişkenler değerlendirildiğinde birim kökün varlığı veya yokluğuna kesin olarak karar verilmesi mümkün değildir. Örneğin değişkenlerde genel olarak sabitli ve trendli yapının bulunduğu varsayımıyla değerlendirme yapıldığında; dP değişkeni için PP ve KPSS testleri %5 düzeyinde durağanlık, R değişkeni bütün testler için birim kök, Y değişkeni ADF, PP ve ERS testleri için %5 düzeyinde ve KPSS için %1 düzeyinde durağanlık, son olarak Lm1p değişkeni ise bütün testler için birim kök sonucuna ulaşılmıştır. Bu durumda R ve Lm1p değişkenlerinde I(1) durağan olmayan,

dP ve LrY değişkenlerinde net sonuçlar elde edilmese de I(0) veya durağanlık özelliklerine ulaşılmıştır. R değişkeni için sonuçlar daha kararsızlık göstermiştir. Bu gibi durumlar için ARDL modeline yönelmek geçerli bir neden oluşturmaktadır. Böyle bir motivasyonla ARDL modeli kurmaya dönük değişkenlerin farklı gecikme sayılarıyla taramalar yapılmış ve alttaki model tercihi karara varılmıştır.

Tablo 2: Düzey ve Birinci Fark Değerlerine Göre Modelde Kullanılan Değişkenlerin Durağanlık Analizleri

Değişk.	Düzey Değerlerine Göre Birim Kök Testi				1. Fark Değerlerine Göre Birim Kök Testi			
	C		C+T		C		C+T	
dP	Test İst.	% 1, 5, 10	Test İst.	% 1, 5, 10	Test İst.	% 1, 5, 10	Test İst.	% 1, 5, 10
ADF	-2.486 (0.121)	-3.472 -2.88 -2.576	-3.061 (0.119)	-4.016 -3.438 -3.143	-13.243 (0.000) ***	-3.472 -2.88 -2.576	-13.208 (0.000) ***	-4.016 -3.438 -3.143
PP	-3.168 (0.024) **	-3.471 -2.879 -2.576	-4.485 (0.022) **	-4.016 -3.438 -3.143	-19.057 (0.000) ***	-3.471 -2.879 -2.576	-19.007 (0.000) ***	-4.016 -3.438 -3.143
KPSS	0.983	0.739 0.463 0.347	0.209 **	0.216 0.146 0.119	0.241	0.739 0.463 0.347	0.198 **	0.216 0.146 0.119
ERS DFGLS	-1.106	-2.58 -1.943 -1.615	-2.911	-3.508 -2.97 -2.68	-19.4	-2.579 -1.943 -1.615	-12.729	-3.508 -2.97 -2.68
R								
ADF	-2.110 (0.241)	-3.471 -2.879 -2.576	-2.831 (0.188)	-4.016 -3.438 -3.143	-12.774 (0.000) ***	-3.47 -2.879 -2.576	-12.821 (0.000) ***	-4.016 -3.438 -3.143
PP	-2.110 (0.241)	-3.471 -2.879 -2.576	-2.831 (0.188)	-4.016 -3.438 -3.143	-12.774 (0.000) ***	-3.471 -2.879 -2.576	-12.821 (0.000) ***	-4.016 -3.438 -3.143
KPSS	0.605 **	0.739 0.463 0.347	0.294	0.216 0.146 0.119	0.298 ***	0.739 0.463 0.347	0.198	0.216 0.146 0.119
ERS DFGLS	-1.255	-2.579 -1.943 -1.615	-1.499	-3.506 -2.968 -2.678	-12.766	-2.579 -1.943 -1.615	-12.729	-3.508 -2.97 -2.68

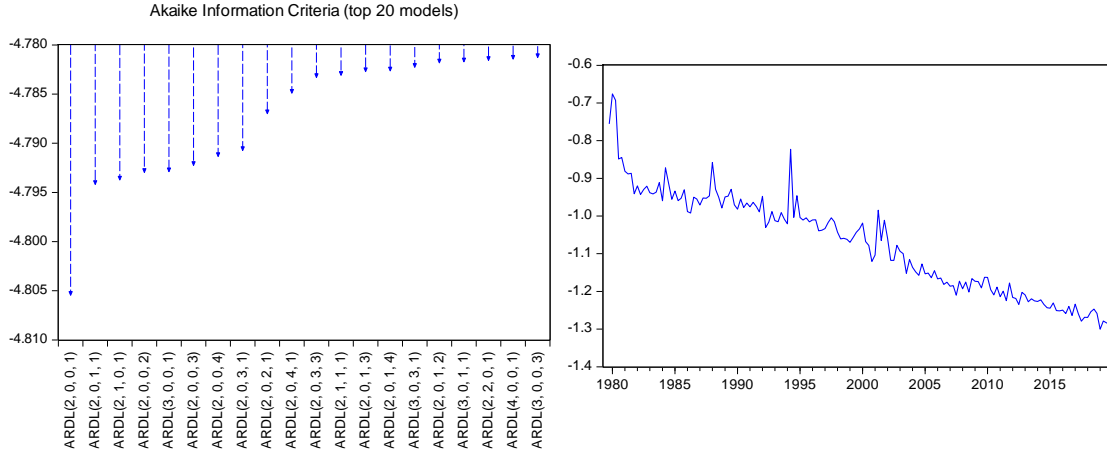
Not: Değişk.: Değişken; Test İst.: Test İstatistiği; Anlamlılık: *, ** ve *** sırasıyla %1, 5 ve 10 düzeylerinde anlamlılığı yani durağanlığı göstermektedir.

