


## Türk lirasının dönemler arası itibarı: Karşılaştırmalı ARDL sınır testi yaklaşımları<sup>1</sup>

### Intertemporal credit of the Turkish lira: Comparative ARDL bound testing approaches

Ömer Faruk Özyalçın<sup>2</sup> 

Emin Ertürk<sup>3</sup> 

<sup>1</sup> Bu çalışmanın özeti, 9-11 Nisan 2021 tarihleri arasında Türkiye Ekonomi Kurumu tarafından düzenlenen The Seventh International Conference on Economics'de (IceTea20021) sunulmuştur.

<sup>2</sup> Doktora Öğrencisi, Bursa Uludağ Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Doktora Programı, Bursa, Türkiye, [omerfozycin@karabuk.edu.tr](mailto:omerfozycin@karabuk.edu.tr)

ORCID: 0000-0001-8542-3165

<sup>3</sup> Prof. Dr., Bursa Uludağ Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Bursa, Türkiye, [eerturk@uludag.edu.tr](mailto:eerturk@uludag.edu.tr)

ORCID: 0000-0003-2469-4417

#### Sorumlu Yazar/Corresponding Author:

Ömer Faruk Özyalçın

Bursa Uludağ Üniversitesi, Bursa, Türkiye, [omerfozycin@karabuk.edu.tr](mailto:omerfozycin@karabuk.edu.tr)

**Başvuru/Submitted:** 21/08/2021

**Revizyon/Revised:** 30/09/2021

**Kabul/Accepted:** 14/10/2021

**Yayın/Online Published:** 25/03/2022

**Atf/Citation:** Özyalçın, Ö.F., & Ertürk, E., Türk lirasının dönemler arası itibarı: Karşılaştırmalı ARDL sınır testi yaklaşımları, *bmij* (2021) 10 (1): 58-81, doi: <https://doi.org/10.15295/bmij.v10i1.1916>

#### Öz

24 Ocak 1980 kararları ile Türkiye ekonomisinde başlayan serbestleşme hareketleri Türk lirasının 4.4.1990 tarihinde konvertibilite kazanmasının yolunu açmıştır. Ancak iktisadi, siyasi ve toplumsal açıdan bir dönüm noktası olan 2001 Şubat krizine kadar sürekli değişen koalisyon hükümetleri, ekonomik krizler, depremler ve sıra dışı olaylar nedeniyle konvertibilitenin olumlu etkileri Türkiye ekonomisine yansımamıştır. Bu nedenle zaman zaman konvertibilite ilanının zamanlaması eleştirilmiştir. 2001 krizinin etkilerinin 2002 yılı başlarında geçmeye başlaması ve 3 Kasım 2002'den sonra siyasi istikrarın ekonomik istikrara dönüşmesinden dolayı Türk lirası güçlenmiş ve konvertibilite daha anlamlı hale gelmiştir. Bu çalışma; 1987:2-2001:4 ve 2002:1-2019:2 dönemleri için kurulan iki model yardımıyla Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın toplam mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızı ile temsil edilen Türk lirasının itibarı ve talebi ve seçilmiş makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri Autoregressive Distributed Lag Modeli ve Error Correction Model ile incelemekte ve karşılaştırmaktadır. Yapılan ampirik analizlerden çıkan anlamlı sonuçlara göre; 1987:2-2001:4 ve 2002:1-2019:2 dönemlerinde Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın toplam mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını etkileyen iktisadi kriz yaşanma sıklığı, seçilmiş makroekonomik değişkenler ve değişkenlerin etki yönleri hem kısa hem de uzun dönemde farklılık göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Türk Lirasının İtibarı, Seçilmiş Makroekonomik Değişkenler, Konvertibilite, Yapısal Kırılma, Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Modeli, Hata Düzeltme Modeli

**Jel Kodları:** C32, F41, G01

#### Abstract

Liberalization movements which started with the 24th January 1980 decisions, paved the way for the declaration of convertibility of the Turkish lira on 4.4.1990. However, the positive sides of the convertibility of the Turkish lira did not reflect on the Turkish economy due to ever-changing coalition governments, economic crises, earthquakes, and unusual events until the 2001 February crisis, which is a turning point for Turkey economically, politically, and socially. Therefore, the timing of the declaration of the Turkish lira's convertibility was criticized at times. However, the Turkish lira has strengthened because the effects of the 2001 crisis dwindled at the beginning of 2002, and the political stability has turned into economic stability after November 3rd, 2002. Therefore, the declaration of the Turkish lira's convertibility has been declared has become meaningful. This study analyses and compares the relationships between the credit and demand of Turkish lira, which is represented by the rate of change of foreign currency deposits share in total deposits at banks and the selected macroeconomic variables with Autoregressive Distributed Lag Bound Testing Approach and Error Correction Model methods by the help of two models which are set up for the periods of 1987:2Q-2001:4Q and 2002:1Q-2019:2Q. According to the significant results derived from the empirical studies; the frequency of experiencing crises selected macroeconomic variables which affect the rate of change of foreign currency deposits share in total deposits at banks in Turkey and the sign of these effects show the difference in the short run, in the long run, and between the periods.

**Keywords:** The Credit of the Turkish Lira, Selected Macroeconomic Variables, Convertibility, Structural Break, Autoregressive Distributed Lag Model, Error Correction Model

**Jel Codes:** C32, F41, G01

## Extended Abstract

### Intertemporal credit of the Turkish lira: Comparative ARDL bound testing approaches

With the 24<sup>th</sup> of January 1980 decisions, economic policies were changed, and Turkey's financial liberalization process began. After decrees 28 and 30 of the law on the Protection of Value of Turkish Currency law, on 11<sup>th</sup> August 1988, by decree no.32, the liberalization stages have been taken a step further. The foreign exchange rate regime has been wholly liberalized, and a foreign exchange market has been created by the Central Bank of the Turkish Republic (Bilgili, 1993:178). The aim was to create international demand for the Turkish lira. On 25<sup>th</sup> February 1990, it was tried to gain global identity to the Turkish lira by the official gazette issued 20444, with the decision of the Protection of the Value of Turkish Currency and the circular and communique (Ertürk, 1991, 210, 212-213). Turkish government applied for the convertibility of Turkish lira to International Monetary Fund (IMF) at the end of March 1990, and IMF granted this application on 4<sup>th</sup> April 1990. So Turkey, which declared the Turkish lira as convertible, has been the sixty-seventh country in the world (Parasız, 1990:162). Since the Turkish economy had hard times in the 1990s, it was seen as meaningless to declare the convertibility of a currency that does not play a vital role in international trade or is not used in daily or financial transactions. However, Özal perceived full capital account liberalization and currency convertibility as crucial for modernizing the Turkish economy (Gemici, 2012:49). It was thought that these features were peculiar to an international currency. Being a global currency for a currency depends on the size of the economy, the size and the development of the financial markets, the stable value of the money, and network externalities (Chen & Peng, 2009; Eichengreen, 2005; Tavlas, 1990; Tavlas & Ozeki, 1992). Like the Turkish lira, numerous convertible currencies do not meet these criteria. For instance, when the Turkish lira is compared to the Swiss franc, Korean won, Singapore dollar, Hong Kong dollar and Taiwan dollar concerning its share in the world trade, trading volumes in the international financial markets, and convertibility declaration dates; Turkey's share in the world gross domestic product was greater than Hong Kong and Singapore between 1989 and 2019; but less than Switzerland and Taiwan between 1987- 2004 and 2019 and South Korea in all years. When it comes to international trading volumes of currencies denominated in dollars, the daily average trading volume of the Turkish lira is greater than the Korean won in 2013 and the Taiwan dollar in 2013, 2016, and 2019 according to Table 2. Given this information, the Turkish lira gained its convertibility after the Korean won, Singapore dollar but before the Swiss franc, Hong Kong dollar, Taiwan dollar. In this regard, it was declaring the convertibility of the Turkish lira has paved the way for having the features of an international currency in the future.

#### Literature

In the literature, there is a limited number of studies that analyse the relationship between the rate of change of foreign currency deposits share in total deposits at banks (YBMVOGR\_SA) and the selected macroeconomic variables with the help of the Vector Autoregression (VAR) model, Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model or other models. Selçuk (1994) analyses the relationship between foreign exchange deposits by residents divided by the sum of money in circulation, demand deposits, deposits at the Central Bank, time deposits and foreign currency deposit account (M2Y) and average price index, the highest after-tax annual interest rate, trade-weighted absolute effective exchange rate index with VAR model by using monthly data between the periods of 1989:1- 1992:1. According to the significant results, change in the first and third lag of the nominal return on domestic assets and growth rate in the first lag of the actual exchange rate index negatively affects the growth rate in currency substitution. In another study of Selçuk (1997), he analyses the relationship between foreign exchange deposits by residents and Turkey's consumer price index, actual interest rates on domestic bonds, United States of America's consumer price index with Generalized Method of Moments (GMM) by using monthly data between the periods of 1985:2- 1993:12. According to the study results, foreign currency deposits are a vital substitute for the Turkish lira. Scacciavillani (1995) analyses the relationship between the money supply, that is, the sum of money in circulation, demand deposits, and deposits at the Central Bank (M2) and, foreign exchange deposits in M2Y, exchange rate, wholesale price index with Spectrum Regression Analysis by using monthly data. According to the results, while it is found that there is a solid and consistent relationship between the share of foreign currency deposits held and the exchange rate, it cannot be found any connection between the percentage of foreign currency deposits and the exchange rate. Bahmani-Oskooee and Karacal (2006) analyse the relationship between absolute monetary aggregate (M1 or M2, which are the sum of money in circulation, demand deposits and deposit at the Central Bank) and real income, domestic interest rate, inflation rate, and nominal exchange rate for the period of 1987:1- 2014:2 by using monthly data with the help of cointegration and ECM. According to the significant results of the study, when M1 is used as the dependent variable, a cointegration relationship between the variables exist. When M2 is used as the dependent variable and interest rate, weighted average of the 1-month interest rate applied to Turkish lira deposits, a cointegration relationship exists. When the Turkish lira depreciates, people expect that it will lose more value, so their desire to hold the Turkish lira decreases.

#### Research purpose and importance

This study aims to verify the timing of the Turkish lira's convertibility which started with 24th January 1980 decisions and completed with the declaration on 4.4.1990 and is to compare the periods of 1987:2- 2001:4 and 2002:1- 2019:2 concerning selected macroeconomic variables which affect credit and demand of the Turkish lira positively or negatively.

#### Contribution of the article to the literature

Two models established with the same variables for 1987:2- 2001:4 and 2002:1- 2019:2 and their empirical analyses with Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model make this study different from other studies in the literature.

#### Research model

This study analyzes the relationship between the rate of change of foreign currency deposits share in total deposits at banks (YBMVOGR\_SA) and various macroeconomic variables shown in Appendix 1, which reflect the situation of the Turkish economy for 1987:2Q- 2001:4Q and 2002:1Q- 2019:2Q with using Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Approach and Error Correction Model (ECM). Equation 1 shows a long-run model of the ARDL model.

$$YBMVOGR_{SA,t} = \alpha_0 + \alpha_1 ENF_t + \alpha_2 BY_t + \alpha_3 DUNMGR_{TRGR_{SA,t}} + \alpha_4 CAGDPGR_t + \alpha_5 BDGDPGR_{SA,t} + \alpha_6 DUNTICRGR_{SA,t} + \alpha_7 TRINTGR_t + \alpha_8 EUSAINRGR_t + \epsilon_t \quad (1)$$

When short-run coefficients and *KRIZ* dummy variables are added to Equation 1, Equation 2 is obtained. While  $\beta$  coefficients, which are the right-hand side of Equation 2, are long-run coefficients of the model,  $\alpha$  coefficients represent short-run coefficients, and  $\theta$  shows the coefficient of the *KRIZ* dummy variable.

$$\begin{aligned} \Delta YBMVOGR_{SA_t} = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta YBMVOGR_{SA_{t-i}} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta ENF_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta BY_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta DUNMGTRGR_{SA_{t-i}} \\ & + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta CAGDPGR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{5i} \Delta BDGDPGR_{SA_{t-i}} + \sum_{i=0}^n \alpha_{6i} \Delta DUNTICTRGR_{SA_{t-i}} + \sum_{i=0}^n \alpha_{7i} \Delta TRINTGR_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n \alpha_{8i} \Delta TRINTGR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{9i} \Delta EUSAINTEGR_{t-i} + \beta_1 YBMVOGR_{SA_{t-1}} + \beta_2 ENF_{t-1} + \beta_3 BY_{t-1} \\ & + \beta_4 DUNMGTRGR_{SA_{t-1}} + \beta_5 CAGDPGR_{t-1} + \beta_6 BDGDPGR_{SA_{t-1}} + \beta_7 DUNTICTRGR_{SA_{t-1}} + \beta_8 TRINTGR_{t-1} \\ & + \beta_9 EUSAINTEGR_{t-1} + \theta_1 KRIZ_t + \epsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

If any long-run relationship exists in the variables of Equation 2, it can proceed to Equation 3. In Equation 3, short-run coefficients, and the Autoregressive Distributed Lag (ARDL) model, which includes the prediction of the Error Correction Model (ECM), are shown.

$$\begin{aligned} \Delta YBMVOGR_{SA_t} = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta YBMVOGR_{SA_{t-i}} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta ENF_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta BY_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta DUNMGTRGR_{SA_{t-i}} \\ & + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta CAGDPGR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{5i} \Delta BDGDPGR_{SA_{t-i}} + \sum_{i=0}^n \alpha_{6i} \Delta DUNTICTRGR_{SA_{t-i}} + \sum_{i=0}^n \alpha_{7i} \Delta TRINTGR_{t-i} \\ & + \sum_{i=0}^n \alpha_{8i} \Delta TRINTGR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{9i} \Delta EUSAINTEGR_{t-i} + \theta_1 KRIZ_t + \lambda EC_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (3)$$

