

# REEL DÖVİZ KURU VE KAMU BORÇLANMASI İLİŐKİSİ<sup>1</sup>

## REAL EXCHANGE RATE AND PUBLIC DEBT RELATIONSHIP

Muzaffer ALBAYRAK 

*Arařtırma Makalesi / Geliř Tarihi: 16.03.2022*  
*Kabul Tarihi: 31.12.2022*

### Öz

Büyüyen ülkelerin karşı karşıya olduđu en önemli sorunlardan biri, ekonomik kalkınmayı finanse edecek yeterli rezervlere sahip olmamalarıdır. Bu durum ülkelerin dış borç ihtiyaçlarını artıran önemli sebeplerden biridir. Ayrıca döviz kurundaki geçişkenlik, ülkelerin gelişmişlik düzeyine göre makroekonomik göstergeleri olumlu veya olumsuz yönde etkilemektedir. Türkiye, kırılgan ekonomik yapısı ve çözülmesi gereken sorunları nedeniyle reel döviz kurundaki değişimlerden en çok etkilenen ülkeler arasında yer almaktadır. Bu araştırma, Türkiye’de reel efektif döviz kuru oynaklığının devlet finansmanı üzerindeki kısa ve uzun vadeli etkilerini ölçmeyi amaçlamaktadır. Arařtırmada, 1994Q1-2021Q2, Bai-Perron çoklu yapısal kırılma dönemine ilişkin üç aylık verilerin incelenmesinde, ampirik bulgular 1998Q3, 2003Q2, 2008Q4, 2013Q2, 2017Q3 dönemlerinde meydana gelen beş yapısal kırılmayı göstermektedir. Johansen eşbütünleşmesinden elde edilen sonuçlar değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin bulunduđunu göstermektedir. Granger sonuçları, reel döviz kurları ile kısa vadeli borç arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını ortaya koymaktadır. Bulgular, kısa vadeli borcun uzun vadeli borca neden olduğuna dair kanıt sağlamamıştır. Ampirik sonuçlar, politika yapıcıların ekonomideki riskleri önlemek ve istikrarı sağlamak ve sürdürmek için döviz kurunda dengeleyici politikalar uygulaması gerektiđine işaret etmektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Reel Döviz Kuru, Kamu Borçlanması, Bai-Perron, Granger Analizi

**JEL Sınıflaması:** F34, F13, C22.

### Abstract

One of the most important problems opposed to growing countries is that they do not have sufficient reserves to finance economic development. This situation is one of the crucial reasons that increase the foreign debt needs of countries. In addition, the pass-through in the exchange rate affects the macroeconomic indicators positively or negatively according to the development level of the countries. Turkey is among the countries most affected by the changes in the real exchange rate because of its fragile economic structure and the problems that need to be resolved. This research aims to measure the short- and long-term effects of real effective exchange rate volatility on government finance in Turkey. In the study, in investigating quarterly data for the term 1994Q1-2021Q2, Bai-Perron multiple structural breaks, empirical findings show five structural breaks occurred in 1998Q3, 2003Q2, 2008Q4, 2013Q2, 2017Q3 periods. The results obtained from the Johansen cointegration show that there is a long-term relationship between the variables. Granger’s results reveal the existence of a bidirectional causality relationship between real exchange rates and short-term debt. The findings did not provide evidence that short-term debt causes long-term debt. Empirical results point out that policymakers should implement stabilizing policies in the exchange rate to prevent risks in the economy and to ensure and maintain stability.

**Keywords:** Real Exchange Rate, Public Debt, Bai-Perron, Structural Breakpoint, Granger Analysis.

**JEL Classification:** F34, F13, C22.

<sup>1</sup> **Bibliyografik Bilgi (APA):** FESA Dergisi, 2022; 7(4) , 575 - 587 / DOI: 10.29106/fesa.1089116

\* Dr. Öğretim Üyesi, Adıyaman Üniversitesi, Besni Meslek Yüksekokulu, malbayrak@adiyaman.edu.tr. Adıyaman – Türkiye, ORCID: 0000-0001-8516-9224