Tablo 2 (Devam ediyor):

Değişik.	Düzye Değerlerine Göre Birim Kök Testi				1. Fark Değerlerine Göre Birim Kök Testi			
	C		C+T		C		C+T	
LrY								
ADF	-0.010 (0.946)	-3.471 -2.879 -2.576	-3.758 (0.021) **	-4.016 -3.438 -3.143	-8.541 (0.000) ***	-3.472 -2.88 -2.576	-8.515 (0.000) ***	-4.017 -3.439 -3.144
PP	-0.010 (0.946)	-3.471 -2.879 -2.576	-3.758 (0.021) **	-4.016 -3.438 -3.143	-65.716 (0.000) ***	-3.471 -2.879 -2.576	-65.514 (0.000) ***	-4.016 -3.438 -3.143
KPSS	1.571	0.739 0.463 0.347	0.077 ***	0.216 0.146 0.119	0.058 ***	0.739 0.463 0.347	0.049 ***	0.216 0.146 0.119
ERS DFGLS	3.554 ***	-2.579 -1.943 -1.615	-3.462 **	-3.506 -2.968 -2.678	-2.274 ***	-2.58 -1.943 -1.615	-11.056 ***	-3.507 -2.969 -2.679
LM1P								
ADF	-3.434 (0.011) ***	-3.472 -2.88 -2.577	0.344 (0.344)	-4.017 -3.439 -3.144	-1.610 (0.475)	-3.473 -2.88 -2.577	-5.416 (0.000) ***	-4.017 -3.439 -3.144
PP	-4.262 (0.001) ***	-3.471 -2.879 -2.576	0.653 (0.999)	-4.016 -3.438 -3.143	-66.972 (0.000) ***	-3.471 -2.879 -2.576	-21.388 (0.000) ***	-4.016 -3.438 -3.143
KPSS	1.561	0.739 0.463 0.347	0.368	0.216 0.146 0.119	1.095	0.739 0.463 0.347	0.183 **	0.216 0.146 0.119
ERS DFGLS	0.148	-2.58 -1.943 -1.615	-1.193	-3.516 -2.977 -2.687	-1.348	-2.58 -1.943 -1.615	-4.898	-3.51 -2.972 -2.682

Not: Değişik.: Değişken; Test İst.: Test İstatistiği; Anlamlılık: *, ** ve *** sırasıyla %1, 5 ve 10 düzeylerinde anlamlılığı yani durağanlığı göstermektedir.

Grafik 3: Akaike Kriterine Göre Model Gecikme Sayılarının Belirlenmesi (solda) ve Belirlenen En Uygun Modele Göre Oluşan Eşbütünleşme İlişkisinin Hata Terimi Grafiği (sağda)



ARDL (2, 0, 0 ve 1) modeliyle ilgili parametreler ve tahmin sonuçları sonraki tablolarda sunulacaktır.

ARDL modelinin kurulmasında model iyiliğinin sağlanmasında Akaike bilgi kriteri (AIC) kullanılmış, kriterin verdiği değerler üzerinden en uygun modelin dP, LrY, R ve Lm1p değişkenleri için sırasıyla (2, 0, 0 ve 1) gecikmeyle değişkenlerin kullanılmasıyla oluşan modelin sağlıklı olacağı anlaşılmıştır. Bununla ilişkili olarak Grafik 3, gecikme sayılarının ilgili AIC kriteriyle en düşük değere ulaştığı seçimin kullanılacağını göstermektedir. Diğer grafikte ise kurulan stabil ARDL modeliyle oluşan hata terimlerinin grafiğini sergilemektedir.

3.2. ARDL Kısa Dönem Formu ve Sınır Testi

Engle ve Granger (1987) tarafından geliştirilen E.G. eşbütünleşme testi ve sonrasında Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen Johansen eşbütünleşme testleri, modelde bulunan bütün serilerin birinci farklarında durağan olmaları (düzeyde durağan olmama) üzerinden kurgulanmışlardır. Serilerin bütünleşme derecelerinin farklı olması durumunda kullanıma uygun değildir. Ancak bu çalışmada kullanılan değişkenlerin aynı seviyede durağan olmadıkları, çünkü R ve Lm1p değişkenlerinin I(1) diğer iki değişken ise durağan oldukları belirlenmiştir.

Bu durumda Engle-Granger ve Johansen eşbütünleşme testlerini kullanmak uygun değildir. Alternatif olarak Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır (bounds) testi yaklaşımı çözüm olabilmektedir. Sınır testi yaklaşımında, serilerin durağanlık düzeyleri I(0) veya I(1) olduğu göz önüne alınmadan aralarında bir eşbütünleşme ilişkisinin varlığı araştırılabilmektedir. Kısıtlanmamış bir hata düzeltme modeline (UECM: Unrestricted Error Correction Model) dayanan test bu çalışmada kullanılan değişkenlere şöyle uyarlanmaktadır.

$$\Delta DP = b_0 + \sum b_{1i} \Delta DP_{t-i} + \sum b_{2i} \Delta LrY_{t-i} + \sum b_{3i} \Delta R_{t-i} + \sum b_{4i} \Delta LM1P_{t-i} + b_5 DP_{t-1} + b_6 LrY_{t-1} + b_7 R_{t-1} + b_8 LM1P_{t-1} + u_t \quad [2]$$