### Findings and discussion

Between 1987:2Q- 2001:4Q, ever-changing coalition governments, economic crises, earthquakes, unusual events, etc., blocked the stabilization of the Turkish economy and the positive steps that had taken disappeared among negatives. However, despite some adversities, 2002:Q1-2019:Q2 has been a political and economic stability period. The results of empirical analysis corroborate this view. According to the significant results, both in 1987:2Q-2001:4Q and in 2002:Q1-2019:Q2, *YBMVOGR\_SA* is affected positively and negatively by *ENF* in the short and the long run. However, *YBMVOGR\_SA* is affected more positively in 1987:2Q- 2001:4Q than 2002:Q1-2019:Q2. This result indicates the existence of currency substitution in 1987:2Q- 2001:4Q because of high inflation rates. In 2002:Q1-2019:Q2, since the inflation rate is low, the Turkish lira is consistent, and various systems have spread, such as the participation banking system that people deposit their savings. Therefore, it is not affected in the long run. While *YBMVOGR\_SA* is affected positively by *BY* in the short run in 1987:2Q-2001:4Q, it is affected negatively in the short run and positively in 2002:Q1-2019:Q2 in the long run. This indicates that Turkey has grown more consistently in 2002:Q1-2019:Q2 than 1987:2Q-2001:4Q. Furthermore, in 1987:2Q-2001:4Q, *YBMVOGR\_SA* is affected positively by *DUNMGTRGR\_SA* in the short run negatively in the long run. In 2002:Q1-2019:Q2, it is affected positively and negatively by *DUNMGTRGR\_SA* in the short run, but it is affected negatively by *DUNMGTRGR\_SA* in the long run. This result supports the view of Eichengreen and Frankel A. (1996), which is mentioned in Chapter 2. In 1987:2Q-2001:4Q, while *YBMVOGR\_SA* is affected negatively by *CAGDPGR* in the short run, it is affected positively in the short run but negatively in the long run 2002:Q1-2019:Q2. This result shows that although the foreign trade volume of Turkey and capital inflow to Turkey has increased in 2002:Q1-2019:Q2 compared to 1987:2Q-2001:4Q, export cannot have been increased because of the inability to reduce import of intermediate goods and the failure to increase export with domestic and national opportunities. Therefore, the current account deficit reached the highest level in 2011 and indicates that it is still an ongoing problem for the Turkish economy. While *YBMVOGR\_SA* is affected negatively only in 2002:Q1-2019:Q2 in the short run. This result shows that the budget deficit was higher in 1987:2Q- 2001:4Q than 2002:Q1-2019:Q2. In 2002:Q1-2019:Q2, it has generally been below 3%. When it comes to *DUNTICTRGR\_SA*, *YBMVOGR\_SA* is affected negatively by *DUNTICTRGR\_SA* in the short runs of both 1987:2Q-2001:4Q and 2002:Q1-2019:Q2. However, it is affected positively by *DUNTICTRGR\_SA* in the long run in 2002:Q1-2019:Q2. This result shows that Turkey's share in world trade has increased in 2002:Q1-2019:Q2. While *YBMVOGR\_SA* is affected negatively by *TRINTGR* in short runs of both 1987:2Q-2001:4Q and 2002:Q1-2019:Q2, it is affected positively by *TRINTGR* only in the long run of 2002:Q1-2019:Q2. Although Turkey's interest rates were very high in 1987:2Q-2001:4Q, there was less foreign capital inflow because of too many risks and uncertainty. However, although Turkey's interest rates were low but consistent, the foreign capital inflow was high in 2002:Q1-2019:Q2. While the results are compatible with the results obtained from the empirical analysis of Bahmani-Oskooee and Karacal (2006) for the short run, the long run results are different from the literature. Lastly, while *YBMVOGR\_SA* is affected only positively by *EUSAINTEGR* in the short run of 1987:2Q-2001:4Q, it was affected positively and negatively in 2002:Q1-2019:Q2 in the short run. Moreover, it was affected negatively by *EUSAINTEGR* in 2002:Q1-2019:Q2 in the long run. These results show that in 1987:2Q- 2001:4Q, domestic interest rates were very high compared to foreign interest rates. Therefore, whether foreign interest rates increased or decreased, the foreign capital inflow to Turkey continued in the short run. However, in 2002:Q1-2019:Q2, since the difference between domestic and foreign interest rates was lower than 1987:2Q- 2001:4Q, the sensitivity to acts of *EUSAINTEGR* increased. *KRIZ*, which is added to the models as a dummy variable, affects *YBMVOGR\_SA* positively in both models. While 36 crises periods are found statistically significant between 1987:2Q-2001:4Q, 22 are found statistically significant between 2002:1Q-2019:2Q. Therefore, the frequency of living crises is less between 2002:1Q-2019:2Q and 1987:2Q-2001:4Q. After estimating the ARDL model, Error Correction Models for both periods are estimated. Error correction terms are found statistically significant at the 1% level for both 1987:2Q-2001:4Q and 2002:1Q-2019:2Q. Since error correction terms are between -1 and -2 for both periods (1.103 for 1987:2- 2001:4; 1.367 for 2002:1-2019:2), the effects of shocks which occur in *YBMVOGR\_SAs* fluctuate around the long-run equilibrium in a decreasing manner for about 8 months (3 months/1.103=2.72 quarters= about 8 months for 1987:2Q- 2001:4Q; 3 months/1.367=2.19 quarters=about 6.5 months for 2002:1Q- 2019:2Q). At the end of 8 and 6.5 months, they quickly come to a long-term balance. In conclusion, the period of Turkey went through economic crises in general in the period of 1987:2Q-2001:4Q when risks and uncertainties were high. The 2002:1Q-2019:Q2 period can be separated into five periods: 2002-2008, the period when risks and uncertainties were minimal; 2008-2010, the period when the global financial crisis and its effects reflected on the economy; 2010-2014, the period

when the economy recovered, and risks and uncertainties minimized again; 2014-2016, the period when geopolitical, geoeconomic and political risks increased, but the Turkish economy was relatively less affected; From the treacherous coup attempt of 15th of July 2016 and especially Pastor Brunson crisis on August 2018 to 2019:2Q that is the end of this study, speculative, exchange rate, and geopolitical and geoeconomic risks were very high; uncertainties increased, and the economy was negatively affected.

## Giriş

1973 yılında petrol fiyatlarında yaşanan artış ve patlak veren petrol krizi, Türkiye'nin enflasyon oranlarını olumsuz etkilemiş ve sanayi için gerekli olan altyapının kurulmasını engellemiştir. Böylece Türkiye hem dış dünyayla entegre olamamış hem de dış dünyada yaşanan olumsuz gelişmelerden ekonomisini koruyamamıştır (Ertürk, 1991: 132). Aslında bir ekonominin dışa açılması, bir başka deyişle dünya ekonomisiyle bütünleşmesi, gelişmiş bir sanayi yapısına olduğu kadar, bu sanayi yapısının sürükleyeceği ticaret ilişkilerine de bağlıdır (Dura, 1987: 54-69). Bu çalışmanın amacı; 24 Ocak 1980 Kararları ile başlayan iktisadi serbestleşme hareketleri sonucunda ilan edilen Türk lirasının konvertibilitesinin zamanlamasının doğruluğunu ortaya koymak ve Türkiye için bir dönüm noktası niteliği taşıyan 2001 Şubat krizinin öncesini ve süren etkisini temsil eden 1987:2-2001:4 dönemi ile 2001 krizinin etkilerinin gitgide azaldığı ve siyasi istikrarın ekonomik istikrara dönüştüğü 2002:1-2019:2 döneminde Türk lirasının itibarını ve talebini olumlu ya da olumsuz yönde etkileyen seçilmiş makroekonomik değişkenleri tespit etmek ve karşılaştırmaktır.

Literatürde, Türkiye'de bankalarda toplam mevduat (TM) içinde tutulan yabancı para (YP) mevduat ile seçilmiş makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiyi Vektör Otoregresif Model (Vector Autoregressive Model-VAR), Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Modeli (Autoregressive Distributed Lag Model-ARDL) veya diğer ekonometrik yöntemlerle inceleyen sınırlı sayıda çalışma mevcuttur. İlk olarak Selçuk (1994), 1989:1-1992:1 döneminde yerleşiklerin yabancı para mevduatlarının; dolaşımdaki para, vadesiz mevduatlar, Merkez Bankasındaki mevduatlar, vadeli mevduatlar ve döviz tevdiat hesabının toplamına (M2Y) oranı ile ortalama fiyat endeksi, yıllık faiz oranları ve ticaret ağırlıklı döviz kuru endeksi arasındaki ilişkiyi aylık veriler kullanarak VAR yöntemiyle incelemiştir. Analiz sonucuna göre; yurt içi varlıkların nominal getirisinin birinci ve üçüncü gecikmesindeki değişim ile reel döviz kuru endeksinin birinci gecikmesi için gerçekleşen büyüme hızı, para ikamesindeki büyüme hızını negatif etkilemektedir. Diğer bir çalışmada Selçuk (1997); 1985:2-1993:12 döneminde yerleşiklerin YP mevduatları ile Türkiye'nin tüketici fiyat endeksi, yurt içi tahvillerin reel faiz oranları ve Amerika Birleşik Devletleri (ABD) tüketici fiyat endeksi değişkenleri arasındaki ilişkiyi aylık veriler kullanarak Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) ile incelemiştir. Analiz sonucuna göre, YP mevduatların Türk lirasının güçlü bir ikamesi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Scacciavillani (1995) çalışmada; 1989:12-1994:9 döneminde dolaşımdaki para, vadesiz mevduatlar ve Merkez Bankasındaki mevduatların toplamından oluşan para arzı (M2), M2Y'nin içinde yer alan YP mevduatlar, dolar kuru ve toptan eşya fiyat endeksi arasındaki ilişkiyi aylık veriler kullanarak Spektrum Regresyon analizi ile incelemiştir. Analiz sonucuna göre, tutulan YP mevduatların payı ile döviz kuru arasında güçlü ve istikrarlı bir ilişki bulunurken toptan eşya fiyat endeksi arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Us (2003) çalışmada; bankalarda TM içinde tutulan YP mevduatını bağımlı değişken olarak; Türk lirası cinsinden ve YP cinsinden vadeli mevduatlar arasındaki faiz farkını, YP mevduatların TM'ye oranının geçmişteki en yüksek değerini ve YP mevduatların M1 para arzına oranının geçmişteki en büyük değerini bağımsız değişken olarak kullanmıştır. 1990:1-1993:12 ile 1995:1-1999:12 dönemlerini aylık veriler kullanarak analiz etmiş ve insanların yabancı para tutma eğiliminin kalıcı olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Akçay, Alper ve Karasulu (1997) ise 1987:1-1996:3 dönemi için aylık veriler kullanarak Ortalamada Üssel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (E-GARCH-M) yöntemini uygulayarak Türkiye'de döviz kuru istikrarsızlığının insanların yabancı para tutma eğilimini artırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Civcir (2003) çalışmada; bağımlı değişken olarak Türk lirası cinsinden dolaşımdaki para, vadesiz mevduat ve vadeli mevduatın toplamından oluşan geniş para arzını (YP cinsinden mevduatlar dahil edilmemiştir) kullanmış; bağımsız değişken olarak ise toptan eşya fiyat endeksini (1987=100), sanayi üretim endeksi yardımıyla aylık verilere dönüştürülen reel Gayrisafi Yurt İçi Hasılayı (1987=100), aylık devlet tahvil faiz oranlarını, Türk lirası mevduatlara uygulanan aylık faiz oranlarını, döviz kurlarındaki beklenen değişimi ve 3 aylık Euro-Dolar faiz oranlarını kullanarak Türkiye'nin 1987:1-1999:12 dönemini aylık verilerle Johansen (1988, 1991) eşbütünleşme analizi ve Hata Düzeltme Modeli (ECM) yardımıyla analiz etmiştir. Eşbütünleşme analizinden çıkan sonuca göre; geniş para arzı ve reel gelir, Türk lirası mevduatlara ve devlet tahvillerine uygulanan faiz oranları, enflasyon ve beklenen döviz kurunun düşmesi durumu arasında uzun dönemli bir ilişki vardır. Döviz kuru değişkeninin olasılık değerinin istatistiksel olarak anlamlı ve katsayı değerinin negatif çıkması Türkiye'de döviz kuru arttıkça Türk lirasından YP'ye geçiş olduğunu ve para ikamesinin varlığına işaret etmektedir. Bahmani-Oskooee ve Karacal (2006) çalışmada; 1987:1-2004:12 dönemi için aylık veriler kullanarak reel parasal toplam (dolaşımdaki para, vadesiz mevduatlar ve Merkez Bankasındaki mevduatlar toplamından oluşan M1 ya da M2) ile reel gelir, yurt içi faiz oranı, enflasyon oranı ve nominal döviz kuru arasındaki ilişkiyi eşbütünleşme ve ECM yardımıyla analiz etmişlerdir. Yapılan analizin sonuçlarına göre, bağımlı değişken olarak M1 kullanıldığında değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilirken bağımlı değişken

olarak M2 ve bağımsız değişkenler olarak ise faiz oranı ve Türk lirası mevduatlarına uygulanan 1 aylık faiz oranlarının ağırlıklı ortalaması kullanıldığında eşbütünlük ilişkisi ortaya çıkmaktadır. Ayrıca Türk lirası değer kaybettiğinde insanlar Türk lirasının daha fazla değer kaybedeceği beklentisine girmekte ve bu nedenle Türk lirası tutma istekleri azalmaktadır. Bahmani-Oskooee, Halicioğlu ve Bahmani (2017) çalışmalarında; 1987-2014 yılları arası için çeyrek dönemlik veriler kullanmış ve bağımlı değişken olarak reel parasal toplamlar (M1 veya M2); bağımsız değişkenler olarak reel gelir, yurt içi faiz oranları ve nominal faiz oranlarını kullanarak değişkenler arasındaki ilişkiyi Doğrusal Olmayan Otopregresif Dağıtılmış Gecikme modeli (Non-Asymmetric Autoregressive Distributed Lag Model-NARDL) ile tahmin etmişlerdir. Yapılan ampirik analizden çıkan anlamlı sonuçlara göre, Bahmani-Oskooee ve Karacal'dan (2006) farklı olarak doğrusal modelde döviz kurunun hem kısa hem de uzun dönemde M2 üzerinde bir etkisi bulunmamaktadır. Bununla beraber, kısa dönemde reel gelir M2'yi negatif etkilerken uzun dönemde pozitif etkilemektedir. Yurt içi faiz oranları ise kısa dönemde M2'yi pozitif etkilemekte iken uzun dönemde negatif etkilemektedir. Doğrusal olmayan modelde yurt içi gelir ve faiz M2'yi kısa dönemde pozitif etkilemekte; doların değer kaybetmesi ise M2'yi negatif etkilemektedir. Bu durum dolardan Türk lirasına geçişin kolay olmadığını göstermektedir.

Çalışmanın taslağı; Türk lirasının konvertibl para olma süreci ve zamanlaması, yıllar itibarıyla Türk lirasının itibarını etkileyen iktisadi, sosyal ve siyasi gelişmeler, ampirik analiz ve sonuç olmak üzere dört bölümden oluşmaktadır.

### Türk lirasının konvertibl para olma süreci ve zamanlaması

Türk lirasının uluslararası arenada tanınması ve uluslararası ticarete talebinin artması için konvertibl para olma yetkinliğine sahip olması önemli bir aşamadır. Konvertibilite, bir ulusal paranın diğer ulusal paralara ve altına hiçbir kısıtlamaya bağlı kalmaksızın dönüştürülebilmesine denir (Parasız, 1990: 162). Bu amaca ulaşabilmek için 7 Temmuz 1984 tarihinde 30 sayılı karar ile kambiyo rejimi büyük ölçüde serbestleştirilmiş, döviz ve efektif Türk parasının yurt içinde gördüğü bütün işlemleri görmeye başlamış ve vatandaşların döviz taşıması suç olmaktan çıkarılmıştır (Ertürk, 1991: 200-201). 11 Ağustos 1989 tarih ve 32 sayılı Türk Parası Kıymetini Koruma (TPKK) hakkındaki karar ile serbestleşme aşamaları bir adım ileriye taşınmış ve alınan kararlar kambiyo rejimi tamamen serbestleştirilmiş, Merkez Bankası tarafından döviz piyasası oluşturulmuştur (Bilgili, 1993: 178). Oluşturulan döviz piyasası Türk lirasının diğer paralar karşısındaki değerinin en önemli belirleyicisi olmuş ve Türk lirasına uluslararası çapta talep yaratılması amaçlanmıştır. 25 Şubat 1990 tarih ve 20444 sayılı Resmî Gazete'de yayınlanan TPKK hakkında kararlar ve ona bağlı olarak çıkarılan genelge ve tebliğlerle ise Türk lirasına uluslararası hüviyet kazandırmaya çalışılmıştır (Ertürk, 1991: 210, 212-213). Mart 1990 sonunda Türk Hükümeti Türk lirasının konvertibilitesi için Uluslararası Para Fonu'na (International Monetary Fund-IMF) başvuruda bulunmuş ve IMF bu başvuruyu 4.4.1990 tarihinde onaylamıştır. Böylece Türkiye, dünyada parasını resmen konvertibl olarak ilan eden 67.ülke olmuştur (Parasız, 1990: 162). Türkiye ekonomisi zor günler geçirirken Türk lirasının konvertibl para özelliği kazanması bazı kesimlerce anlamsız görülmüş ve eleştirilmiştir. Ancak Turgut Özal, tam sermaye hareketliliğini ve Türk lirasının konvertibilitesini Türk ekonomisinin yenilenmesinde önemli bir adım olarak görmüştür (Gemici, 2012: 49). Bu nedenle Tablo 1'de verilen uluslararası para birimlerinin taşıdığı özellikleri henüz taşımayan Türk lirasının konvertibilitesini ilan etmesi gelecekte bu özelliklere sahip olabilmemesinin yolunu açmıştır.

**Tablo 1:** Uluslararası Para Birimlerinin Kullanımı

| Paranın Fonksiyonları    | Resmi Kullanım  | Özel Kullanım   |
|--------------------------|---|---|
| Değişim Aracı Olma       | Döviz kuru piyasalarında müdahale aracı olan ve ödemeler dengesini finanse eden para birimi | Uluslararası ticarete kullanılan ve uluslararası finansal yükümlülükleri yerine getiren para birimi |
| Değer Saklama Aracı Olma | Para otoritelerince tutulan Uluslararası rezerv para birimi                                 | Para ikamesi olarak tutulan para birimi (Özel Dolarizasyon)   |
| Hesap Birimi Olma        | Döviz kuru ilişkilerini açıklamada kullanılan para birimi                                   | Dış ticaretin hesaplanmasında ve uluslararası finansal işlemlerde kullanılan para birimi            |

**Kaynak:** (Kenen, 1983), (Chinn ve Frankel A., 2005: 5)

Bir para biriminin uluslararası para birimi olabilmesi; o para birimine sahip ülke ekonomisinin büyüklüğüne, finansal piyasalarının büyüklüğüne ve gelişimine, parasının istikrarına ve ağ dışsallıklarına bağlıdır (Chen ve Peng, 2009; Eichengreen, 2005; Tavlas, 1990; Tavlas ve Ozeki, 1992). Bahsi geçen özelliklerin bazılarını ya da tümünü karşılamadığı halde konvertibl olan çok sayıda para birimi mevcuttur. Bu doğrultuda Tablo 2'de her sütunun sol kısmında Türkiye, İsviçre ve Asya Kaplanları ülkelerinin dünya milli gelirinden aldıkları paylar, sağ kısmında ise uluslararası

piyasalardaki işlem hacimleri ve milli para birimlerinin konvertibilitelerinin ilan edildiği tarihler gösterilmektedir.