## 1. Giriř

Reel dviz kurları ve kamu bor ynetimi, ekonomi politikasının bařarısındaki en nemli etkenlerdendir. Ekonomik kalkınma, srdrlebilir bymenin saęlanması, dviz kuru istikrarı ve kamu bor risklerinin iyi ynetilmesi de nemlidir. Teorik ve ampirik sonular, reel dviz kuru ve kamu bor risklerindeki artıřların lke ekonomileri ve istikrar zerinde olumsuz etkileri olduęunu gstermektedir. Bu nedenle Eichengreen ve Hausmann (2005: 9) kamu borcunu "aslı gnah" olarak tanımlamaktadır. Ekonomik byme srdrlebilir olduęunda, dıř aıklar ve artan borlar ekonomik byme zerinde olumlu bir etkiye sahiptir. Bu durumda kamu borcu bir ltuf olabilir ya da ltfunu yitirebilir. Kumar vd. (2019) belirttięi gibi, petrol fiyatlarındaki řoklar ve bunların dviz kurları zerindeki etkisi, lke ekonomisini olumsuz etkileyen ve borlanmaya yol aan iki nemli faktrdr.

Reel dviz kurundaki deęiřimler de kamu borlanmasında olduęu gibi ekonomik istikrarı olumsuz etkileyebilir. Reel dviz kuru dengesizlikleri, daha zayıf makroekonomik politikalara ve greli fiyatların ktleřmesine yol amaktadır. Paranın ařırı deęerlenmesi ve ekonomik rekabetin zayıflaması ekonomik istikrarı etkileyen dięer bir faktrdr. Bu durum, zayıf makroekonomik gstergeler ve uyumsuz dviz kuru politikaları nedeniyle lkeleri olumsuz etkileyebilmektedir (Bozoklu ve Yılcıncı, 2010: 600). te yandan Rodrik'e (2008: 408) gre geliřmekte olan lkelerdeki dřk para birimleri ekonomik bymeyi teřvik etmektedir. Ancak Rodrik, dviz devalasyonun yan etkilerinden birinin cari hesap dengesizlikleri olduęunu kaydetmektedir. Bu srete Rodrik, ortaya aıkan yanlış uygulamaları ortadan kaldırmak iin politikaların dikkatli seilmesi gerektięine dikkat ekmektedir.

lkeler, uluslararası ticaretten yararlanmak iin aık politikalara devam etme eęiliminde olduklarından, dviz kurları, ekonomiler arasındaki ticaret akıřlarını ve dięer makroekonomik deęiřkenleri doęrudan etkileyen kilit bir faktr olarak grnmektedir. ok sayıda aalıřma, dviz kurlarının ekonomik temellerden ciddi řekilde kopabileceęini ve ciddi makroekonomik dengesizlikler yaratabileceęini gstermiřtir. Ayrıca dviz kuru dengesizlikleri makroekonomik politikaların sonucu olabilir ve bu nedenle para veya maliye politikasında deęiřiklik yapılmasını gerektirebilir (Hansen ve Roeger, 2000: s. 65). Ek olarak, Park vd. (2020: s.16) 59 geliřmiř ve geliřmekte olan lke zerinde yapılan bir arařtırma, zel ve kamu borlarının birikmesinin para birimlerinin kırılganlıęını artırdıęını gstermektedir. Bununla birlikte, para birimindeki deęer kaybının meydana getirdięi baskı ve meydana getirdięi olumsuz etkileri ortaya aıkararak kanıtlar, zel bor iin kamu borcuna gre daha saęlam ve tutarlıdır. Ayrıca, zel bor birikimi geliřmekte olan piyasalara zarar verebilmektedir. Bu, geliřmekte olan piyasalardaki politika yapıcıların, zellikle bymenin yavařladıęı ve yksek belirsizlięin etkisini gsterdięi kresel ekonomik ortamda hem kamu hem de zel bor birikiminin yakından izlenmesini gerektirebilir. Dięer taraftan, dıř finansmana daha fazla baęımlılıęın ve bor birikiminin kur baskıları zerindeki etkisinin řiddetlenebileceęi de dikkate alınmalıdır.