Model tahmin edildikten sonra kısıtlı ve kısıtsız modelden gelen hata kareleri toplamı ile F istatistiği hesaplanır ve kritik sınır değerleri ile karşılaştırılır. Burada eşbütünleşme ilişkisi DP, Y, R ve LM1P değişkenlerinin katsayıları üzerinden ($H_0 : b_5 = b_6 = b_7 = b_8 = 0$) hipotezinin test edilmesiyle yapılmaktadır. Belirli bir bağımsız değişken sayısı ($k=3$), gözlem sayısı ($n = 161$) ve anlamlılık düzeyi için hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001) çalışmasında verilen alt ve üst kritik değerlerin dışına düştüğü takdirde değişkenler arasında eşbütünleşme hakkında bir yorum yapılabilmektedir. Söz konusu F istatistiğinin üst kritik değer üzerinde olması seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğunu, alt değer altında kalması ise eşbütünleşme ilişkisinin bulunmadığını göstermektedir. F istatistiğinin alt ve üst kritik değerlerin arasına düşmesi halindeyse kesin bir yorum yapılmayıp, bütünleşme derecelerini dikkate alan diğer yöntemlere başvurulması gerekmektedir.

Aşağıda yer alan Tablo 3'te farklı anlamlılık düzeyleri için yer alan kritik değerlere göre, elde edilen F kritik değer konumu değerlendirildiğinde, hesaplanan F istatistiğinin üst kritik değerden yüksek olduğu görülmektedir. Buna göre modelde kullanılan dört değişken arasında bir eşbütünleşme ilişkisinin mevcut olduğudur. Eşbütünleşmenin varlığı durumunda değişkenlerin düzey değerleri kullanılarak yapılan analizler sahte regresyon problemi barındırmayacağı söylenebilir.

Tablo 3: Uzun Dönemli İlişkinin Varlığının F Sınır Testiyle Sorgulanması

Test	İstatistik	Anlamlılık	I(0)	I(1)
F Sınır (bounds)	26.6379	10%	3.588	4.605
$k = 3, n = 161$		5%	4.203	5.320
H0: İlişki Yoktur		1%	5.620	6.908

ARDL modeline ilişkin kısa dönem formundan yararlanarak elde edilen F sınır testi sonuçları üstteki tabloda yer almaktadır. Buna göre F istatistiği değeri 26.638 değeri 161 gözlem değeri üzerinden elde edilen sınır testi kritik değerlerinden özellikle I(1) değerinden yüksek olduğu görülmektedir. %1 hata düzeyine göre H_0 : Eşbütünleşmenin bulunmadığı biçiminde yokluk hipotezi reddedilebilmekte yani eşbütünleşmenin varlığı anlaşılmaktadır. Bu durumda modelde kullanılan değişkenlerin birlikte anlamlı bir uzun dönem ilişkisine sahip oldukları söylenebilir.

3.3. Uzun Dönem İlişkisi

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisi, gecikmesi dağıtılmış otoregresif model (ARDL: Auto Regressive Distributed Lag;) yöntemiyle incelenmiştir. Kullanılan ARDL tahmin modeli şöyle formüle edilebilir:

$$dP = b_0 + \sum b_{1i} * dP(-1 \text{ to } -2) + \sum b_{2i} * LrY_{t-i} + \sum b_{3i} * R_{t-i} + \sum b_{4i} * LM1P_{t-1} + b_5 * DUM_80Q12 + b_6 * DUM_94Q2 + b_7 * DUM_03Q3 + b_8 * @TREND \quad [3]$$

ARDL modelinde gecikme uzunlukları belirlenirken AIC bilgi kriterini minimum yapabilen uzunluklar kullanılmaktadır. Bu işlem Kamas ve Joyce'un (1993) nedensellik analizlerinde gecikme uzunluğunun belirlenmesi için önerilen yöntemle gerçekleştirilmektedir. Bu yönteme göre önce belirlenmiş en yüksek gecikme uzunluğu üzerinden bağımlı değişken olan döviz kuru değişkeninin sadece kendi gecikmeli değerlerine göre regresyonu gerçekleştirilmiş ve en küçük AIC değerine sahip olan gecikme sayısı seçilmiştir. Daha sonra bağımlı değişkenin seçilen gecikme sayısı sabit tutulup birinci bağımsız değişken olan faiz oranı değişkeninin olası tüm gecikmeleri ile regresyon modelleri oluşturulmuş ve en küçük AIC değeri dikkate alınarak bu bağımsız değişkenin gecikme sayısı belirlenmiştir. Son olarak ilk iki değişken için seçilen gecikme uzunlukları sabit tutulup ikinci bağımsız değişken olan enflasyon farkı değişkeninin olası tüm gecikmeleri ile regresyon modelleri oluşturulmuş ve yine en küçük AIC değeri dikkate alınarak bu değişkenin de gecikme sayısına ulaşılmıştır. Maksimum gecikme uzunluğunun 4 olarak alındığı bu işlem sonucunda (3) numaralı denklemin DP değişkeninin 2, GDP değişkeninin 0, kısa dönem faiz oranı değişkeninin 0 ve Lm1p (M1 para arzı) değişkeninin 1 gecikmeli değeri ile tahmin edilmesi gerektiği sonucuna varılmıştır. Yani tahmin edilecek model ARDL (2, 0, 0, 1) modelidir. Tablo 4'te ARDL (2,0, 0, 1) modelinin tahmin sonuçları ve bu sonuçlar kullanılarak hesaplanan uzun dönem katsayıları yer almaktadır.