**Tablo 2:** Ülkelerin Milli Para Birimlerinin Konvertibilite İlan Tarihleri, Dünya Milli Gelirinden Aldıkları Pay (%), Uluslararası Piyasalardaki İşlem Hacimleri (Milyar dolar)

| Knv. İlanı | 4/4/1990 | 29/5/1992 | 26/8/1955 | 3/8 1966 | 1/12 1996 | 1/12/1996 | Top. İşlm Hm. |
|------------|----------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|---------------|
| Ülke       | Türkiye  | İsviçre   | Hong      | G, Kore  | Singapur  | Tayvan    |               |
| P.Br       | TRY      | CHF       | Kong      | KRW      | SGD       | TWD       |               |
| Yıl        |          |           | HKD       |          |           |           |               |
| 1987       | 0,51     | 1,13      | 0,29      | 0,86     | 0,12      | 0,61      |               |
| 1989       | 0,53     | 0         | 1,01      | 52       | 0,34      | 5         | 1,04          |
| 1992       | 0,63     | 0         | 1,07      | 69       | 0,41      | 8         | 1,23          |
| 1995       | 0,55     | 0         | 1,11      | 85       | 0,47      | 13        | 1,25          |
| 1998       | 0,88     | 0         | 0,94      | 108      | 0,54      | 15        | 1,38          |
| 2001       | 0,60     | 0         | 0,83      | 74       | 0,51      | 28        | 1,40          |
| 2004       | 0,93     | 2         | 0,90      | 117      | 0,39      | 34        | 1,52          |
| 2007       | 1,17     | 6         | 0,83      | 227      | 0,36      | 90        | 1,67          |
| 2010       | 1,18     | 29        | 0,88      | 250      | 0,35      | 94        | 1,83          |
| 2013       | 1,24     | 71        | 0,89      | 276      | 0,36      | 77        | 1,93          |
| 2016       | 1,14     | 73        | 0,89      | 243      | 0,42      | 88        | 1,81          |
| 2019       | 0,87     | 71        | 0,90      | 327      | 0,42      | 233       | 1,22          |

**Kaynak:** (IMF, 2020a), Erişim Tarihi: 25.11.2020, (World Bank, 2020a), Erişim Tarihi: 04.09.2020, (Uluslararası Ödemeler Bankası, 2020), Erişim Tarihi: 18.10.2020.

1989-2019 yılları arasında Türkiye'nin dünya milli gelirinden aldığı pay, Hong Kong ve Singapur'dan daha fazla; İsviçre ve Tayvan'dan 1987-2004 yılları arasında ve 2019 yılında daha az, 2004-2016 yılları arasında daha fazladır. Güney Kore'nin dünya milli gelirinden aldığı pay ise yıllar itibariyle Türkiye'den daha fazla gerçekleşmiştir. Ülkelerin dünya milli gelirinden aldıkları paylar ile para birimlerinin uluslararası piyasalarda gördüğü işlem hacimleri arasında önemli bir ilişki vardır. Bu ilişkiyi ampirik analizle doğrulayan akademik çalışmalardan birinde bir ülkenin dünya milli gelirinden aldığı pay %1 arttığında o para biriminin Merkez Bankası rezerv varlıklarında %1.33 arttığı sonucuna ulaşılmıştır (Eichengreen ve Frankel A., 1996). Tablo 2'de 1987-2019 yılları arasında gerçekleşen uluslararası işlem hacimlerine bakıldığında; Türk lirası, 2004 yılından itibaren siyasi istikrarın getirdiği ekonomik istikrarın da etkisiyle uluslararası piyasalarda işlem hacmini artırmış, 2013 yılında Kore wonundan, 2013, 2016 ve 2019 yıllarında ise Tayvan dolarından daha yüksek bir işlem hacmine ulaşmıştır. Ayrıca uluslararası para birimi olabilmenin sağlaması gereken kriterlerden biri olan ağ dışsallığı kriterine göre; bir ihracatçı, ithalatçı, borç veren ya da borç alan veya döviz tüccarı, yapmış oldukları işlemlerde yaygın olarak kullanılan para birimini kullanmak ister. Eğer bir para birimi ticari işlemlerde kullanılırsa finansal işlemlerde de kullanılır. Eğer finansal işlemlerde sıkça kullanılırsa döviz kuru işlemlerinde aracı para birimi olarak kullanılır. Eğer aracı para birimi olarak kullanılırsa küçük ülkelerin para birimlerini sabitleyeceği bir para birimi haline gelir (Chinn ve Frankel, 2005: 16). Konvertibilite ilan tarihlerine bakıldığında Türk lirası, Kore wonu ve Singapur dolarından sonra; İsviçre frangı, Hong Kong doları ve Tayvan dolarından önce konvertibilitesini kazanmıştır. Tam konvertibilite, bir para birimi için yeterli bir şart olmasa da dünya ticaretinde ve finansal işlemlerde kayda değer bir rol oynayabilmesi için gerekli bir koşuldur (Chen ve Peng, 2009: 117).

## Yıllar itibariyle Türk lirasının itibarını etkileyen iktisadi, sosyal ve siyasi gelişmeler

Bankalarda YP cinsinden mevduat açmanın ve döviz taşımının suç olmaktan çıkarılmasının ardından enflasyonun yüksek olduğu yıllarda Türk lirasının hesap birimi ve değer saklama aracı olma ya da tasarruf aracı olma özelliklerini kaybetmesi tehlikesine karşı arbitrajcular, spekülâtörler ve ticaret erbabının yanı sıra vatandaşların genelinde döviz tutma eğilimi başlamıştır. Bu dönemde insanlar ev ve arabalarını dövizle alıp satmış, dövizle borç vermiş veya borçlanmış hatta bir ay içinde Türk lirasının değer kaybından korunmak için maaş ya da ücretlerini aldıkları gün dövizde çevirmeye çalışmışlardır. Bu nedenle sadece turistik bölgelerde değil her şehirde döviz bürolarının sayısı giderek artmıştır. Özellikle maaşların ödendiği gün döviz bürolarının önünde oluşan uzun kuyruklar günlük işlemlerde dahi Türk lirasının yerini yabancı para birimlerinin aldığı göstermektedir (Selçuk, 1994: 510). Bir ekonomide para ikamesinin artma eğilimi o ülkenin bağımsız para politikası uygulamasını engelleyecek, döviz kuru oynaklığını artıracak ve uygulanmak istenen mali araçların etkinliğini azaltacaktır (Bergstrand ve Bundt, 1990; Boyer ve Kingston, 1987; Miles, 1978). Bilhassa Türkiye'de risklerin ve belirsizliklerin arttığı ve iktisadi krizlerin yaşandığı yıllarda para ikamesi artmaktadır. Türk lirasının itibarı ise düşmektedir.

**Tablo 3:** 1986-2001 Yılları Arası Türkiye'nin Makro Ekonomik Göstergeleri (%)

| Yıl     | YP Mevduatın<br>TM İçindeki<br>Payı |       | Büyüme<br>Oranı |       | Dünya<br>Büyüme<br>Oranı |      | Dünya<br>Ticaretinden<br>Alınan Pay |      | Ortalama Döviz<br>Kuru |         |
|---------|-------------------------------------|-------|-----------------|-------|--------------------------|------|-------------------------------------|------|------------------------|---------|
| 1986-87 | 18,31                               | 25,76 | 7,01            | 9,49  | 3,40                     | 3,70 | 0,44                                | 0,49 | 0,00067                | 0,00086 |
| 1988-89 | 28,58                               | 25,97 | 2,32            | 0,29  | 4,62                     | 3,68 | 0,46                                | 0,45 | 0,0014                 | 0,0021  |
| 1990-91 | 26,58                               | 33,82 | 9,27            | 0,72  | 2,92                     | 1,48 | 0,50                                | 0,48 | 0,0026                 | 0,0042  |
| 1992-93 | 39,17                               | 45,23 | 5,04            | 7,66  | 1,76                     | 1,52 | 0,49                                | 0,61 | 0,0069                 | 0,011   |
| 1994-95 | 51,69                               | 52,04 | -4,67           | 7,88  | 2,99                     | 3,04 | 0,49                                | 0,57 | 0,030                  | 0,046   |
| 1996-97 | 48,45                               | 49,79 | 7,38            | 7,58  | 3,38                     | 3,68 | 0,64                                | 0,67 | 0,081                  | 0,152   |
| 1998-99 | 45,89                               | 46,96 | 2,31            | -3,39 | 2,55                     | 3,24 | 0,66                                | 0,58 | 0,261                  | 0,419   |
| 2000-01 | 46,48                               | 58,10 | 6,64            | -5,96 | 4,38                     | 1,95 | 0,63                                | 0,58 | 0,625                  | 1,226   |

**Kaynak:** (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, 2020), Erişim Tarihi: 12/10/2020, (IMF, 2020b), Erişim Tarihi: 21/11/2020, (World Bank, 2020b), Erişim Tarihi: 10/07/2020, (IMF, 2020c), Erişim Tarihi: 31/01/2020, (IMF, 2020d), Erişim Tarihi: 31/10/2020.

1982 yılında yaşanan Bankerler krizi yüzünden birçok kişinin zarara uğraması devleti, vatandaşların tasarruflarını değerlendirebilecekleri alternatif bir alan oluşturma yoluna itmiştir. 26 Aralık 1985 tarihinde İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) kurulmuştur (Borsa İstanbul, 2020). Zamanla ikincil piyasalarda işlem hacmi giderek artmıştır. Böylece bir yandan bankalar arası para piyasası diğer yandan İMKB'nin varlığı ekonomideki atıl fonların değerlendirilmesine katkı yapmıştır. Böylece para talebi eğrisi aşağıya doğru kaydığından faiz oranları üzerinde olumlu yönde etki yapmıştır (Parasız, 2012: 551). Tablo 3'te görüldüğü gibi 1987 yılında Türkiye'nin kısa vadeli faiz oranlarının %54'ten %48'e inmesinden anlaşılacağı üzere, yürütülen faiz politikası göze çarpmaktadır. Böylece bir yandan ekonomik faaliyetin çok yavaşlaması diğer yandan Türk lirası cinsinden tasarrufların artırılması gözetilmiştir. Ancak 1987 yılında kamu sektörüne açılan kredilerdeki artış nedeniyle emisyon miktarı önemli oranda artmıştır. Enflasyondaki artış, vadeli mevduat faizlerinin reel olarak negatife dönüşmesi sonucunu doğurmuş, bu da döviz talebini artırmıştır (Parasız, 2012: 551). Para arzının artmasıyla 1988 yılında tüketici fiyat endeksi %55'ten %77'ye çıkmış, nominal faiz oranları tüketici fiyat endeksinin altına düşerek reel faiz oranları %-5.30'a düşmüş ve devalüasyon yapılmıştır. Netice itibarıyla YP mevduatların TM içindeki payı %29'a ulaşmıştır. Türk lirasının konvertibilitesinin ilan edilmesinin ardından Türkiye, 1991 Körfez Krizi ve 1994 Krizi ile karşı karşıya kalmıştır. Hem 1991 resesyonu hem de 1994 depresyonundan önce reel döviz kurunda önemli bir artış yaşanmıştır. Ayrıca özel dayanıklı ve yarı dayanıklı mal tüketimi ve özel yatırımlar bu yıllardan önce trend değerlerinin oldukça üzerinde seyretmiştir (Ertürk ve Selçuk, 2001: 10). Körfez Krizi'nde Irak'a ambargo uygulanmasının etkisiyle Türkiye resesyona girmiştir. 1994 yılı ise Türkiye için ekonomide depresyon yılı olmuş, büyüme oranı %-4.67'ye, dünya ticaretinden alınan pay %0.49'a, dünya milli gelirinden alınan pay %0.47'ye düşmüştür. Bütçe açığının Gayrisafi Yurt içi Hasıla'ya oranı %-3.9'a, faizler %162'ye, enflasyon %125'e çıkmıştır. Cari işlemlerin Gayrisafi Yurt içi Hasıla'ya oranı %2 olsa da Türkiye cari işlemlerden yeteri kadar sağlayamadığı fazlayı, uluslararası piyasalardan daha yüksek faizle, kredi mektuplu döviz tevdiat hesabı veya yüksek faizli kısa vadeli kaynaklarla temin etmiştir (Ertürk, 2016a: 311). Bankalarda tutulan YP mevduatın TM'ye oranı %50'lerin üzerine çıkmıştır. Devalüasyon yapılmış, Türk lirasının itibarı ağır hasar almıştır. Mayıs 1997'de Asya ülkelerinde başlayan ekonomik kriz petrol fiyatlarını düşürerek 1998 yılında Rusya'yı derinden etkilemiştir. Rus rublesinin değeri çok düşmüş, Rus hükümeti hem ruble hem de dolar cinsinden borçlarını ödeyemeyerek moratoryum ilan etmiştir (Black, Kraakman ve Tarasova, 2000). 28 Şubat 1997 tarihinde gerçekleşen post-modern darbenin de olumsuz etkisiyle Türkiye resesyona girmiştir. 1999 yılında ise Türkiye; Nisan ayında genel seçim, 17 Ağustos ve 12 Kasım tarihlerinde iki büyük deprem felaketi geçirmiştir. Yaşanan siyasi ve ekonomik istikrarsızlıkların etkisiyle 1999, Türkiye için ekonomik anlamda bir depresyon yılı olmuştur. Büyüme hızı %-3.4'e düşmüş, dünya milli gelirinden ve ticaretinden alınan pay azalmış, döviz kuru yükselmiş ve bütçe açığı derinleşmiştir. Ertesi sene art arda yaşanan 2000 Kasım ve 2001 Şubat krizleri ise 2001 yılının depresyon yılı olarak geçmesine neden olmuştur. 2001 yılında ülke ekonomisi %6 küçülmüş, bütçe açığının Gayrisafi Yurt İçi Hasıla'ya oranı yaklaşık %-12'ye ulaşmış, kısa vadeli faiz oranları %94'e çıkmasına rağmen yabancı sermaye ülkeyi terk etmiş ve büyük bir devalüasyon yapılmıştır. Mevcut kur rejiminin sürdürülemediği kanısına varılarak 23 Şubat 2001 tarihinde döviz kurlarının piyasa arz ve talep koşullarına göre belirlenmesine karar verilmiştir (Parasız, 2012: 557).

1988, 1991, 1998 ve 2001 kriz yıllarının ortak noktalarından biri cari işlemler hesabının fazla vermesidir. Bankalarda yerli para ve YP cinsinden tutulan mevduatların ve kişilere veya firmalara verilen kredilerin dalgalı yapısı bankaların aktif tarafına yansıtılmaktadır. Yeterli koruma mekanizmalarının eksikliğinde firmalar YP cinsinden borçlanmak istemezler (Ortiz, 1983: 72). Krizler geldiğinde aktif piyasalarını ve aktif fiyatlarını (tahvil, hisse senedi, döviz vs.) etkiler; faiz ve kur yükselir. Ancak ülkeye sermaye girişi bir anda durur ve cari açığın finansmanı zor olduğu için açık azalır, hatta pozitif döner. Banka pozisyonlarının yapısı bazı bankaların aktif tuzağına düşmesine sebep olur. Aktif tuzağı, krize



kaynaklık edebilen yahut krizlerden ani olarak ve şiddetli etkilenen aktiflerin banka bilançolarında büyük ağırlık taşımaları sebebiyle aktif portföyünün çökmesidir (Ertürk, 2016b: 435). 1987-2002 yılları arasında aktif yapısı sağlam olmayan onlarca banka iflas etmiştir. Kriz yıllarının bir diğer ortak noktası, Merkez Bankası'nın bağımsız olamamasıdır. Temel amacı fiyat istikrarını sağlamak olan Merkez Bankası'nın yaşanan olaylara etkili bir şekilde müdahale edebilme refleksi bağımsızlığı ile doğru orantılıdır. Teşvik politikasının, ödemeler dengesi politikasının, istihdam ve üretim politikasının yürütülmesinde Merkez Bankası'na görev yüklendiği takdirde bunun bünyesel bir enflasyon ortaya koyduğu ve yerli paradan kaçışı hızlandırdığı, bunun da tasarruf erbabını başka ülke enstrümanlarına kaydırıldığı bilinmektedir (Ertürk, 1991: 210). Müdahalelere açık olan Merkez Bankası fiyat istikrarı amacını ikinci plana atarak para arzını artırmasına rağmen reel para arzı azalmıştır. Netice olarak, faiz oranları yükselmiş ve yatırım oranları azalmıştır. Türkiye'nin hem dünya milli gelirinden hem de dünya ticaretinden aldığı pay oranı düşmüştür. Yani bağımsız olamayan Merkez Bankası'nın artırdığı para arzı ekonomiye verilememiş kara deliklere gitmiştir.