Bu aalıřmanın nemi birka faktrle aıklanabilir. Birincisi, Trkiye ekonomisi bir řokla karřı karřıya kaldıęında refah seviyesinde nemli azalmalar ortaya aıkmaktadır. Ekonomideki řokların ve nedenlerinin belirlenmesi, ekonomi politikasının uygulanması aısından nemlidir. İkincisi, ekonomik bymeyi ve refahı artırmak iin dviz kuru dengesinin (rneęin finansal istikrarın) saęlanması gereklidir. Dıř ticaret aısından dviz kuru istikrarı geliřmekte olan lkeler ve Trkiye iin nemli bir konudur. lkeler dıř ticaretin avantajlarından yararlanmak istiyorlarsa, dviz kurunu istikrara kavuřturmaları gerekir; ncs, Trkiye'nin reel efektif dviz kuru deęiřikliklerinin olumsuz etkisi ve kamu borcu, enflasyonun nemli kaynaklarından biridir. Drdncs, dviz kuru deęiřikliklerinin ve kamu borcunun etkisinin belirlenmesi ve seriler arasındaki nedensellik iliřkisinin belirlenmesi, ekonomi politikasının uygulanması ve istikrarı iin gereklidir.

Bu aalıřmada kamu borlanması ve reel dviz kuru arasındaki uzun dnemli iliřkiyi tespit etmek amacıyla Johansen eřbtnleřme analizinden yararlanılmıřtır. Seriler arasındaki nedensellięi belirlemek iin arařtırmalarda en yaygın olarak kullanılan VECM'ye baęlı olarak Granger nedensellik yntemi tercih edilmiřtir. Arařtırmamız, Trkiye'nin reel efektif dviz kuru ile borlanma arasındaki iliřkiyi incelemek iin farklı yntemlerin kullanıldıęını, ancak oklu yapısal kırılma yntemini kullanan bir aalıřma olmadıęını gstermektedir. Bundan dolayı ekonomideki řokların Trkiye ekonomisi zerindeki etkisini belirlemek iin Bai-Perron (2003) oklu yapısal kırılma yntemi kullanılmıřtır. Bu arařtırmamızın zgnlęn oluřturmaktadır. Aalıřmanın amacı, Trkiye ekonomisinin karřı karřıya olduęu yapısal kırılmaları en son verileri dikkate alarak tespit etmek ve deęerlendirmektir. Aalıřmamız, serilerin yapısal kırılmalar ierdięi ve deęiřkenler arasında uzun dnemli nedensel iliřkilerin bulunduęu varsayımına dayanmaktadır.

Bu aalıřmanın ilerleyen blmleri de řu řekilde dzenlenmiřtir. İkinci blmde reel dviz kuru ve kamu borlanmasının altyapısı incelenmektedir. nc blmde literatr tanıtımı yapılmaktadır. Drdnc blmde veriseti ve yntem aıklamaları ve ampirik uygulama sonuları sunulmaktadır. Beřinci blmde bulgular tartıřılmaktadır. Altıncı blmde arařtırmamız sonu blm ile tamamlanmaktadır.

## 2. Reel Döviz Kuru ve Kamu Borçlanmasının Altyapısı

### 2.1. Reel Döviz Kuru

TÜFE'ye dayalı genel reel döviz kuru endeksi, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için hesaplanan endeksi gösterir. Reel efektif döviz kuru, Türkiye'nin fiyat seviyesinin dış ticarete bulunan ülkelerin fiyat düzeyine oranının ağırlıklı geometrik ortalaması kullanılarak hesaplanmaktadır (TCMB-EVDS, 2022). REER şu şekilde formüle edilmektedir;