ARDL (2,0,0,1) Modeli çıktıları dikkate alındığında iki farklı model parametre tahminleri Tablo 4'de sunulmuştur. Bu tabloda soldaki model yapısal dönüşümü 2003 sonrasında bir değişikliğin varlığıyla, sağdaki model ise 2003 sonrası ve 2011 sonrası birlikte dönüşümün varlığıyla modellenmektedir. Her iki model için parametre tahminleri, t istatistikleri, buna bağlı olasılık değerleri ile model iyilik istatistikleri raporlanmış ve sonuçların birbirine çok yakın oldukları görülmektedir. 2011 sonrası dönüşümün etkisini görmek üzere sağdaki modelde yer alan dum_2011_q4 kukla değişkeni katsayısının "-0.03480" olduğu, yani 2011 sonrasında enflasyon değişkeninin logaritmik değerlerinin belirtilen rakam kadar düşük olduğu anlaşılmaktadır. AIC ve BIC bilgi kriterleri bakımından minimum değerlere sahip olan soldaki model

ekonometrik kriterlere daha uygun olduğu varsayımıyla temel model olarak alınacak ve bağlı diğer analizler bu model üzerinden yapılacaktır.

Tablo 4: ARDL (2, 0, 0, 1) Modeli ve Uzun Dönem Katsayılar (Bağımlı Değ.: DP)

Değişkenler	Katsayı	t- istatistiği Olasılık (p)	Katsayı	t- istatistiği Olasılık (p)
DP(-1)	0.20104	3.4844 0.0006 ***	0.20091	3.4631 0.0007 ***
DP(-2)	0.20080	3.8508 0.0002 ***	0.20076	3.8367 0.0002 ***
LrY	0.14822	3.5369 0.0005 ***	0.14825	3.5250 0.0006 ***
R	0.41009	4.4595 0.0000 ***	0.40983	4.4255 0.0000 ***
LM1P	-0.07132	-3.9960 0.0001 ***	-0.07137	-3.9728 0.0001 ***
LM1P(-1)	0.06965	3.8729 0.0002 ***	0.06959	3.8416 0.0002 ***
DUM_80Q12	0.13856	7.3681 0.0000 ***	0.13856	7.3436 0.0000 ***
DUM_94Q2	0.19911	8.1547 0.0000 ***	0.19908	8.1220 0.0000 ***
DUM_03Q3	-0.03432	-2.6997 0.0077 ***	-0.03442	-2.6257 0.0095 ***
<i>DUM_11Q4</i>	---	---	-0.03480	-1.8258 0.0699 *
C	-0.51768	-3.2859 0.0013 ***	-0.51733	-3.2652 0.0014 ***
@TREND	-0.00129	-2.5034 0.0134 **	-0.00128	-1.9696 0.0507 *
Tanısal İstat.				
R ² - Düz. R ²	0.87197	0.86343	0.87197	0.86252
F ist. - Olasılık	102.1580	0.0000 ***	92.2526	0.0000 ***
Hata Kareler Toplamı -- DW	0.07349	1.8878	0.07349	1.88806
AIC – BIC	-4.71747	-4.50694	-4.70505	-4.47538

Not: *, ** ve *** sırasıyla %10 %5 ve %1 düzeyde anlamlılığı göstermektedir. ARDL modelinde gecikme uzunluğu 4 olmak üzere AIC kriterine göre (-4,7175) belirlenmiştir istatistikleridir. DW: Durbin Watson Otokorelasyon İstatistiği,

Y ve R değişkenleri için düzey değerleri, Lm1p değişkeni düzey ve 1 gecikmeli, DP değişkeni ise düzey ve 2 gecikmeli olarak yer aldığı görülmektedir. Ayrıca Dum_80q12

(1980 yılı 1 ve 2. Çeyreği), Dum_94q2 (1994 yılı 2. Çeyreği) için yapay değişken ve Dum_03_q3(2003 yılı 3. Çeyreği sonrası dönem) için yapay değişkenler ile birlikte trend değişkeninin de anlamlı olduğu bir model bütünüyle anlamlı katsayılara sahiptir. R kare değerinin %87.197 değeriyle güçlü bir açıklayıcılığa sahip olduğu söylenebilmektedir. F istatistiği ve olasılık değeri modelin bütünüyle anlamlı olduğu anlamına gelmektedir. 1. Düzey otokorelasyon katsayısı DW = 1.887 değeriyle otokorelasyonun güçlü olarak bulunmadığı değerler seviyesindedir.

Temel model olarak dikkate alınan soldaki modele göre; Katsayıların Enflasyon (DP) üzerindeki etkileri ise Y, R ve DP'nin gecikmeli değerlerinin pozitif etkileri olduğu anlaşılmaktadır. Trend değişkeninin negatif görünümü DP üzerinde ilerleyen zamanda bir azalış etkisi olduğunu, ayrıca Dum_03q3 değişkeni 2003 sonrasında sabit bir azalış görüntüsünün varlığını ortaya koymaktadır. 1980 yılı ve 2003 yılındaki enflasyon şoklarının pozitif etkisi, ilgili yapay değişkenlerden okunabilmektedir.