**Tablo 4:** 1986-2001 Yılları Arası Türkiye'nin Makro Ekonomik Göstergeleri (%)

| Yıl     | Cari Açık/<br>GSYH |       | Bütçe Açığı/<br>GSYH |        | ABD ve AB<br>Kısa Vadeli<br>Faiz Or. Ort. |      | Kısa Vadeli<br>Faiz Or. |        | Tüketici<br>Fiyat Endeksi |       |
|---------|--------------------|-------|----------------------|--------|---|------|-------------------------|--------|---------------------------|-------|
| 1986-87 | -1,89              | -0,93 | -2,69                | -3,49  | 8,25                                      | 8,72 | 54,29                   | 47,90  | 30,67                     | 55,05 |
| 1988-89 | 1,76               | 0,88  | -2,99                | -3,30  | 8,91                                      | 9,09 | 63,51                   | 58,95  | 77,13                     | 64,28 |
| 1990-91 | -1,74              | 0,17  | -3,38                | -5,32  | 9,71                                      | 9,01 | 54,63                   | 79,60  | 60,41                     | 71,14 |
| 1992-93 | -0,61              | -3,57 | -4,34                | -6,75  | 8,42                                      | 7,15 | 86,63                   | 87,72  | 65,97                     | 71,08 |
| 1994-95 | 2,01               | -1,38 | -3,93                | -4,08  | 7,63                                      | 7,66 | 162,14                  | 123,76 | 125,49                    | 76,05 |
| 1996-97 | -1,34              | -1,39 | -8,38                | -7,77  | 6,84                                      | 6,16 | 132,45                  | 105,86 | 79,76                     | 99,09 |
| 1998-99 | 0,72               | -0,36 | -5,14                | -8,42  | 4,98                                      | 5,15 | 116,28                  | 96,35  | 69,73                     | 68,79 |
| 2000-01 | -3,62              | 1,86  | -7,49                | -11,55 | 5,78                                      | 5,08 | 37,23                   | 93,75  | 39,03                     | 68,53 |

**Kaynak:** (IMF, 2020d), Erişim Tarihi: 31.10.2020; (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, 2020), Erişim Tarihi: 12.10.2020; (Federal Reserve Bank of St. Louis, 2020), Erişim Tarihi: 30.05.2020.

Ayrıca hükümetler para arzını artırarak senyorej geliri elde ederler. Özellikle yüksek enflasyon yaşayan ülkeler için senyorej, hükümetlerin başlıca gelir kaynaklarından biridir (Edwards ve Tabellini, 1990). Hükümetin, itibari para uygulamasında para basarak elde ettiği kâra, ihraç ettiği kâğıt paranın üretim maliyeti ile nominal değeri arasındaki büyük farka *senyorej* denir (Ünsal, 2017: 569). Ancak bir ülkenin milli parasının itibarını kaybetmesiyle birlikte insanların yabancı paraya olan taleplerini artırmaları hükümetlerin senyorej gelirlerini kaybetmelerine neden olacaktır. Bu durum bütçe açığı ve borçlanma olarak geri dönmektedir. Eğer hükümetler senyorej gelirlerinden kaynaklanan kayıplarını yeni bir vergi ile veya kamu harcamalarını kısarak telafi etmezlerse zaten yüksek olan enflasyon daha da yükselecektir (Fischer, 1981; Selcuk, 1994: 511; Végh, 1989). Tablo 3 ve 4'te görüldüğü üzere, YP mevduatın TM içindeki payı ve bütçe açığının Gayrisafi Yurt İçi Hasıla'ya oranı 1991, 1993 ve 1996 yıllarında yüksek seviyelerdeyken 1992, 1994 ve 1997 yıllarında enflasyon oranları daha da yükselmiştir. Yani devletin senyorej gelirinin düştüğü ve devletin bu kaybı yeni bir vergi koyarak ya da kamu harcamalarını kısarak telafi edemediği anlaşılmaktadır. 1999, 2000 ve 2001 yıllarında ise YP mevduatın TM içindeki payı ve bütçe açığının Gayrisafi Yurt İçi Hasıla'ya oranı çok yüksektir. Enflasyon oranı ise düşmüştür. Bu durumda devletin senyorej gelir kaybını yeni bir vergi ya da kamu harcaması ile telafi ettiği sonucuna ulaşılabilir. Şubat 2001 krizinin etkisiyle 2001 ve 2002 yıllarında bankalarda tutulan YP mevduatların TM mevduatları içindeki payı en yüksek seviyeye çıkmıştır.

**Tablo 5:** 2002-2019 Yılları Arası Türkiye'nin Makro Ekonomik Göstergeleri (%)

| Yıl     | YP Mevduatın<br>TM İçindeki<br>Payı |       | Büyüme<br>Oranı |       | Dünya<br>Büyüme<br>Oranı |       | Dünya<br>Ticaretinden<br>Alınan Pay |        | Ortalama Döviz<br>Kuru |       |
|---------|-------------------------------------|-------|-----------------|-------|--------------------------|-------|-------------------------------------|--------|------------------------|-------|
| 2002-03 | 56,63                               | 48,35 | 6,43            | 5,61  | 2,18                     | 2,96  | 0,671                               | 0,768  | 1,507                  | 1,501 |
| 2004-05 | 44,12                               | 35,90 | 9,64            | 9,01  | 4,40                     | 3,92  | 0,870                               | 0,905  | 1,426                  | 1,344 |
| 2006-07 | 38,59                               | 34,38 | 7,11            | 5,03  | 4,38                     | 4,32  | 0,931                               | 0,995  | 1,428                  | 1,303 |
| 2008-09 | 33,25                               | 32,11 | 0,85            | -4,70 | 1,85                     | -1,68 | 1,032                               | 0,974  | 1,302                  | 1,550 |
| 2010-11 | 28,19                               | 31,98 | 8,49            | 11,11 | 4,30                     | 3,13  | 0,999                               | 1,052  | 1,503                  | 1,675 |
| 2012-13 | 31,21                               | 33,86 | 4,79            | 2,51  | 3,38                     | 2,65  | 1,087                               | 1,151  | 1,796                  | 1,904 |
| 2014-15 | 34,36                               | 39,38 | 5,17            | 2,83  | 2,55                     | 2,81  | 1,125                               | 1,126  | 2,189                  | 2,720 |
| 2016-17 | 39,16                               | 41,34 | 3,18            | 7,47  | 2,48                     | 3,11  | 1,117                               | 1,165  | 3,020                  | 3,648 |
| 2018-19 | 46,77                               | 49,44 | 2,83            | 0,2   | 2,97                     | 3     | 1,053                               | 1:0,99 | 4,828                  | 5,674 |

**Kaynak:** (Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, 2020), Erişim Tarihi: 12/10/2020; (IMF, 2020b), Erişim Tarihi: 21/11/2020; (World Bank, 2020b), Erişim Tarihi: 10/07/2020; (World Bank, 2020a), Erişim Tarihi: 04/09/2020; (IMF, 2020c), Erişim Tarihi: 31/01/2020, (IMF, 2020d), Erişim Tarihi: 31/10/2020.

3 Kasım 2002 tarihinde yapılan erken seçimle Adalet ve Kalkınma Partisi tek başına iktidara gelmiş ve siyasi istikrar dönemi başlamıştır. Oluşan güven ortamı, azalan riskler ve reel faizlerin yüksek olması neticesinde ülkeye yabancı sermaye girişi hızlanmıştır. 2006 yılına kadar düşen TM içinde tutulan YP mevduat oranı ve enflasyon 2006 yılında artmıştır. Bu hareketlenmenin sebebi; rasyonel bekleme altında fertler parasal büyümeyi hemen para tutmanın maliyetinde yani faiz oranında bir artış anlayışına dönüştürüp nakitlerini ellerinden çıkarmaya teşebbüs ederler ama bu para stoku artışından ekonomi kurtulamaz. Parasal büyüme hızı sürekli artarsa, bu durumda enflasyon oranı gelecekte parasal büyüme oranının üstüne çıkacak, ekonomi eksik istihdam dengelerine yönelecek, yani küçülecektir. 2006 yılında faizlerin enflasyon kaygısı ile yükseldiği görülmektedir. Bu durum etkisini büyüme oranında düşüş olarak göstermiştir (Ertürk, 2015: 467). Bu doğrultuda 2005 yılında %9,01 olan büyüme oranı, 2006 yılında %7,11 olarak gerçekleşmiştir. 2007 yılının yurt içi siyasi ve iktisadi riskleri artıran gelişmeleri; 2006 yılı sonunda başlayan Cumhurbaşkanlığı seçimi tartışmaları, 367 krizi, 27 Nisan e-muhırası, 22 Temmuz'da gerçekleşen erken genel seçimler ve 21 Ekim'de yapılan Anayasa değişikliği referandumu olarak sıralanabilir. Ağustos 2007'de ise ABD'de başlayan Mortgage Krizi tüm dünyayı etkisi altına almıştır. Kriz, Türkiye'yi ABD'nin aksine reel sektörden vurmuştur. Bunun sebebi, dış talepte ve iç talepte sert daralmadır (Ertürk, 2018: 264). Tablo 5'te görüldüğü üzere, 2008 yılında Türkiye'nin büyüme hızı yavaşlamış, 2009 yılında negatif olarak kayıtlara geçmiştir. Yaşanan krize karşı gerekli tedbirler alınmaya çalışılmış, 2008 yılından sonra yaşanan iktisadi daralma ile mücadele etmek için faizler düşürülmüştür (Ertürk, 2015: 467). 2010 yılında ekonomi tekrar toparlanmaya başlamış ve 2011 yılında Türkiye, bir önceki yıla göre %11 büyümüştür. Ancak cari açığın Gayrisafi Yurt İçi Hasıla'ya oranı 2011 yılında zirveye ulaşmıştır. Bu durumun en önemli nedenlerinden biri; ülke mallarına dış talebin artış hızı çok yüksek olmadığı için ihracatın artışı cari açığın azalmasına destek vermemektedir (Ertürk, 2018: 205).

**Tablo 6:** 2002- 2019 Yılları Arası Türkiye'nin Makro Ekonomik Göstergeleri (%)

| Yıl     | Cari Açık/<br>GSYH |       | Bütçe Açığı/<br>GSYH |       | ABD ve AB<br>Kısa Vadeli<br>Faiz Or. Ort. |      | Kısa Vadeli<br>Faiz Or. | Tüketici<br>Fiyat Endeksi |       |       |
|---------|--------------------|-------|----------------------|-------|---|------|-------------------------|---------------------------|-------|-------|
| 2002-03 | -0,26              | -2,40 | -10,79               | -8,43 | 4.80                                      | 4.11 | 64.67                   | 46.11                     | 29,75 | 18,36 |
| 2004-05 | -3,47              | -4,14 | -5,20                | -1,43 | 4.27                                      | 3.92 | 24.56                   | 16.36                     | 8,60  | 8,18  |
| 2006-07 | -5,59              | -5,42 | -0,72                | -1,63 | 4.27                                      | 4.42 | 17.76                   | 18.25                     | 9,60  | 8,76  |
| 2008-09 | -5,12              | -1,75 | -1,78                | -5,28 | 4.03                                      | 3.68 | 19.37                   | 11.65                     | 10,44 | 6,25  |
| 2010-11 | -5,74              | -8,87 | -3,54                | -1,35 | 3.51                                      | 3.49 | 8.45                    | 8.83                      | 8,57  | 6,47  |
| 2012-13 | -5,45              | -5,83 | -1,92                | -1,09 | 2.67                                      | 2.56 | 8.32                    | 7.27                      | 8,89  | 7,49  |
| 2014-15 | -4,14              | -3,16 | -1,13                | -1,07 | 2.62                                      | 1.75 | 9.14                    | 9.52                      | 8,85  | 7,67  |
| 2016-17 | -3,09              | -4,72 | -1,25                | -1,57 | 1.40                                      | 1.77 | 9.60                    | 11.46                     | 7,78  | 11,14 |
| 2018-19 | -2,67              | 1,14  | -1,92                | -2,89 | 2.04                                      | 1.51 | 18.27                   | 17.14                     | 16,33 | 15,18 |

**Kaynak:** IMF (2020), Erişim Tarihi: 31/10/2020; TCMB (2020), Erişim Tarihi: 12/10/2020; Federal Reserve Bank of St. Louis (2020), Erişim Tarihi: 30/05/2020.

2013 yılında Türkiye'nin Gayrisafi Yurt İçi Hasılası yaklaşık 958 milyar ABD dolarına çıkmış, dünya ticaretinden ve dünya milli gelirinden alınan pay zirveye ulaşmış, kısa vadeli faiz oranları %7 seviyelerine düşmüştür. 14 Mayıs 2013'te IMF'ye son borcun ödenmesi bu olumlu gelişmelerin bir sonucudur. Bu tarihten itibaren yurt içinde ve yurt dışında yaşanan olumsuz gelişmeler risklerin ve dolayısıyla döviz kurlarının yükselmesine neden olmuştur. 27 Mayıs 2013 tarihinde başlayan ve yaklaşık 20 gün süren Gezi Parkı olayları, 17-25 Aralık operasyonları; neticesinde Türkiye'nin en büyük bankalarından biri olan Türkiye Halk Bankası'nın değerinin olumsuz etkilenmesi gibi gelişmeler sene sonunda Amerikan Merkez Bankası'nın (FED) tahvil alımını azaltmasının da etkisiyle ülkeden yabancı sermaye çıkışını hızlandırmış ve dolayısıyla döviz kuru artmıştır. 1 Ocak ve 19 Ocak 2014'te MİT turlarının durdurulması olayları, 6-8 Ekim Olayları, 2014 ve 2015 yıllarında Suriye'de iç karışıklıkların artması, Türkiye'ye mülteci akını, 7 Haziran 2015 tarihinde yapılan genel seçimler sonucu koalisyon hükümeti kurulma ihtimali ortaya çıkması ve hükümetin kurulamaması gibi etkenler jeopolitik, jeoekonomik ve siyasi riskleri artırmıştır. Makroekonomik göstergelere bakıldığında Gayrisafi Yurt İçi Hasıla azalmış, ortalama döviz kurları 2,00 TL'nin üzerine çıkmış ve kurlardaki yükseliş ise enflasyonu artırmıştır. Bu durum faizlerin yukarı yönlü hareketlenmesine sebep olmuştur. Banka hesaplarında TM içinde tutulan YP mevduatların payı %39'a çıkmıştır. 15 Temmuz 2016 tarihinde hain darbe girişimi yaşanmış, ülke ekonomisi doğrudan 158 milyar dolar, dolaylı olarak yaklaşık 350 milyar dolar zarara uğramıştır (Aslan, 2020). Ülke içi risklerin artması hem faizleri hem de döviz kurlarını artırmış ve büyüme oranının artış hızı yavaşlamıştır. Darbe teşebbüsü ile ilgisi olduğu tespit edilerek tutuklanan Rahip Brunson, Türkiye ve ABD ilişkilerinde gerilime neden olmuştur. Bununla birlikte; Türkiye'nin 20 Ocak-24 Mart 2018 tarihleri arasında Suriye'de yürüttüğü Zeytin Dalı Harekâtı, ABD'nin Türkiye'den ithal ettiği çelik ve alüminyuma uyguladığı gümrük tarife oranlarını iki katına çıkarması, dönemin ABD başkanı Donald J. Trump'ın Türkiye hakkında attığı tweetlerin etkisiyle gerilim zirveye tırmanmış ve

Türkiye, Ağustos 2018’de kur saldırısına maruz kalarak bir kur krizi yaşamıştır. 2017 yılında ABD dolarının Türk lirası cinsinden ortalama fiyatı 3,64 TL iken 2018 yılında 4,83 TL’dir. Bu artış üretim maliyetlerinin artmasına yol açmış ve tüketici fiyat endeksi %10’un üzerine çıkmıştır. Kısa vadeli faizler %18’e yükselmiş, Türkiye’nin dünya milli gelirinden ve ticaretinden aldığı pay oranı azalmıştır. 2019 yılında büyüme oranı %0,2 olarak gerçekleşmiş ve bir resesyon yılı olarak kayıtlara geçmiştir. Ayrıca 2019 yılında cari işlemler hesabının fazla verdiği göze çarpmaktadır. Faiz ve kurların yüksek olması ve cari işlemler hesabının fazla vermesi, 1987-2002 yılları arası dönemde yaşanan krizlere benzer bir durumla karşı karşıya kalındığını göstermektedir. Ancak bankaların krize kaynaklık edebilecek aktif yapılarının olmaması yaşanan krizi derinleştirmemiştir. Döviz kurlarındaki dalgalanma ve enflasyonun yüksekliği neticesinde banka hesaplarında tutulan TM içindeki YP mevduatların payı yaklaşık %49’a ulaşmıştır.

## Ampirik analiz

### Veri seti ve model

1987:2-2001:4 ve 2002:1-2019:2 dönemleri için aynı değişkenlerle kurulan iki modeli karşılaştıran bu çalışmada; Türk lirasının itibarını ve talebini temsil eden ve her iki modelde de bağımlı değişken olarak yer alan Türkiye’de bankalarda tutulan yabancı mevduatın toplam mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızı ile Denklem 1 eşitliğinin sağında yer alan iktisadi değişkenler arasında anlamlı bir ilişkinin var olup olmadığı, varsa Türkiye’de bankalarda tutulan yabancı mevduatın toplam mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızının bu ilişkiden ne yönde etkilendiği Otoresif Dağıtılmış Gecikme Modeli (Autoregressive Distributed Lag Model - ARDL) ve Hata Düzeltme Modeli (Error Correction Model - ECM) ile incelenmektedir. İki ayrı dönem için kurulan iki modelin tek çalışma içerisinde ARDL modeli ve ECM ile karşılaştırmalı olarak analiz edilmesi bu çalışmayı literatürdeki çalışmalardan farklı kılmaktadır. Ek-1’de; ampirik analiz için kurulan modellerde kullanılan değişkenler, değişkenlerin açıklamaları, kısaltmaları, formülleri ve elde edildikleri kaynaklar gösterilmektedir. Yapısal parametrelerin sabit kabul edildiği modellere yönelik bir eleştiri olan Lucas Kritiği’ne göre sabit katsayılı modellerin kısa dönem öngörülerinin başarıya ulaşmasını sağlayan nitelikler politikanın nicel olarak değerlendirilmesi açısından elverişli değildir. Değişken katsayı modelleri, yapısal parametrelerin politika değişikliklerinin etkilerini yansıtma olarak sağlayarak sabit katsayılı modellerin açıklanan eksikliğini gidermektedir (Lucas, 1976; Telatar ve Telatar, 2001: 81). Çalışmada bahsi geçen eleştiriye maruz kalınmaması için modellerde kullanılan değişkenler değişim hızları cinsinden yer almaktadır. Ayrıca modellerde kullanılan değişkenlerin grafikleri incelenmiş, mevsimsellik sorunu tespit edilen değişkenler CENSUS X12 yöntemi ile mevsimsel etkilerden arındırılmış ve bu değişkenlerin kısaltmalarının sonuna SA eki eklenmiştir. Kurulan ekonometrik modellerin tahmininde ve yapılan tüm analizlerde E-views 9 ekonometrik analiz programı kullanılmıştır. İki farklı dönem için kurulan iki modelin bağımlı ve bağımsız değişkenleri aynı olduğundan Denklem 1’de iki denklem tek denklem halinde gösterilmektedir. Denklem 1, ARDL modelinin uzun dönem modelini yansıtmaktadır.

$$YBMVOGR_{SA_t} = \alpha_0 + \alpha_1 ENF_t + \alpha_2 BY_t + \alpha_3 DUNMGTRGR_{SA_t} + \alpha_4 CAGDPGR_t + \alpha_5 BDGDPGR_{SA_t} + \alpha_6 DUNTICTRGR_{SA_t} + \alpha_7 TRINTGR_t + \alpha_8 EUSAINTRGR_t + \epsilon_t \quad (1)$$

Hem 1987:2-2001:4 hem de 2002:1:2019:2 dönemleri için Denklem 1’de gösterildiği şekliyle kurulan iki modelin ARDL modeli ve ECM yardımıyla tahmini için 3 adım izlenmektedir. Birinci adım, Denklem 1’de bulunan değişkenler arasında uzun dönemde bir eşbütünlük ilişkisinin var olup olmadığının test edilmesidir. Eşbütünlük ilişkisinin varlığı durumunda ise uzun dönem esnekliklerinin, kısa dönem esnekliklerinin ve hata düzeltme modelinin tahmin edilmesi izlenen 2. ve 3. adımları oluşturmaktadır (Narayan ve Smyth, 2006: 337). ARDL modelinin uzun dönem katsayılarının tahminini gösteren Denklem 1’e, kısa dönem katsayıları ve kukla değişken olarak KRIZ değişkeni eklendiğinde Denklem 2 halini almaktadır. ARDL modelini temsil eden Denklem 2’nin sağ tarafında bulunan  $\beta$  katsayıları modelin uzun dönem,  $\alpha$  katsayıları modelin kısa dönem ilişkisini,  $\theta$  katsayısı ise KRIZ kukla değişkeninin katsayısını ifade etmektedir.

$$\begin{aligned}
 \Delta YBMVOGR_{SA_t} = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta YBMVOGR_{SA_{t-i}} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta ENF_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta BY_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta DUNMGRGR_{SA_{t-i}} + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta CAGDPGR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{5i} \Delta BDGDPGR_{SA_{t-i}} \\
 & + \sum_{i=0}^n \alpha_{6i} \Delta DUNTICTRGR_{SA_{t-i}} + \sum_{i=0}^n \alpha_{7i} \Delta TRINTGR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{8i} \Delta TRINTGR_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^n \alpha_{9i} \Delta EUSAINTEGR_{t-i} + \beta_1 YBMVOGR_{SA_{t-1}} + \beta_2 ENF_{t-1} + \beta_3 BY_{t-1} \\
 & + \beta_4 DUNMGRGR_{SA_{t-1}} + \beta_5 CAGDPGR_{t-1} + \beta_6 BDGDPGR_{SA_{t-1}} + \beta_7 DUNTICTRGR_{SA_{t-1}} \\
 & + \beta_8 TRINTGR_{t-1} + \beta_9 EUSAINTEGR_{t-1} + \theta_1 KRIZ_t + \epsilon_t
 \end{aligned} \tag{2}$$

Denklem 2’de modelde yer alan değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin varlığının tespit edilmesi halinde 3. aşamaya geçilmektedir. Denklem 3’te, kısa dönem katsayıları ile ECM’nin tahminini içeren ARDL modeli gösterilmektedir.

$$\begin{aligned}
 \Delta YBMVOGR_{SA_t} = & \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_{1i} \Delta YBMVOGR_{SA_{t-i}} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta ENF_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta BY_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^n \alpha_{3i} \Delta DUNMGRGR_{SA_{t-i}} + \sum_{i=0}^n \alpha_{4i} \Delta CAGDPGR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{5i} \Delta BDGDPGR_{SA_{t-i}} \\
 & + \sum_{i=0}^n \alpha_{6i} \Delta DUNTICTRGR_{SA_{t-i}} + \sum_{i=0}^n \alpha_{7i} \Delta TRINTGR_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{8i} \Delta TRINTGR_{t-i} \\
 & + \sum_{i=0}^n \alpha_{9i} \Delta EUSAINTEGR_{t-i} + \theta_1 KRIZ_t + \lambda EC_{t-1} + \epsilon_t
 \end{aligned} \tag{3}$$

## Bulgular

Pesaran ve Shin (1999) ve Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ARDL yaklaşımı serilerin aynı derecede entegre olmalarının şart olduğu Engle ve Granger (1987), Johansen (1988, 1991) ve Johansen ve Juselius (1990) eşbütünleşme testlerinden farklı olarak analizde kullanılan bütün değişkenlerin sadece 0. dereceden ya da sadece 1. dereceden ya da hem 0. hem de 1. dereceden birlikte entegre olup olmadığına bakmaksızın değişkenler arasında bir ilişkinin var olup olmadığını test etmektedir. Bahsi geçen avantajının yanında ARDL yöntemi sınırlı örnekleme sahip çalışmalara uygulanabilmekte, modelin kısa ve uzun dönem katsayılarını eş anlı olarak tahmin edebilmekte ve tüm değişkenleri içsel olarak varsaymaktadır (Narayan, 2004: 7; Dritsakis, 2011: 4). Değişkenlerin 2. dereceden entegre olmadığını göstermek amacıyla hem 1987:2-2001:4 hem de 2002:1-2019:2 dönemleri için kullanılan serilerin tümüne Artırılmış Dickey Fuller (ADF) (1979) ve Phillips Perron (PP) (1988) birim kök testleri, bazılarında ise ek olarak Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (KPSS) (1992) birim kök testi uygulanmıştır. Çünkü KPSS birim kök testinin uygulanabilmesi için serilerin deterministik trende veya en azından kesmeye sahip olması gerekir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2005: 279-312). Bu nedenle ardışık süreç yaklaşımı kullanılarak model yapıları kesmesiz ve trendsiz olarak belirlenen seriler, ADF ve PP birim kök testlerine tabi tutulurken model yapıları kesmeli ve trendsiz veya kesmeli ve trendli olarak belirlenen seriler, ADF ve PP birim kök testlerine ek olarak KPSS birim kök testine tabi tutulmuştur. ADF birim kök testi uygulanırken Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerinin olasılık değerlerinin en düşük olduğu ve otokorelasyon probleminin olmadığı gecikme uzunlukları seçilmiştir. Seçilen gecikme uzunluklarında otokorelasyon sorununun olup olmadığını tespit etmek için Langrange Çarpınları (LM) testi uygulanmış ve otokorelasyon sorununa rastlanmamıştır. PP ve KPSS birim kök testleri uygulanırken ise gecikme uzunlukları sırasıyla  $T^{1/3}$ (1987:2-2001:4 için  $60^{1/3}=3.195$ ; 2002:1-2019:2 için  $70^{1/3}=4.121$ ) ve  $T^{1/2}$ (1987:2-2001:4 için  $60^{1/2}=7.746$ ; 2002:1-2019:2 için  $70^{1/2}=8.367$ ) formülleri yardımıyla belirlenmiştir. Birim kök testi sonuçları Tablo 7 ve 8’de gösterilmektedir.

**Tablo 7:** 1987:2-2001:4 Dönemi Değişkenler İçin Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişken      | Düzyey | Model             | ADF            | PP             | KPSS         |
|---------------|--------|-------------------|----------------|----------------|--------------|
| YBMVOGR_SA    | Seviye | Kesmesiz+Trendsiz | -5,698689* (0) | -8,514581* (3) | -            |
| ENF           | Seviye | Kesmesiz+Trendsiz | -0,201343 (4)  | -0,266061 (3)  | -            |
| ENF(-1)       | 1.Fark | Kesmesiz+Trendsiz | -4,797107* (4) | -6,775592* (3) | -            |
| BY            | Seviye | Kesmesiz+Trendsiz | -1,143081 (8)  | -2,875697* (3) | -            |
| DUNMGTRGR_SA  | Seviye | Kesmesiz+Trendsiz | -6,170227* (3) | -4,872788* (3) | -            |
| CAGDPGR       | Seviye | Kesmesiz+Trendsiz | -7,423754* (0) | -7,424404* (3) | -            |
| BDGDPGR_SA    | Seviye | Kesmesiz+Trendsiz | -7,589033* (0) | -7,602918* (3) | -            |
| DUNTICTRGR_SA | Seviye | Kesmesiz+Trendsiz | -4,944359* (0) | -6,718320* (3) | -            |
| TRINTGR       | Seviye | Kesmesiz+Trendsiz | -7,788104* (0) | -7,798911* (3) | -            |
| EUSAINTEGR    | Seviye | Kesmesiz+Trendsiz | -4,678932* (0) | -4,668585* (3) | -            |
| KRIZ          | Seviye | Kesmeli+Trendsiz  | -3,775697* (0) | -3,762735* (3) | 0,145582 (7) |

Not: \*, \*\* sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde seride birim kök olmadığını göstermektedir. Parantez içinde verilen değerler, belirlenmiş uygun gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Tablo 7'de görüldüğü üzere, 1987:2-2001:4 dönemi değişkenleri için yapılan birim kök test sonuçlarına göre birinci dereceden durağan olarak bulunan ENF değişkeni dışındaki bütün değişkenler seviyede durağandır.

**Tablo 8:** 2002:1-2019:2 Dönemi Değişkenler İçin Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişken      | Düzyey | Model             | ADF             | PP             | KPSS         |
|---------------|--------|-------------------|-----------------|----------------|--------------|
| YBMVOGR_SA    | Seviye | Kesmeli+Trendli   | -4,253648* (7)  | -7,927506* (4) | 0,081326 (8) |
| ENF           | Seviye | Kesmeli+Trendsiz  | -2,308115 (5)   | -10,20980* (4) | 0,313658 (8) |
| BY            | Seviye | Kesmesiz+Trendsiz | -1,216460 (8)   | -1,935133 (4)  | -            |
| DUNMGTRGR_SA  | Seviye | Kesmeli+Trendli   | -6,897358* (3)  | -9,271329* (4) | 0,123326 (8) |
| CAGDPGR       | Seviye | Kesmesiz+Trendsiz | -8,308128* (0)  | -8,308227* (4) | -            |
| BDGDPGR_SA    | Seviye | Kesmesiz+Trendsiz | --8,057468* (0) | -8,090277* (4) | -            |
| DUNTICTRGR_SA | Seviye | Kesmeli+Trendli   | -11,84081* (0)  | -11,95270* (4) | 0,088209 (8) |
| TRINTGR       | Seviye | Kesmesiz+Trendsiz | -7,205290* (0)  | -7,187573* (4) | -            |
| EUSAINTEGR    | Seviye | Kesmesiz+Trendsiz | -6,477280* (1)  | -6,667556* (4) | -            |
| KRIZ          | Seviye | Kesmeli+Trendsiz  | -5,545949* (2)  | -3,635623* (4) | 0,320682 (8) |

Not: \*, \*\* sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde seride birim kök olmadığını göstermektedir. Parantez içinde verilen değerler, belirlenen uygun gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Tablo 8'de verilen 2002:1-2019:2 dönemi için yapılan birim kök testi sonuçlarına göre ise birinci dereceden durağan olarak bulunan BY değişkeni dışındaki tüm değişkenler seviyede durağan olarak bulunmuştur.

ADF, PP ve KPSS; ele alınan ülkenin karşı karşıya kaldığı ekonomik, siyasi ve sosyal çalkantıları göz ardı ederek serilere uygulanan birim kök testleridir. Elde edilen sonuçların ve bu sonuçlara bağlı olarak yapılan ön raporların sistematik sapmalı (eğilimli) olacağı açıktır (Sevüktekin ve Çınar, 2017: 413). Diğer bir ifadeyle, durağan olan seriler çoğu zaman durağan değilmiş gibi görünecektir (Patterson, 2000: 278). Bu nedenle ADF, PP ve KPSS birim kök testlerinde 0. dereceden durağan olarak bulunmayan ENF ve BY değişkenleri iki kırılmalı Lee-Strazicich (2003) birim kök testine tabi tutulmuştur. Lee ve Strazicich'e göre; ADF, PP ve KPSS gibi geleneksel birim kök testlerine olan üstünlüğünün yanı sıra kırılma zamanlarını içsel olarak tahmin eden ve tek kırılmayı baz alan Perron (1997) ve Zivot-Andrews (1992) birim kök testleri, kırılma zamanını yanlış bir şekilde asıl dönemin bir dönem öncesi veya kırılmanın şiddeti arttıkça bir dönemden daha öncesi olarak tahmin etmektedirler. Ek olarak, seride bir kırılma olduğunda test istatistiği sonucunun sapmalı olmasına ve sahte reddetme sorunlarına yol açmaktadırlar (Lee ve Strazicich, 2001: 535-536). Tablo 9'da 1987:2-2001:4 döneminde yer alan ve düzeyde durağan olmayan ENF değişkeninin Lee-Strazicich birim kök testi sonuçları verilmektedir. Serideki yapısal kırılmanın serinin hem düzeyini hem de eğimini değiştirdiğini dikkate alan Model CC'ye göre, iki kesme değişimini niteleyen  $\theta$  ve  $\gamma$  kukla değişkenlerinin t istatistik değerlerinin mutlak değerleri

1.645'ten küçük olduğu için istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu nedenle sadece düzey değişimini dikkate alan Model C'nin t istatistik değerleri dikkate alınmaktadır.