ARDL modelinde uzun dönem katsayıları, bağımsız değişkenlerin katsayılarının gecikmeli bağımlı değişkenin katsayılarının 1'den farkına bölünmesi yoluyla hesaplanır (bkz. Gujarati, 1999: 608, Karaca, 2005). Örneğin Tablo 5'teki uzun dönem LrY ve R katsayıları şöyle hesaplanır:

$$\text{LrY uzun dönem katsayı hesap} = 0.14822 / (1 - (0.20103 + 0.20080)) = 0,24780$$

$$\text{R uzun dönem katsayı hesap} = 0.41009 / (1 - (0.20103 + 0.20080)) = 0,68558$$

Tablo 5: Kısıtsız Sabitli ve Kısıtsız Trendli Model, Uzun Dönem Katsayılar

Değişken	Katsayı	t- istatistiği	Olasılık (p)
LrY	0.247795	3.523673	0.0006
R	0.685574	4.410811	0.0000
LM1P	-0.002797	-0.730201	0.4664

$$EC = DP - (0.2478 * LrY + 0.6856 * R - 0.0028 * LM1P)$$

Tablo 5'teki uzun dönem sonuçlarına göre, dP (enflasyon) değişkeninin açıklanmasında anlamlı rol oynayan değişkenler LrY ve R olmuştur, sırasıyla pozitif ve anlamlı 0.24780 ile 0.68557 değerleriyle bağımlı değişkeni etkilemektedirler. Diğer bir uzun dönem değişkeni olan Lm1p ise modelde -0.00280 katsayısıyla yer almış ancak anlamlı olasılık değerine sahip değildir. Sonuç olarak enflasyonu uzun dönemde 2019q4 çeyreğine kadar ki dönemde R değişkeninin daha güçlü, LrY değişkeninin ise daha zayıf ancak pozitif etkiledikleri görülmektedir.

3.4. ARDL Hata Düzeltme Modeli

Eşbütünleşme ilişkisinin varlığı belirlendikten sonra hata modelinin davranışı konusunda yorum imkanı veren hata düzeltme modeli sonuçları üstteki tabloda görülmektedir. Bu model sonuçlarından özellikle hata düzeltme terimi (ECM: CointEq(-1)) değerleri önemlidir. Buna göre ilgili değer negatif olması modelden sapmaların uzun dönem denge değerine dönüşle sonuçlandığı ve bu değer anlamlı olduğu görülmektedir. ($1/0.598=1.672$) değeri modelden sapma meydana geldiğinde 1.67 dönem kadar sonra uzun dönem dengesine geri dönüldüğü anlamına gelmektedir. Elde edilen sonuçlar tablo 6’da verilmiştir.

Ayrıca modelin iyiliğine yönelik tanısal istatistikler de tablo 6’nın altında verilmiştir. Buna göre R² ve F istatistik değerleri yanında DW istatistiği sağlıklı sonuçlara işaret etmektedir.

Tablo 6: ARDL (2, 0, 0, 1) Modeli Kısa Dönem Katsayılar ve Hata Düzeltme Modeli (Bağımlı Değişken, D(DP))

Değişkenler	Katsayı	t- istatistiği	Olasılık (p)
D(DP(-1))	-0.20080	-4.0336	0.0001 ***
D(LM1P)	-0.07132	-4.0580	0.0001 ***
DUM_80Q12	0.13856	7.5504	0.0000 ***
DUM_94Q2	0.19911	8.9905	0.0000 ***
DUM_03Q3	-0.03432	-4.6574	0.0000 ***
C	-0.51768	-10.2029	0.0000 ***
@TREND	-0.00129	-8.8898	0.0000 ***
ECM (-1)	-0.59817	-10.4251	0.0000 ***
Tanısal İstatistikler			
R kare	0.70608	F istatistik	52.5077
Düzeltilmiş R kare	0.69264	F olasılık	0.0000 ***
Hata kareler toplamı	0.07349	Durbin-Watson	1.8878

3.5. Stabilite Testleri

Bu başlık altında kurulan ARDL modelinin stabil olduğunu anlamak amacıyla uygulanan “ramsey reset” testi ve CUSUM, CUSUM² istikrar testi grafiklerinden bahsedilecektir.

3.5.1. Ramsey Reset Testi

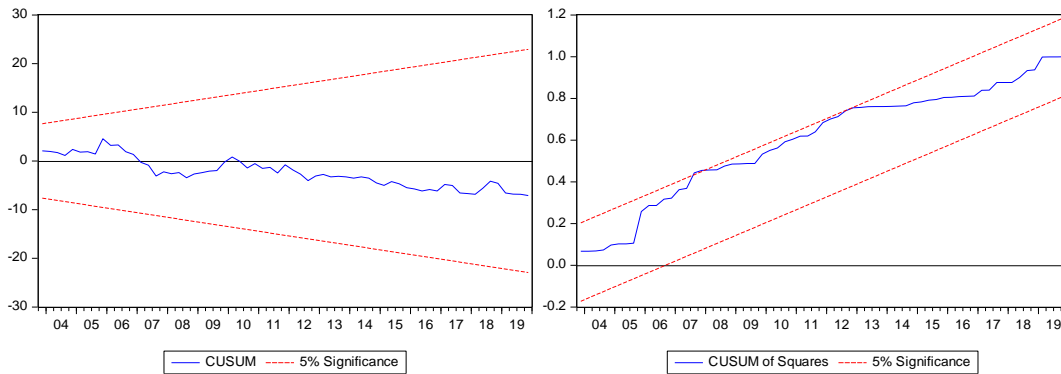
Kurulan ARDL modelinin stabilite koşullarını sağlayıp sağlamadığıyla ilgili testler modelin güvenilirliğini etkilemektedir. Bu konuda ilk olarak yapılan ramsey reset testi F testi değerine göre H_0 : Modelde tanımlama hatası yoktur hipotezi kabul edilebilir durumdadır, yani model kurmayla ilgili hata yapılmadığı söylenebilir.

Tablo 7: Model Tanımlama İyiliği: Ramsey Reset Testi

	Değer	df	Olasılık
t-statistic	1.069243	151	0.2867
F-statistic	1.143281	(1, 151)	0.2867

Modelin istikrarlı olmasıyla ilgili diğer gösterge CUSUM grafik sonuçlarıdır. Bunlardan ilgi CUSUM grafiği solda yer almakta ve güven sınırları içinde ilerleyen grafik tanımlama olarak modelin uygun kurulduğunu göstermektedir. Bunu destekleyen diğer grafik CUSUM kare grafiği olup (sağda) modelle ilgili belirlenmenin yüksek düzeyde olduğu, modelin bütün parametreleriyle sonuca katkı sağladığı anlaşılmaktadır.

Grafik 4: Modelin İstikrar Testi: CUSUM ve CUSUM Kare Grafikleri



3.5.2. EKK Varsayımlarının Sağlanması

EKK yönteminin sağlıklı çalışması için gerekli varsayımlara ilişkin testlerin sonuçları model iyiliğini anlamak bakımından önemlidir. Bu varsayımlardan zaman serilerinde en çok önem verileni otokorelasyonun bulunmaması beklentisidir. Tablodaki sonuçlara göre H_0 : Modelde hata terimlerinin izleyen değerleri arasında ilişki (otokorelasyon)

yoktur hipotezi kabul edilebilir durumdadır. Yani ilgili problem hakkında bir soruna rastlanmamıştır.

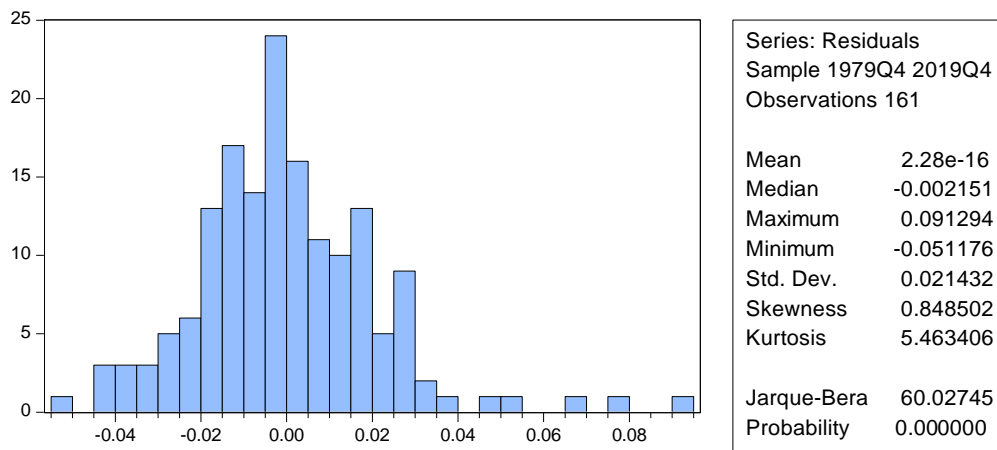
Zaman serisi modellerinde ön planda dikkate alınmayan bir varsayım olmasına karşın dikkate alınan diğer bir varsayım değişen varyans probleminin bulunmaması beklentisidir. Bu yaklaşıma bağlı olarak yapılan White testi sonucuna göre H_0 : Değişen varyans sorunu yoktur biçiminde yokluk hipotezi kabul edilebilir durumdadır. Yani ilgili sorunla ilgili rahatsız edici bir sonuca rastlanmamıştır.

Tablo 8: Otokorelasyon ve Değişen Varyans Testleri

Test ve Türü	F İstatistik	F Olasılık	Gözlem R ²	* Ki-Kare Olasılık
Otokorelasyon: Breusch - Godfrey LM Test:	0.74520	F(2,148): 0.4764	1.60514	0.4482
Değişen Varyans: White Test	1.47073	F(10,150): 0.1556	14.37626	0.1565

Diğer bir varsayım beklentisi normal dağılımın bulunması gereğidir. Grafik 5'te yer alan sonuçlara göre H_0 : Normal dağılım bulunmaktadır hipotezinin testi için dikkate alınan Jarque-Bera istatistiğinin olasılık değerine göre bu hipotez reddedilebilir durumdadır yani normal dağılım varsayımı sağlanamıyor durumdadır.

Grafik 5: Normallik Varsayımının Testi ve Grafiği



Ancak histogram görüntüsüne bakıldığında normal dağılımdan aşırı bir sapmanın bulunmadığı anlaşılmaktadır, ihlalin varlığı özellikle 0 değeri etrafında hata terimlerinin

yoğunluğu ve pozitif yüksek değerli hata terimlerinin sağ kuyruğa doğru kaymasından kaynaklanmaktadır.

4. Sonuç

Enflasyon bütün ekonomilerde önemli bir iktisat politikası aracıdır. Geçmişte olduğu gibi günümüzde de Türkiye’de enflasyon önemli makroekonomik bir problem olmaya devam etmektedir. Bu açıdan enflasyonun belirleyicilerinin incelenmesi büyük önem arz etmektedir. Bu çalışmada 1979:Q1-2019:Q4 arası aylık veriler kullanılarak Türkiye’de enflasyonun belirleyicileri incelenmiştir.