**Tablo 9:** 1987:2Ç-2001:4Ç Dönemi ENF için Lee-Strazicich Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişken | Model    | Kırılma Zamanları TB <sub>1</sub> -TB <sub>2</sub> | $\lambda$  | Test İstatistiği | Kritik Değer (%5) | $\theta$ | $\gamma$ | $\omega$ | $\psi$ | k |
|----------|----------|--|------------|------------------|-------------------|----------|----------|----------|--------|---|
| ENF      | Model CC | 1996: Q2<br>1998: Q2                               | 0,6<br>0,7 | -5,566370        | -5,67             | 0,053    | 0,004    | -2,808   | -2,409 | 3 |
| ENF      | Model C  | 1997: Q3   | 0,7        | -4,436005        | -4,51             | 2,427    | -        | -4,586   | -      | 7 |

**Not:** \*, \*\* sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde seride birim kök olmadığını göstermektedir.  $\lambda$  kırılma yansımasını ifade etmekte ve kırılma tarihine kadar olan gözlem sayısının toplam gözlem sayısına bölünmesi ile elde edilmektedir.  $\theta$  ve  $\gamma$ , kesme değişim parametrelerini;  $\omega$  ve  $\psi$  ise eğim değişim parametrelerini gösteren kukla değişkenlerdir. k; gecikme sayısını ifade etmektedir.

Model C'ye göre, ENF değişkenine uygulanan Lee-Strazicich birim kök testi sonucunda elde edilen test istatistiği %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamsızdır. Bundan dolayı, ENF tek yapısal kırılma etrafında düzeyde durağan değildir. İçsel olarak belirlenen 1997:Q3 kırılma zamanı, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) enflasyon konusunda politikalarında değişikliğe gittiği dönemi yansıtmaktadır. 1996-1997 yıllarında TCMB, enflasyonun düşürülmesi yerine finansal istikrarı sağlamaya yönelik politikalar uygulamıştır. 1996 yılında ayrıca Hazineye sağlanan kısa vadeli avans oranı düşürülmüş, diğer kamu kurumlarına kredi verilmesi uygulaması ise durdurulmuştur. 1997 yılı Temmuz ayında ise TCMB ile Hazine arasında imzalanan bir protokol ile Hazine kısa vadeli avans hesabını kullanmaktan tamamen vazgeçmiştir. 1998 yılında TCMB, para politikasını yüksek enflasyon ile mücadele için kullanmıştır (TCMB, 2013: 16).

Daha önce belirtildiği gibi, ARDL yöntemi 0. ya da 1. dereceden entegre diğer bir ifadeyle durağan olan serilerin analizde yer almalarına imkân tanımakta, 2.dereceden entegre olan serilerin ise analizde yer almasına izin vermemektedir. 1987:2Ç-2001:4Ç döneminde yer alan ve yapısal kırılma etrafında düzeyde durağan olmayan ENF değişkeninin 1. fark birim kök testi sonuçları Tablo 10'da gösterilmektedir.

**Tablo 10:** 1987:2Ç-2001:4Ç Dönemi ENF için Birinci Fark Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişken | Düzye        | Model             | ADF            | PP             | KPSS |
|----------|--------------|-------------------|----------------|----------------|------|
| ENF      | Birinci Fark | Kesmesiz+Trendsiz | -4,797107* (4) | -6,775592* (3) | -    |

**Not:** \*, \*\* sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde seride birim kök olmadığını göstermektedir. Parantez içinde verilen değerler, belirlenen uygun gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Tablo 10'da görüldüğü üzere, ENF 1.dereceden farkı alındığında durağan hale gelmiş, I(1) olduğu sonucuna ulaşılmış ve 1987:2-2001:4 dönemi için kurulan ARDL modelinde yer almasına karar verilmiştir.

Tablo 11'de ise 2002:1Ç-2019:2Ç döneminde yer alan BY değişkeninin Lee-Strazicich birim kök testi sonuçları verilmektedir. Seride yer alan yapısal kırılmanın serinin hem düzeyini hem de eğimini değiştirdiğini dikkate alan Model CC'ye göre, iki kesme değişimini niteleyen  $\theta$  ve  $\gamma$  kukla değişkenleri ile iki eğim değişimini niteleyen  $\omega$  ve  $\psi$  kukla değişkenlerinin t istatistik değerlerinin mutlak değerleri 1.645'ten büyük ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Bu nedenle test istatistiği, BY değişkeninin iki yapısal kırılma etrafında 0.dereceden durağan olup olmadığı konusunda dikkate alınmaktadır.

**Tablo 11:** 2002:1Ç- 2019:2Ç Dönemi BY için Lee-Strazicich Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişken | Model    | Kırılma Tarihleri TB <sub>1</sub> -TB <sub>2</sub> | $\lambda$  | Test İstatistiği | Kritik Değer (%5) | $\theta$ | $\gamma$ | $\omega$ | $\psi$ | k |
|----------|----------|--|------------|------------------|-------------------|----------|----------|----------|--------|---|
| BY       | Model CC | 2007: Q4<br>2011: Q4                               | 0,3<br>0,5 | -5,239032        | 5,67              | 2,626    | -1,680   | -4,398   | 4,098  | 7 |

**Not:** \*, \*\* sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde seride birim kök olmadığını göstermektedir.  $\lambda$  kırılma yansımasını ifade etmekte ve kırılma tarihine kadar olan gözlem sayısının toplam gözlem sayısına bölünmesi ile elde edilmektedir.  $\theta$  ve  $\gamma$  kesme değişim parametrelerini,  $\omega$  ve  $\psi$  ise eğim değişim parametrelerini gösteren kukla değişkenlerdir. k; gecikme sayısını ifade etmektedir.

Tablo 11'de görüldüğü üzere, BY değişkeninin test istatistiği %5 anlamlılık düzeyinde anlamsızdır. Bundan dolayı serinin iki yapısal kırılma etrafında durağan olmadığı sonucuna varılmaktadır. Kırılma dönemlerine bakıldığında kırılma dönemlerinden biri 2008 Küresel Finansal krizini diğeri ise Türkiye'nin cari açığının Gayrisafi Yurt İçi Hasıla'ya oranının zirveye ulaştığı dönemi işaret etmektedir. 2002:1Ç-2019:2Ç döneminde yer alan ve iki yapısal kırılma etrafında düzeyde durağan olmayan BY değişkeninin 1. fark birim kök testi sonuçları ise Tablo 12'de gösterilmektedir.

**Tablo 12:** 2002:1Ç- 2019:2Ç Dönemi BY için Birinci Fark Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişken | Düzyey       | Model             | ADF            | PP             | KPSS |
|----------|--------------|-------------------|----------------|----------------|------|
| BY       | Birinci Fark | Kesmesiz+Trendsiz | -3,119324* (9) | -8,459316* (4) | -    |

Not: \*, \*\* sırasıyla %1 ve %5 anlamlılık düzeyinde seride birim kök olmadığını göstermektedir. Parantez içinde verilen değerler, belirlenen uygun gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Tablo 12’de görüldüğü üzere, BY değişkenininin 1.dereceden farkı alındığında durağan hale gelmiş, I(1) olduğu sonucuna ulaşılmış ve 2002:1-2019:2 dönemi için kurulan ARDL modelinde yer almasına karar verilmiştir.

ARDL yönteminin bir sonraki aşamasında kurulan modeller için optimum gecikme uzunluklarının belirlenmesi gerekmektedir. Bu doğrultuda, optimum gecikme uzunluğu belirlenirken Akaike bilgi kriterinin en küçük değerini aldığı ve aynı zamanda Breusch-Godfrey Ardışık Bağımlılık Sınaması test sonuçlarının olasılık değerlerinin 0.05’ten büyük olduğu gecikme uzunlukları seçilmiştir. Tablo 13’te görüldüğü üzere, hem 1987:2-2001:4 dönemi hem de 2002:1-2019:2 dönemi için uygun gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiştir.

**Tablo 13:** Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi

| 1987:2Ç- 2001:4Ç |                      |   | 2002:1Ç- 2019:2Ç |                      |   |
|------------------|----------------------|---|------------------|----------------------|---|
| Gecikme Uzunluğu | Akaike Bilgi Kriteri | Breusch - Godfrey Ardışık Bağımlılık Sınaması | Gecikme Uzunluğu | Akaike Bilgi Kriteri | Breusch - Godfrey Ardışık Bağımlılık Sınaması |
| 1                | 5,666882             | 0,1220 [0,1837]                               | 1                | 6,166117             | 0,9693 [0,9750]                               |
| 2                | 5,802617             | 0,1235 [0,2634]                               | 2                | 6,300581             | 0,8555 [0,8996]                               |
| 3                | 5,791596             | 0,2401 [0,5201]                               | 3                | 6,460755             | 0,2332 [0,0740]                               |
| 4                | 5,613906             | 0,4991 [0,8253]                               | 4                | 5,740441             | 0,0892 [0,3720]                               |

Not: []: olasılık değerleri

Kurulan modellerde yapısal kırılma olup olmadığı ve varsa yapısal kırılma döneminin kukla değişken olarak modelde yer alıp almamasına ise CUSUM ve CUSUMQ testleri ile karar verilmektedir (Brown, Durbin ve Evans, 1975). Hem 1987:2-2001:4 dönemi hem de 2002:1-2019:2 dönemi için elde edilen CUSUM ve CUSUMQ grafikleri %5 güven aralıkları içinde yer almaktadır. Bu nedenle, modellere herhangi bir kukla değişken eklenmesine gerek olmadığına karar verilmiştir. Ayrıca kurulan her iki model için normallik, otokorelasyon, değişen varyans ve modellerde kurgu hatasının olup olmadığını gösteren RESET testleri uygulanmıştır. Her iki model için yapılan tanısal testler %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmuş; normallik koşulunun sağlandığı, otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarının olmadığı, bununla birlikte modellerde kurgu hatasının olmadığı sonucuna varılmıştır.

Denklem 2’de  $\beta$  katsayıları arasında uzun dönemde bir eşbütünleşmenin varlığı Pesaran vd. (2001)’nin önerdiği F-test yardımıyla anlaşılmaktadır. Eğer tahmin edilen F test istatistik değeri kritik değerlerin üst sınırından (I(1)) yüksekse eşbütünleşme ilişkisi bulunmakta; eğer alt sınırından (I(0)) düşükse eşbütünleşme ilişkisi bulunmamaktadır. Hesaplanan F test istatistik değeri, üst sınır ve alt sınır kritik değerleri arasında kalırsa eşbütünleşmenin olup olmadığı konusunda bir sonuca ulaşılamamaktadır. Tablo 14’te görüldüğü üzere, maksimum 4 gecikme uzunluğu seçilerek tahmin edilen 1987:2-2001:4 dönemi için ARDL (3, 4, 4, 4, 3, 4, 4, 3, 4) modeli ve 2002:1-2019:2 dönemi için ARDL (2, 2, 4, 3, 4, 4, 4, 2, 2) modelinin hesaplanan F test istatistik değerleri tüm anlamlılık düzeylerinde I(1)’den yüksek çıkmış ve kurulan modellerde yer alan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

**Tablo 14:** Sınır Testi Sonuçları

| 1987:2- 2001:4<br>F Test İstatistik Değeri | 2002:1- 2019:2<br>F Test İstatistik Değeri | k | Anlamlılık Düzeyi | I (0) | I (1) |
|--|--|---|-------------------|-------|-------|
| 4,734925                                   | 27,36128                                   | 8 | %10               | 1,85  | 2,85  |
|  |  |   | %5                | 2,11  | 3,15  |
|  |  |   | %1                | 2,62  | 3,77  |

Not: k, bağımsız değişken sayısını ifade etmektedir.

Eşbütünleşme ilişkilerinin tespit edilmesinin ardından 2.aşama, modellerin uzun dönem katsayılarının tahmin edilmesidir.

Tablo 15: Uzun Dönem Katsayılar

| Dönem         | 1987:2Ç - 2001:4Ç |               |             | 2002:1Ç - 2019:2Ç |                     |             |
|---------------|-------------------|---------------|-------------|-------------------|---------------------|-------------|
|               | Katsayılar        | t-ist. değeri | Ols. değeri | Katsayılar        | t-istatistik değeri | Ols. değeri |
| ENF           | -15,45053         | -3,497464     | 0,0044      | -                 | -                   | -           |
| BY            | -                 | -             | -           | 48,70703          | 4,093591            | 0,0003      |
| DUNMGTGR_SA   | -0,652818         | -4,016746     | 0,0017      | -0,771777         | -3,782688           | 0,0007      |
| CAGDPGR       | -                 | -             | -           | -0,002819         | -4,157657           | 0,0003      |
| DUNTICTRGR_SA | -                 | -             | -           | 1,195010          | 3,494586            | 0,0015      |
| TRINTGR       | -                 | -             | -           | 0,352362          | 5,217859            | 0,0000      |
| EUSAINTRGR    | -                 | -             | -           | -0,295295         | -3,866530           | 0,0006      |
| KRIZ          | 4,341775          | 3,824597      | 0,0024      | 6,011889          | 5,298893            | 0,0000      |

Tablo 15'te verilen istatistiksel olarak anlamlı bulunan uzun dönem katsayılarına göre, 1987:2-2001:4 döneminde bir önceki yılın aynı dönemine göre tüketici fiyat endeksinde yaşanan %1 artış Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını yaklaşık %15,45 azaltırken 2002:1-2019:2 döneminde etkilememektedir.

Türkiye'nin bir önceki yılın aynı dönemine göre büyüme oranında, Türkiye'nin toplam ticaret hacminin dünya toplam ticaret hacmindeki payının değişim hızında ve Türkiye'nin kısa vadeli faiz oranının bir önceki döneme göre değişim hızında yaşanan %1 artış ise Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını 1987:2-2001:4 döneminde etkilememekte, 2002:1-2019:2 döneminde ise sırasıyla yaklaşık olarak %48,71, %1,20 ve %0,35 artırmaktadır.

Bununla beraber, Türkiye'nin cari açığının Gayrisafi Yurt İçi Hasıla'ya oranının bir önceki döneme göre değişim hızında ve ABD ve Avrupa Birliği'nin (AB) 10 yıllık tahvil faiz oranları ortalamasının bir önceki döneme göre değişim hızında yaşanan %1 artış Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını yine 1987:2-2001:4 döneminde etkilememekte, 2002:1-2019:2 döneminde sırasıyla yaklaşık %0,003 ve %0,30 azaltmaktadır.

Son olarak, Türkiye'nin dünya milli gelirinden aldığı payın bir önceki döneme göre değişim hızında yaşanan %1 artış Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını 1987:2-2001:4 döneminde yaklaşık %0,65, 2002:1-2019:2 döneminde yaklaşık %0,77 azaltmakta diğer bir ifadeyle negatif etkilemektedir.

Ayrıca her iki dönem için modellere sabit tahminci olarak eklenen ve Türkiye'nin kriz yaşama sıklığını yansıtan KRIZ kukla değişkeni 1987:2-2001:4 döneminde 36 çeyrekte; 2002:1-2019:2 döneminde ise 22 çeyrekte istatistiksel olarak anlamlı bulunmuş ve Türkiye'nin kriz yaşama sıklığı Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını hem 1987:2-2001:4 döneminde hem de 2002:1-2019:2 döneminde artırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Uzun dönem katsayılarının tahmin edilmesinin ardından 3.aşama, matematiksel ifadesi Denklem 3'te görülen kısa dönem katsayılarının ve hata düzeltme modelinin tahmin edilmesidir.

Tablo 16'da verilen ve istatistiksel olarak anlamlı bulunan kısa dönem katsayılarına göre; 1987:2-2001:4 döneminde bir ve dört çeyrek dönem önce bir önceki yılın aynı dönemine göre tüketici fiyat endeksinde yaşanan %1 artış Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını sırasıyla yaklaşık %9,34 ve %15,48 azaltmakta, üç çeyrek dönem önce yaşanan %1 artış ise yaklaşık %33,63 artırmaktadır. 2002:1-2019:2 döneminde ise bir çeyrek dönem önce bir önceki yılın aynı dönemine göre tüketici fiyat endeksinde yaşanan %1 artış Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını yaklaşık %59,25 azaltmakta, iki çeyrek dönem önce bir önceki yılın aynı dönemine göre tüketici fiyat endeksinde yaşanan %1 artış ise yaklaşık %33,66 artırmaktadır. Hem 1987:2-2001:4 hem de 2002:1-2019:2 döneminde Türkiye'nin bir önceki yılın aynı dönemine göre tüketici fiyat endeksinin Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını pozitif etkilemesi Türk lirasının hesap birimi, değer saklama aracı ve tasarruf aracı olma özelliklerini kaybetme tehlikesine karşı Türkiye'de YP talebinin arttığını göstermekte ve Selçuk'un (1997) YP mevduatların Türk lirasının güçlü bir ikamesi olduğu görüşünü desteklemektedir. Ayrıca her iki dönemin hem kısa hem de uzun döneminde, Türkiye'nin bir önceki yılın aynı dönemine göre tüketici fiyat endeksinin Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını negatif etkilemesi Us'un (2003) insanların YP tutma eğiliminin kalıcı olmadığı ve Türk lirasına geri döndüğü görüşüyle örtüşmektedir.