Enflasyonu açıklamaya yönelik literatürden alınan bazı örnekler kapsamında ekonometrik zaman serileri yöntemlerinden ARDL modeli kurulmuştur. Böyle bir modelin tercih edilme nedeni, değişkenlere uygulanan durağanlık analizleri ve testlerden elde edilen sabitli ve trendli model sonuçlarına göre farklı durağanlık seviyelerine sahip oldukları bulunmuştur. Yani faiz (R) ve para arzı (Lm1p) değişkenlerinin birinci seviyeden durağan, diğer enflasyon (dP) ve reel gelir (LrY) değişkenlerinin düzeyde durağan oldukları kararına varılmıştır. Böyle bir durumda eşbütünleşme analizi olarak ARDL yönteminin kullanılması tercih edilmektedir.

Model formunun belirlenmesinde kullanılan değişkenlerin farklı gecikme sayılarıyla denemeler yapılarak en düşük Akaike Bilgi Kriteri (AIC) değerine ulaştıran model dikkate alınmıştır. Bu modelin parametreleri tahmin edildikten sonra kısıtlı ve kısıtsız model hata kareleri üzerinden F eşbütünleşme testi değerleri elde edilmiş ve modelde kullanılan değişkenlerin uzun dönemde anlamlı bir ilişkinin varlığı ortaya konulmuştur. Buna göre enflasyon değişkenini açıklayan değişkenler olarak kısa dönem faiz oranı, gelir düzeyi ve reel para balansları (M1 para arzı /P) değişkenleri anlamlı bulunmuştur. Uzun dönem katsayılarının değerleri genel olarak anlamlı çıkmıştır. Enflasyon değişkenini etkileyen gecikmeli değerlerin pozitif etkilediği bulunmuştur. Reel gelirin logaritmasındaki yüzde 1’lik artışın enflasyonu %0.148 kadar pozitif etkilediği, kısa dönem faiz oranındaki 1 birimlik artışın enflasyonu %0.41 kadar pozitif etkilediği bulunmuştur. Reel para balanslarının ise (%1’lik artış durumunda) ilk izleyen çeyrek dönem için enflasyonu negatif, ikinci çeyrek dönem için pozitif etkilediği uzun dönem için ise toplamda oldukça zayıf negatif (%0.0028) etkilediği ancak uzun dönem katsayısı anlamsız görülmüştür. Trend değişkeninin katsayısı negatif ancak oldukça küçük bir değer bulunmuştur. 1980 yılındaki enflasyon şoku ilgili dönemde %0.14 kadar, 1994 yılında yaşanan enflasyon şoku enflasyon oranında %0.2 kadar bir artış etkisi oluşturmuş, 2003 sonrası çeyrek dönemler için %0.03 kadarlık bir düşüş etkisiyle birlikte genel olarak yapay değişkenler anlamlı bulunmuştur.

Modelle ilgili kısa dönem katsayılarına bağlı olarak modellenen hata düzeltme modeli genel olarak anlamlı bulunmuştur. Yani kısa dönemde dengeden sapma

durumlarında model tekrar uzun dönem dengesine (yaklaşık 1.7 çeyrek dönem) yönelmektedir. ARDL modelinin genel olarak diğer istikrar testleri ve varsayımları sağlama testleri olumlu sonuçlar vermiştir.

Model sonuçlarına göre örnek dönemini oluşturan 1979 ve 2020 arasındaki çeyreklik dönemler boyunca reel milli gelirin enflasyon üzerinde pozitif olarak etkili olduğu, gelir üzerindeki genişletici politikaların enflasyonu artırdığı görülmüştür. Kısa dönem faiz oranındaki artışların da enflasyon üzerinde artırıcı etki yaptığı sonucuna ulaşılmıştır. Reel para balanslarındaki artışlar ise uzun dönemde zayıf ve anlamsız olmak üzere negatif etkilidir. Elde edilen uzun dönem sonuçlarından gelir ve reel para balanslarındaki sonuçlar beklentilere uygun bulunmuştur. Ancak faiz oranındaki artışların enflasyonu pozitif etkilediği sonuçları iktisadi beklentilerle çelişmektedir, çünkü faiz oranındaki artışların yatırımları engelleyerek gelir artışını kısıtlayacağı ve enflasyonda artışa engel olacağı beklenmektedir. Bu sonucun oluşmasında enflasyon ve faiz arasındaki zaman patikasının uyumlu hareket etmesi nedeniyle olduğu söylenebilecektir.

Kaynakça

- Ağayev, S. (2012). Geçiş ekonomilerinde enflasyon oranı belirleyicileri; panel veri analizi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12(1), 59-72.
- Aydoğan, E. (2004). 1980'den günümüze Türkiye'de enflasyon serüveni. *Yönetim ve Ekonomi*, 11(1), 91-110.
- Bashir F., Nawaz, S., Yasin, K., Khursheed, U., Khan, J. ve Qureshi, M. J. (2011). Determinants of inflation in Pakistan: an econometric analysis using Johansen Co integration approach, *Australian Journal of Business and Management Research*, 1(5), 71-82.
- Berber, M. ve Artan, S. (2004). Enflasyon ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye örneği, Turkish Economic Association, Discussion Paper 2004/21, 1-16.
- Çelik, A. (2021). Türkiye'de enflasyonun belirleyicilerinin VAR yöntemi ile analizi (2008-2009). *İzmir İktisat Dergisi*, 36(1), 135-153.
- Çelik, T., Gövdere, B. ve Ongun, U. (2016). Dezenflasyon sürecinde Türk bankacılık sektöründe yapısal dönüşümün izleri, *Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, CIEP Özel Sayısı, 845-857.
- Deluna Jr, R. S., Loanzon, J. I. V. ve Tatlonghari, V. M. (2021ef). A nonlinear ARDL model of inflation dynamics in the Philippine economy. *Journal of Asian Economics*, 76, 101372.

- Demirgil, B. (2019). Türkiye’de enflasyonun belirleyicileri üzerine uygulamalı bir çalışma. *Journal of International Management, Educational and Economics Perspectives*, 7(1), 13-21.
- Deniz, P., Tekce, M. ve Yilmaz, A. (2016). Investigating the determinants of inflation: a panel data analysis. *International Journal of Financial Research*, 7(2), 10.5430/ijfr.v7n2p233.
- Dünya Gazetesi. (2021). TÜFE’nin tepe noktası ne olacak? (6 Mayıs 2021)
<https://www.dunya.com/kose-yazisi/tufenin-tepe-noktasi-ne-olacak/620324>.
- Eftekhari-Mahabadi, S., & Kiaee, H. (2015). Determinants of inflation in selected countries. *Journal of Money and Economy*, 10(2), 113-143.
- Eğilmez, M. (2014). Enflasyon ile faiz ilişkisi. (1 Mayıs 2014)
<https://www.mahfiegilmez.com/2014/05/enflasyon-ile-faiz-iliskisi>.
- Engle, R. F., ve Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica: Journal of The Econometric Society*, 251-276.
- Farooq, A., Hasan, R., Adnan, H., ve Irfan, L. (2014). Determinant of inflation in Pakistan: an econometric analysis, using Johansen Co integration approach. Munich Personal RePEc Archive (MPRA), 106870.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S., ve Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - with appucations to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kamas, L. ve Joyce, J. P. (1993). Money, income and prices under fixed exchange rates: evidence from causality tests and VARs. *Journal of Macroeconomics*, 15(4), 747-768.
- Karaca, O. (2003). Türkiye’de enflasyon- büyüme ilişkisi: zaman serisi analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 4(2), 247-255.
- Karaca, O. (2005). Türkiye’de faiz oranı ile döviz kuru arasındaki ilişki: faizlerin düşürülmesi kurları yükseltir mi? Türkiye Ekonomi Kurumu, Tartışma Metni 2005/14, <http://www.tek.org.tr>.
- Korkmaz, Ö. (2017). Enflasyon oranını etkileyen faktörlerin belirlenmesi: Türkiye üzerine bir uygulama. *Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 32(2), 109-142.
- Lim, Y. C., ve Sek, S. K. (2015). An examination on the determinants of inflation. *Journal of Economics, Business and Management*, 3(7), 678-682.

- Mohaddes, K. ve M. Raissi (2020). Compilation, revision and updating of the global VAR (GVAR) database, 1979Q2-2019Q4. University of Cambridge: Judge Business School (mimeo).
- Pahlavani, M., ve Rahimi, M. (2009). Sources of inflation in Iran: an application of the ARDL approach. *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, 6(1), 61-76.
- Paul, S., Kearney, C. ve Chowdhury, K. (1997). Inflation and economic growth: a multi-country empirical analysis, *Applied Economics*, 29(10), 1387-1401.
- Şahin, B. E. (2019). Analysis of the relationship between inflation, budget deficit and money supply in Turkey by ARDL approach: 1980-2017. *Journal of Life Economics*, 6(3), 297-306.
- Şahinoğlu, T., Özden, K., Başar, S. ve Aksu, H. (2010). Türkiye’de enflasyonun oluşumu: ARDL Yaklaşımı, *Sosyoekonomi*, 11(11), 27- 46.
- Seyidoğlu, H. (2002). *Ekonomik Terimler Ansiklopedik Sözlük* (3. baskı). Kurtiş Matbaası.
- <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR> (22.07.2022).
- Wang, C. (2015). Inflation and Inflation Determinants in China [Yüksek Lisans tezi, Tallinn Teknoloji Üniversitesi]. ProQuest Tezleri ve Tezleri Global.
- World Health Organization. (2019). WHO Coronavirus Disease (COVID-19) Dashboard. (31 Aralık 2019). <https://www.who.int/>
- Yenisu, E. (2019). Türkiye’de enflasyonun makroekonomik belirleyicileri: Toda-Yamamoto nedensellik analizi, *Siyaset, Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 7(1), 43-58.
- Yıldırım, K., Karaman, D. ve Taşdemir, M. (2009). *Makroekonomi* (8. baskı). Seçkin Yayıncılık.
- Yükseler, Z. (2004). Türkiye’de enflasyonist süreç ve etkileyen faktörlere ilişkin bir değerlendirme. https://www.researchgate.net/publication/279884746_Turkiye'de_Enflasyonist_Surec_ve_Etkileyen_Faktorlere_Iliskin_Bir_Degerlendirme.

BEYANLAR:


Araştırma ve Yayın Etiği Beyanı: Bu çalışma bilimsel araştırma ve yayın etiği kurallarına uygun olarak hazırlanmıştır.

Yazarların Makaleye Katkı Oranları: Birinci yazar %50, ikinci yazar %50.

Çıkar Beyanı: Yazarlar açısından ya da üçüncü taraflar açısından çalışmadan kaynaklı çıkar çatışması bulunmamaktadır.

Araştırma Desteği: Yok

Etik Kurul Onayı Bilgileri: Makalede açıklanan çalışmada insan denekleri kullanılmadığı için etik kurul onayı alınmamıştır.



ISSN 2146-6173
e-ISSN 2791-7991