**Tablo 16:** Kısa Dönem Katsayılar ve Hata Düzeltme Modeli Katsayısı

| Dönem                  | 1987:2Ç - 2001:4Ç |               |             | 2002:1Ç - 2019:2Ç |               |             |
|------------------------|-------------------|---------------|-------------|-------------------|---------------|-------------|
|                        | Katsayılar        | t-ist. değeri | Ols. değeri | Katsayılar        | t-ist. değeri | Ols. değeri |
| Δ (ENF)                | -9,342629         | -2,353597     | 0,0365      | -59,25203         | -3,949547     | 0,0005      |
| Δ (ENF (-1))           | -                 | -             | -           | 33,66402          | 2,439404      | 0,0211      |
| Δ (ENF (-2))           | 33,62761          | 6,644826      | 0,0000      | -                 | -             | -           |
| Δ (ENF (-3))           | -15,48122         | -2,912926     | 0,0130      | -                 | -             | -           |
| Δ (BY)                 | -                 | -             | -           | 120,3186          | 11,48456      | 0,0000      |
| Δ (BY (-1))            | -22,46744         | -2,349042     | 0,0368      | -                 | -             | -           |
| Δ (BY (-2))            | -33,86344         | -3,498790     | 0,0044      | -31,50118         | -3,106843     | 0,0042      |
| Δ (BY (-3))            | 39,42531          | 3,776041      | 0,0026      | -40,35004         | -4,183727     | 0,0002      |
| Δ (DUNMGTRGR_SA)       | -                 | -             | -           | -0,208123         | -3,136462     | 0,0039      |
| Δ (DUNMGTRGR_SA (-1))  | 0,572529          | 7,445237      | 0,0000      | 0,387435          | 5,354586      | 0,0000      |
| Δ (DUNMGTRGR_SA (-2))  | 0,508662          | 9,537031      | 0,0000      | 0,282460          | 5,846264      | 0,0000      |
| Δ (DUNMGTRGR_SA (-3))  | 0,314350          | 6,267972      | 0,0000      | -                 | -             | -           |
| Δ (CAGDPGR)            | -0,002790         | -11,69693     | 0,0000      | -                 | -             | -           |
| Δ (CAGDPGR (-1))       | -0,001494         | -7,407543     | 0,0000      | 0,002744          | 11,97324      | 0,0000      |
| Δ (CAGDPGR (-2))       | -0,001273         | -7,073503     | 0,0000      | 0,002470          | 10,86298      | 0,0000      |
| Δ (CAGDPGR (-3))       | -                 | -             | -           | 0,002806          | 15,13706      | 0,0000      |
| Δ (BDGDPGR (-3))       | -                 | -             | -           | -0,001961         | -3,560991     | 0,0013      |
| Δ (DUNTICTRGR_SA (-1)) | -0,638945         | -5,915338     | 0,0001      | -1,112755         | -10,76975     | 0,0000      |
| Δ (DUNTICTRGR_SA (-2)) | -0,354458         | -4,192237     | 0,0012      | -0,911289         | -9,096851     | 0,0000      |
| Δ (DUNTICTRGR_SA (-3)) | -0,361907         | -4,367742     | 0,0009      | -0,500939         | -7,605781     | 0,0000      |
| Δ (TRINTGR)            | -0,058200         | -6,853756     | 0,0000      | 0,134254          | 7,635371      | 0,0000      |
| Δ (TRINTGR (-1))       | -                 | -             | -           | -0,117931         | -5,802420     | 0,0000      |
| Δ (TRINTGR (-2))       | -0,080651         | -5,447584     | 0,0001      | -                 | -             | -           |
| Δ (EUSAINTEGR)         | 0,242869          | 2,927400      | 0,0127      | -0,130168         | -6,405828     | 0,0000      |
| Δ (EUSAINTEGR (-1))    | -                 | -             | -           | 0,105090          | 5,636419      | 0,0000      |
| Δ (EUSAINTEGR (-2))    | 0,146195          | 2,389259      | 0,0342      | -                 | -             | -           |
| Δ (EUSAINTEGR (-3))    | 0,203113          | 3,568890      | 0,0039      | -                 | -             | -           |
| ECM (-1)               | -1,103227         | -9,102812     | 0,0000      | -1,367115         | -18,93481     | 0,0000      |

İkinci olarak, 1987:2-2001:4 döneminde Türkiye'nin bir önceki yılın aynı dönemine göre büyüme oranında iki ve üç çeyrek dönem önce yaşanan %1 artış Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını sırasıyla yaklaşık %22,47 ve %33,86 azaltmakta, dört çeyrek dönem önce yaşanan %1 artış ise yaklaşık %39,43 artırmaktadır. 2002:1-2019:2 döneminde ise Türkiye'nin bir önceki yılın aynı dönemine göre büyüme oranında aynı dönemde yaşanan %1 artış Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını yaklaşık %120,32 artırmakta, üç ve dört çeyrek dönem önce yaşanan %1 artış ise sırasıyla yaklaşık olarak %31,50 ve %40,35 azaltmaktadır. Türkiye'nin büyüme oranınının 1987:2-2001:4 ve 2002:1-2019:2 döneminde Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını kısa dönemde hem pozitif hem de negatif etkilemesi; uzun dönemde ise yalnızca 2002:1-2019:2 döneminde pozitif etkilemesi 2002:1-2019:2 döneminde Türkiye'nin kriz dönemleri dışında istikrarlı bir şekilde büyüdüğü şeklinde yorumlanabilir.

1987:2-2001:4 döneminde kısa dönemde Türkiye'nin dünya milli gelirinden aldığı payın bir önceki döneme göre değişim hızında iki, üç ve dört çeyrek dönem önce yaşanan %1 artış Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını sırasıyla %0,57, %0,51 ve %0,31 artırmakta; 2002:1-2019:2 döneminde ise kısa dönemde Türkiye'nin dünya milli gelirinden aldığı payın bir önceki döneme göre değişim hızında bir çeyrek dönem önce yaşanan %1 artış Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını diğer dönemlerden farklı olarak yaklaşık %0,21 azaltmakta iki ve üç çeyrek dönem önce yaşanan %1 artış sırasıyla yaklaşık %0,39 ve %0,28 artırmaktadır.

Uzun dönem katsayılarına bakıldığında ise 1987:2-2001:4 döneminde Türkiye'nin dünya milli gelirinden aldığı payın bir önceki döneme göre değişim hızında yaşanan %1 artış Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını yaklaşık %0,65, 2002:1- 2019:2 döneminde yaklaşık %0,77 azaltmaktadır. Türkiye'nin dünya milli gelirinden aldığı payın bir önceki döneme göre değişim hızında yaşanan artışın 1987:2-2001:4 döneminde kısa dönemde, 2002:1-2019:2 döneminde hem kısa hem de uzun dönemde Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre

değişim hızını azaltması Türk lirasının işlem hacminin arttığını göstermekte, Eichengreen ve Frankel'in (1996) bir ülkenin dünya milli gelirinden aldığı pay arttıkça o para biriminin Merkez Bankası rezerv varlıklarında da arttığı görüşünü desteklemektedir.

Türkiye'nin cari açığının Gayrisafi Yurt İçi Hasıla'ya oranının bir önceki döneme göre değişim hızının kısa dönemde Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını 1987:2-2001:4 döneminde negatif, 2002:1-2019:2 döneminde pozitif etkilemesi; uzun dönemde ise yalnızca 2002:1-2019:2 döneminde negatif etkilemesi, 2002:1-2019:2 döneminde 1987:2-2001:4 dönemine kıyasla Türkiye'nin dış ticaret hacminin arttığı ancak ara mal ithalatının düşürülememesi, yerli ve milli olanaklarla ihracatın yeteri kadar artırılmaması vb. gibi nedenlerle cari açık sorununun giderek derinleştiğini göstermektedir. Özellikle 2011 yılında cari açığın tarihi zirveye ulaşması ve bu sorunun halen devam etmesi ampirik analizden elde edilen sonuçlar ile örtüşmektedir.

2002:1-2019:2 döneminde Türkiye'nin bütçe açığının Gayrisafi Yurt İçi Hasıla'ya oranının bir önceki döneme göre değişim hızında dört çeyrek dönem önce yaşanan %1 artış Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını yaklaşık %0.002 azaltmakta, 1987:2-2001:4 döneminde ise etkilememektedir. Bu sonuç, 1987:2-2001:4 dönemine kıyasla 2002:1-2019:2 döneminde bütçe açığının Gayrisafi Yurt İçi Hasıla'ya oranının genel itibariyle %3'ün altında olmasını yansıtmaktadır.

Türkiye'nin toplam ticaret hacminin dünya toplam ticaret hacmindeki payının değişim hızı hem 1987:2-2001:4 hem de 2002:1-2019:2 döneminde kısa dönemde Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını negatif etkilemekte; uzun dönemde ise sadece 2002:1-2019:2 döneminde pozitif etkilemektedir. Bu doğrultuda, Türkiye'nin dünya ticaretindeki payının 2002:1-2019:2 döneminde nisbi olarak daha fazla olması ve dolayısıyla bu durumun ülkeye YP girişini artırması olarak yorumlanabilir.

Türkiye'nin kısa vadeli faiz oranlarının bir önceki döneme göre değişim hızında bir ve üç çeyrek dönem önce yaşanan %1 artış, 1987:2-2001:4 döneminde Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını kısa dönemde sırasıyla %0,06 ve %0,08 azaltmakta ancak uzun dönemde etkilememektedir. Bu sonuç, Selçuk'u (1994) destekler niteliktedir. 2002:1-2019:2 dönemi incelendiğinde, Türkiye'nin kısa vadeli faiz oranının bir önceki döneme göre değişim hızında bir çeyrek dönem önce yaşanan %1 artış diğer dönemlerden farklı olarak Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını yaklaşık %0,13 artırmakta, iki dönem önce yaşanan %1 artış ise yaklaşık %0,12 azaltmaktadır. Uzun dönemde ise Türkiye'nin kısa vadeli faiz oranlarının bir önceki döneme göre değişim hızında yaşanan %1 artış, Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını yaklaşık olarak %0.35 artırmaktadır. Elde edilen sonuçlar kısa dönem için Bahmani-Oskooee ve Karacal'ın (2006) yaptığı ampirik analizden elde ettiği sonuçlar ile uyumlu iken uzun dönem sonuçları literatürde yapılan çalışmalardan farklılık göstermektedir.

ABD ve AB'nin 10 yıllık tahvil faiz oranları ortalamasının bir önceki döneme göre değişim hızı 1987:2-2001:4 döneminde Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızını kısa dönemde pozitif etkilemekte, 2002:1-2019:2 döneminde kısa dönemde hem pozitif hem negatif; uzun dönemde ise negatif etkilemektedir. 1987:2-2001:4 döneminde Türkiye'de faiz oranlarının yurt dışı faiz oranlarına göre oldukça yüksek olması nedeniyle, yurt içi risk ve belirsizlikler fazla olmasına rağmen ülkeye kısa dönemde YP girişinin olduğunu göstermektedir. 2002:1-2019:2 döneminde ise Türkiye'deki faiz oranlarının nisbi olarak düşük olması ve yurt dışı faiz oranları ile makasın daralması neticesinde YP girişinin yurt dışı faiz oranlarına daha duyarlı hale geldiği sonucuna varılabilir.

Son olarak, Tablo 16'da hem 1987:2-2001:4 dönemi hem de 2002:1-2019:2 dönemi için kurulan hata düzeltme modellerinin tahmin edilen hata düzeltme modeli katsayıları %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. 1987:2-2001:4 dönemi için tahmin edilen hata düzeltme modeli katsayısı 1,103 iken 2002:1-2019:2 dönemi için 1,367'dir. Eğer hata düzeltme teriminin bir gecikmeli katsayısı -1 ile -2 arasında ise hata düzeltme süreci uzun dönemde dengeye doğrudan gelmek yerine uzun dönem denge değeri etrafında azalan şiddette dalgalanmakta ancak süreç tamamlandığında uzun dönem dengesine gelmesi hızlı bir biçimde gerçekleşmektedir (Narayan ve Smyth, 2006: 339). Bu doğrultuda, 1987:2-2001:4 döneminde kısa dönemde Türkiye'de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızında meydana gelen bir şokun etkisi yaklaşık 8 ay ( $3/1,103=2,72$  çeyrek=yaklaşık 8 ay) uzun dönem denge değeri etrafında şiddeti azalarak dalgalanacak ve 8. ayın sonunda uzun dönem dengesine hızlıca gelecektir. 2002:1-2019:2 döneminde ise

kısa dönemde Türkiye’de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızında meydana gelen bir şokun etkisi yaklaşık 6,5 ay ( $3/1,367=2,19$  çeyrek=yaklaşık 6,5 ay) uzun dönem denge değeri etrafında şiddeti azalarak dalgalanacak ve 6,5 ayın sonunda uzun dönem dengesine hızlıca gelecektir.

## Sonuç

Bu çalışmada; 1987:2-2001:4 ve 2002:1-2019:2 dönemlerinde Türkiye’de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızı ile Türkiye ekonomisi için seçilmiş makroekonomik göstergeler arasındaki ilişkiler ARDL sınır testi yaklaşımı ve ECM yöntemleri ile incelenmiştir. 1987:2-2001:4 ve 2002:1-2019:2 dönemleri için yapılan ARDL modellerinin anlamlı çıkan uzun dönem ve kısa dönem katsayılarından görüleceği üzere, 1987:2-2001:4 dönemine nazaran siyasi, ekonomik ve sosyal istikrarın sağlandığı 2002:1-2019:2 döneminde Türkiye’de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre değişim hızı analizde yer alan bağımsız değişkenlerin tamamından kısa dönemde; Türkiye’nin bir önceki yılın aynı dönemine göre tüketici fiyat endeksi dışındaki diğer değişkenlerden ise uzun dönemde daha fazla oranda etkilenmektedir. Türk lirasının konvertibilitesinin ilanı, uluslararası para birimi olmak için çıkılan yolun ilk adımlarından biri olma özelliği taşımaktadır. Ancak konvertibilitenin ilanının olumlu yansımalarını görebilmek için Türkiye’nin kendi siyasi, ekonomik ve sosyal istikrarının sağlanmasının yanı sıra komşu ülkelerin ve dünya ülkelerinin siyasi, ekonomik ve sosyal istikrarları da önem arz etmektedir. Yapılan ampirik analizden elde edilen anlamlı sonuçlar da bu çıkarımları desteklemektedir. Bu doğrultuda, risk ve belirsizliklerin fazla olduğu 1987:2-2001:4 dönemini Türkiye genel anlamda iktisadi krizlerle geçirmiştir. 2002:1-2019:2 dönemi ise 2002-2008, risklerin ve belirsizliklerin minimum olduğu dönem; 2008-2010, küresel finansal kriz ve etkilerinin ekonomiye yansıdığı dönem; 2010-2014, ekonominin toparlandığı, risklerin ve belirsizliklerin tekrar minimuma indiği dönem; 2014-2016, jeopolitik, jeoekonomik ve siyasi risklerin arttığı buna rağmen Türkiye ekonomisinin nisbi olarak daha az etkilendiği dönem; 15 Temmuz 2016 hain darbe girişimi ve özellikle Ağustos 2018’de yaşanan Rahip Brunson krizi sonrası ise spekülasyon riskin, döviz kuru riskinin, jeopolitik ve jeoekonomik risklerin çok yükseldiği, belirsizliklerin arttığı, ekonominin olumsuz etkilendiği dönem olmak üzere beş döneme ayrılabilir. Bu doğrultuda, siyasi istikrarın ekonomik istikrara dönüştüğü ve sosyal istikrarın sağlandığı 2002:1-2019:2 dönemi içinde özellikle Adalet ve Kalkınma Partisi’nin tek başına iktidara geldiği 2002:4 döneminden Rahip Brunson krizinin yaşandığı 2018:3 dönemine kadar Türk lirasının konvertibl bir para birimi olmasının olumlu sonuçları, itibarını ve talebini artırmıştır. Siyasi istikrarın ekonomik istikrarı devam ettirebilmesi, Türk lirasının uluslararası para olma yolunda daha fazla yol alabilmesi, hangi makro ekonomik göstergelerin Türk lirasının itibarına ve talebine hangi yönde ve ne oranda etki ettiğinin görülebilmesi ve bu doğrultuda destekleyici politikaların geliştirilebilmesi açısından bu çalışmanın politika yapımcılar, yatırımcılar ve yöneticiler açısından faydalı olacağı düşünülmektedir.

## Hakem Değerlendirmesi / Peer-review:

Dış bağımsız

*Externally peer-reviewed*

## Çıkar Çatışması / Conflict of interests:

Yazar(lar) çıkar çatışması bildirmemiştir.

*The author(s) has (have) no conflict of interest to declare.*

## Finansal Destek / Grant Support:

Yazar bu çalışma için finansal destek almadığını beyan etmiştir.

*The author declared that this study has received no financial support.*

**Yazar Katkıları / Author Contributions:**

Fikir/Kavram/Tasarım - *Idea/Concept/ Design*: Ö.F.Ö., E.E. Veri Toplama ve/veya İşleme - *Data Collection and/or Processing*: Ö.F.Ö., E.E. Analiz ve/veya Yorum - *Analysis and/or Interpretation*: Ö.F.Ö., E.E. Kaynak Taraması - *Literature Review*: Ö.F.Ö., E.E. Makalenin Yazımı - *Writing the Article*: Ö.F.Ö., E.E. Eleştirel İnceleme - *Critical Review*: Ö.F.Ö., E.E. Onay - *Approval*: Ö.F.Ö., E.E.

**Kaynakça / References**

- Akçay, O. C., Alper, E. C. ve Karasulu, M. (1997). Currency Substitution and Exchange Rate Instability: The Turkish Case. *European Economic Review*, 41(3-5), 827-835. [https://doi.org/10.1016/s0014-2921\(97\)00040-8](https://doi.org/10.1016/s0014-2921(97)00040-8)
- Aslan, M. (2020). Anadolu Ajansı. Erişim adresi: <https://www.aa.com.tr/tr/15-temmuz-darbe-girisimi/fe-tonun-hain-darbe-girisiminin-ekonomiye-dolayli-maliyeti-350-milyar-dolar/1909959>
- Bahmani-Oskooee, M., Halicioğlu, F. ve Bahmani, S. (2017). Do Exchange Rate Changes have Symmetric or Asymmetric Effects on the Demand for Money in Turkey? <https://doi.org/10.1080/00036846.2017.1279271>.
- Bahmani-Oskooee, M. ve Karacal, M. (2006). The Demand for Money in Turkey and Currency Substitution. *Applied Economics Letters*, 13(10), 635-642. <https://doi.org/10.1080/13504850500358819>.
- Bergstrand, J. H. ve Bundt, T. P. (1990). Currency Substitution and Monetary Autonomy: The Foreign Demand for US Demand Deposits. *Journal of International Money and Finance*, 9(3), 325-334. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(90\)90013-P](https://doi.org/10.1016/0261-5606(90)90013-P).
- Bilgili, E. (1993). Tarihsel Süreç İçerisinde Türk Parası'nın Konvertibilitesi. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (10), 165-181. Erişim adresi: <https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/514331>
- Black, B., Kraakman, R. ve Tarassova, A. (2000). Russian Privatization and Corporate Governance: What Went Wrong? *Stanford Law Review*, 52(6). <https://doi.org/10.2307/1229501>.
- Borsa İstanbul. (2020). Erişim adresi: <https://www.borsaistanbul.com/Dosyalar/25yil/index.html>
- Boyer, R. S. ve Kingston, G. H. (1987). Currency substitution under finance constraints. *Journal of International Money and Finance*, 6(3), 235-250. [https://doi.org/10.1016/0261-5606\(87\)90001-5](https://doi.org/10.1016/0261-5606(87)90001-5).
- Brown, R. L., Durbin, J. ve Evans, J. M. (1975). Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Methodological)*, 37(2), 149-163. <https://doi.org/10.1111/j.2517-6161.1975.tb01532.x>.
- Chen, H. ve Peng, W. (2009). The Potential of the Renminbi as an International Currency. *Currency Internationalization: Global Experiences and Implications for the Renminbi*, 115-138. <https://doi.org/10.1057/9780230245785>.
- Chinn, M. ve Frankel A., J. (2005). Will the Euro Eventually Surpass the Dollar as Leading International Reserve Currency? *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, 11510.
- Civcir, İ. (2003). Broad Money Demand and Currency Substitution in Turkey. *Ekonomick Casopis*, 51(7), 823-841.
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427. <https://doi.org/10.2307/2286348>.
- Dritsakis, N. (2011). Demand for Money in Hungary: An ARDL Approach. *Review of Economics and Finance*, (5), 1-16.
- Dura, C. (1987). Türk Ekonomisinin Dünya Ekonomisine Entegrasyonu ve Uzmanlaşma I. *Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 1, 54-69.
- Edwards, S., Tabellini, G., Edwards, S. ve Tabellini, G. (1990). Explaining Fiscal Policies and Inflation in Developing Countries. Erişim adresi: <https://econpapers.repec.org/RePEc:nbr:nberwo:3493>

- Eichengreen, B. (2005). *Sterling's Past, Dollar's Future: Historical Perspectives on Reserve Currency Competition* (Sayı 11336). Cambridge.
- Eichengreen, B. ve Frankel A. J. (1996). On the SDR: Reserve Currencies and the Future of the International Monetary System. İçinde Center for International and Development Economics Research (CIDER) Working Papers (Sayı C96-068). Erişim adresi: <https://econpapers.repec.org/RePEc:ucb:calbcd:c96-068>.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Ertuğrul, A. ve Selçuk, F. (2001). A brief account of the Turkish economy, 1980-2000. *Russian and East European Finance and Trade*, 37(6), 6-30. <https://doi.org/10.2139/ssrn.262957>.
- Ertürk, E. (1991). *Türkiye İktisadında Yeni Bir Boyut, Para İkamesi: Kavram, Teori, Oluşum Süreci ve Sonuçları* (1. baskı). Bursa: Uludağ Yayınları.
- Ertürk, E. (2015). *İktisat Kavram-İlke-Politika* (3. baskı). Bursa: Alfa Aktüel Yayınları.
- Ertürk, E. (2016a). *Makro İktisat* (3. baskı). Bursa: Alfa Aktüel Yayınları.
- Ertürk, E. (2016b). *Uluslararası İktisat: Teori ve Politika* (4. baskı). Bursa: Medyay Kitabevi.
- Ertürk, E. (2018). *Döviz Ekonomisi*. Bursa: Ekin Basın Yayın Dağıtım.
- Federal Reserve Bank of St. Louis. (2020). Erişim adresi: <https://fred.stlouisfed.org/>
- Fischer, S. (1981). Seigniorage and Fixed Exchange Rates: An Optimal Inflation Tax Analysis. NBER Working Paper Series, No. 783(783), 59-70. Erişim adresi: <http://www.nber.org/papers/w0783> <http://www.nber.org/papers/w0783.pdf>
- Gemici, K. (2012). Rushing toward currency convertibility. *New Perspectives on Turkey*, 47, 33-55. <https://doi.org/10.1017/s089663460001692>.
- IMF. (2020a). Erişim adresi: <https://www.imf.org/en/countries#T>
- IMF. (2020b). Erişim adresi: [https://www.imf.org/external/datamapper/NGDP\\_RPCH@WEO/WEO\\_WORLD](https://www.imf.org/external/datamapper/NGDP_RPCH@WEO/WEO_WORLD)
- IMF. (2020c). Erişim adresi: <http://data.imf.org/regular.aspx?key=61545859>
- IMF. (2020d). Erişim adresi: <https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b>
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration - With Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kenen, P. B. (1983). The Role of the Dollar as an International Currency. *Occasional Papers*.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B. ve Schmidt, P., Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Lee, J.; Strazicich M, C. (2001). Break Point Estimation and Spurious Rejections. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63(5), 535-558.
- Lee, J., Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks. Department of Economics, University of Central Florida Working Paper Series, 85(4), 1082-1089. <https://doi.org/10.1162/003465303772815961>.
- Lucas, R. (1976). Econometric policy evaluation: A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Elsevier, 1(1), 19-46.
- Miles, M. A. (1978). Currency Substitution, Flexible Exchange Rates, and Monetary Independence (C. 68).
- Narayan, P. K. (2004). Reformulating Critical Values for the Bounds F-statistics Approach to Cointegration: An Application to the Tourism Demand Model for Fiji. *Australia*.

- Narayan, P. K. ve Smyth, R. (2006). What Determines Migration Flows from Low-Income to High-Income Countries? An Empirical Investigation of Fiji-U.S. Migration 1972-2001. *Contemporary Economic Policy*, 24(2), 332-342. <https://doi.org/10.1093/cep/byj019>.
- Ortiz, G. (1983). Dollarization in Mexico: Causes and consequences. *Çinde Financial Policies and the World Capital Market: The Problem of Latin American Countries*.
- Parasız, İ. (1990). Türk Lirasının Konvertibilitesi ve Sorunları. *Tekstil ve Makina Dergisi*, 4(21), 162.
- Parasız, İ. (2012). *Para Teorisi ve Politikası* (3. baskı). Bursa: Ezgi Kitabevi Yayınları.
- Patterson, K. D. (2000). *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*. Macmillan.
- Perron, P. (1997). International evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, 355-385.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 1-33.
- Pesaran, M.H. ve Shin, Y. (1999). An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis, in *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. 1-33.
- Phillips, P. C. B. ve Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>.
- Scacciavillani, F. (1995). Exchange Rate Movements, Inflation Expectations, and Currency Substitution in Turkey. *IMF Working Paper Series*, 95-111, 1-18.
- Selçuk, F. (1994). Currency substitution in Turkey. *Applied Economics*, 26(5), 509-518. <https://doi.org/10.1080/00036849400000019>
- Selçuk, F. (1997). GMM estimation of currency substitution in a high-inflation economy: Evidence from Turkey. *Applied Economics Letters*, 4(4), 225-227. <https://doi.org/10.1080/758518499>
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2005). *Zaman Serileri Analizi* (1.baskı). Ankara: Nobel Yayın Dağıtım.
- Sevüktekin M. ve Çınar M. (2017). *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi Eviews Uygulamalı*. Bursa: Dora Yayıncılık.
- Tavlas, G. S. (1990). On the International Use of Currencies: The Case of the Deutsche Mark. *IMF Working Papers*, 90(3), 1. <https://doi.org/10.5089/9781451930597.001>
- Tavlas, G. S. ve Ozeki, Y. (1992). The Internationalization of Currencies: An Appraisal of the Japanese Yen. *Occasional Paper (Sayı 90)*. Washington DC.
- Telatar, E. ve Telatar, F. (2001). Türkiyede Enflasyon Tahmin Hedeflemesi: Sabit Ve Değişken Katsayılı Markov-Değişimli Modellerin Karşılaştırması. *İktisat İşletme ve Finans*, 16(189). <https://doi.org/10.3848/iif.2001.189.5188>
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. (2013). Enflasyon ve Fiyat İstikrarı. Erişim adresi: [www.tcmb.gov.tr](http://www.tcmb.gov.tr)
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası. (2020). Erişim adresi: <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/serieMarket>
- Uluslararası Ödemeler Bankası. (2020). Erişim adresi: <https://stats.bis.org/statx/srs/table/d11.3?f=pdf>
- Ünsal, E. (2017). *Makro İktisat* (11. baskı). Ankara: Murat Yayınları.
- Us, V. (2003). Analyzing the persistence of currency substitution using a ratchet variable: The Turkish case. *Emerging Markets Finance and Trade*, 39(4), 58-81. <https://doi.org/10.1080/1540496x.2003.11052545>
- Végh, C. A. (1989). The optimal inflation tax in the presence of currency substitution. *Journal of Monetary Economics*, 24(1), 139-146. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(89\)90021-4](https://doi.org/10.1016/0304-3932(89)90021-4)
- World Bank. (2020a). Erişim adresi: [https://databank.worldbank.org/source/global-economic-monitor-\(gem\)](https://databank.worldbank.org/source/global-economic-monitor-(gem))
- World Bank. (2020b). Erişim adresi: <https://databank.worldbank.org/source/world-development->

indicators

Zivot, E. ve Andrews, D. W. (1992). Further Evidence on the Great Cash, the Oil-Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.

## Appendix (Ekler)

## Appendix 1: (Ek 1:)

| Açıklama  | Kısaltma ve Formül  | Kaynak  |
|---|---|---|
| Türkiye’de bankalarda tutulan yabancı mevduatın tüm mevduatlar içindeki payının bir önceki döneme göre %Δ (değişme) | <p><b>1987- 2005:</b> <math>YBMVO\_SA_t = (Vadesiz\ YP\ mevduat + Vadeli\ YP\ mevduat + Yerleşiklerin\ YP\ mevduatları) / (M2Y-Bankalar\ Dışındaki\ Para)</math></p> <p><b>2006- 2019:</b> <math>YBMVO\_SA_t = (Vadesiz\ YP\ mevduat + Vadeli\ YP\ mevduat) / (M2-Bankalar\ Dışındaki\ Para)</math></p> <p><math>YBMVOGR\_SA_t = ((YBMVO\_SA_t - YBMVO\_SA_{t-1}) / YBMVO\_SA_{t-1}) * 100</math></p> | TCMB-Elektronik Veri Dağıtım Sistemi  |
| Türkiye’nin bir önceki yılın aynı dönemine göre tüketici fiyat endeksi  | ENF   | IMF-International Financial Statistics  |
| Türkiye’nin mevsimsellikten arındırılmış bir önceki yılın aynı dönemine göre büyüme oranı                           | BY  | Saint Louis Federal Reserve Bank-Economic Data  |
| Türkiye GSYH / Dünya GSYH oranının bir önceki döneme göre %Δ  | $DUNMGTRGR\_SA_t = ((DUNMGTR\_SA_t - DUNMGTR\_SA_{t-1}) / DUNMGTR\_SA_{t-1}) * 100$   | WB- Global Economic Monitor Veritabanı  |
| Türkiye’nin Cari Açık / GSYH oranının bir önceki döneme göre %Δ   | $CAGDPGR_t = ((CAGDP_t - CAGDP_{t-1}) / CAGDP_{t-1}) * 100$   | TCMB-EVDS   |
| Türkiye’nin Bütçe Açığı / GSYH oranının bir önceki döneme göre %Δ   | $BDGDPGR\_SA_t = ((BDGDP\_SA_t - BDGDP\_SA_{t-1}) / BDGDP\_SA_{t-1}) * 100$   | Bütçe Açığı-TCMB-EVDS; GSYH-IMF-IFS   |
| Türkiye’nin Toplam Ticareti Hacmi / Dünya Toplam Ticaret Hacmi oranının bir önceki döneme göre %Δ                   | <p>Toplam Ticaret Hacmi = İhracat + İthalat</p> <p><math>DUNTICTRGR\_SA_t = ((DUNTICTR\_SA_t - DUNTICTR\_SA_{t-1}) / DUNTICTR\_SA_{t-1}) * 100</math></p>   | IMF- IFS  |
| Türkiye’nin kısa vadeli faiz oranlarının bir önceki döneme göre %Δ  | $TRINTGR_t = ((TRINT_t - TRINT_{t-1}) / TRINT_{t-1}) * 100$   | Saint Louis Federal Reserve Bank-Economic Data  |
| ABD ve Avrupa’nın 10 yıllık tahvil faiz oranları ortalamasının bir önceki döneme göre %Δ                            | <p><math>EUSAIN_T = (ABD\ 10\ Yıllık\ Tahvil\ Faiz\ Oranları + Avrupa\ Birliği\ 10\ Yıllık\ Tahvil\ Faiz\ Oranları) / 2</math></p> <p><math>EUSAIN_TGR_t = ((EUSAIN_T_t - EUSAIN_T_{t-1}) / EUSAIN_T_{t-1}) * 100</math></p>  | IMF-IFS   |
| Türkiye için Kriz Kukla Değişkeni: Kriz dönemleri için 1; diğer dönemler için 0 değeri verilmiştir.                 | <p><b>KRİZ; 2002 Yılından Önce:</b></p> <p>1988: Q4-1990: Q3;<br/>1991: Q3-1992: Q2;<br/>1993: Q2-1995: Q2;<br/>1997: Q2-1999: Q1;<br/>1999: Q4-2000: Q2;<br/>2001: Q1-2001: Q4 :1</p>  | <p><b>Sonra:</b></p> <p>2002: Q1-2002: Q3;<br/>2008: Q4-2009: Q4;<br/>2013: Q3-2014: Q2;<br/>2015: Q2-2015: Q3;<br/>2016: Q4-2017: Q2;<br/>2018: Q2-2019: Q2 :1</p> |