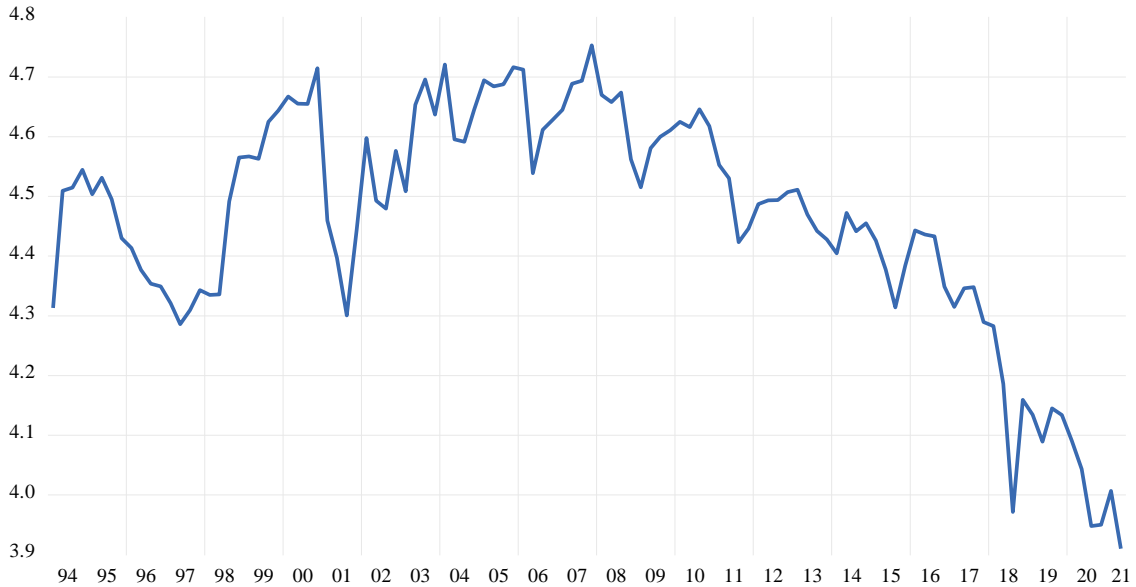
$$REER = E \frac{P}{P^*} \quad (1)$$

Denklemden E nominal döviz kurunu, P yurtiçi fiyat seviyesi ve P\* yurtdışı fiyat seviyesini göstermektedir. E'nin sabit olduğu varsayıldığında; p, p\*'den (RER ↑) daha fazla artarsa, yurtdışında üretilen mallar Örneğin “Tayland”), harici olarak üretilen aynı mallardan (“ABD”) daha pahalı hale gelirse: bu malları yurtdışında satın almak / üretmek için daha az teşvik vardır.

$$\% \Delta R_t = \% \Delta P_t - (\% \Delta P_t^* - \% \Delta E_t) \quad (2)$$

Bu durumda (reel döviz kuru değerlenmesi), iç tüketim sepeti dış sepetten daha pahalı hale gelmektedir (Govil, 2014). Reel efektif döviz kurundaki artış, Türk lirasının fiilen değer kazandığına ve Türk mallarının fiyatının yabancı mallara göre yükseldiğine işaret etmektedir. Endeksin hesaplanmasında (2003=100) esas alınmaktadır (TCMB-EVDS, 2022).

**Şekil 1.** TÜFE (Gelişmekte Olan Ülkeler Bazlı Reel Efektif Döviz Kuru 2003=100)  
LNREER



**Kaynak:** TCMB-EVDS (2022)

Şekil 1 incelendiğinde; 1994Q1-2021Q2 döneminde 1994 yılından itibaren 1995Q2, 2000Q4, 2004Q1, 2006Q1 dönemlerinde reel efektif döviz kurunda düşüş ortaya çıkmıştır. 2007Q4 sonrasında ara ara küçük düzeylerde düşüşler ortaya çıksa da reel efektif döviz kurunda 2018Q1 sonrasında önemli düzeyde düşüşün meydana geldiği ve düşüş eğiliminin devam ettiği görülmektedir. Bu durum yıllar itibarıyla TL.'nin değer kaybettiğini göstermesi bakımından önemle üzerinde durulması gereken bir husustur.

### 2.2. Kısa ve Uzun Dönem Borçlanma

Dış borç, bir ülke tarafından yabancı bir ülkeden veya uluslararası bir kuruluş tarafından elde edilen yabancı sermaye akışını ifade eder. Borçlanma, ülkeye gelir sağladığı için refah etkisi yaratan, anapara ve faiz ödemesi nedeniyle harcama etkisi yapan bir finansman kaynağıdır (Opuş, 2002: 185). Borçlanma, vadesine bağlı olarak kısa veya uzun vadeli olabilir. Kısa vadeli borç, genellikle bir yıllık süreyi kapsayan, tasfiye edilen veya geri ödenen kalemlerdir. Kısa vadeli borç finansmanında geri ödeme bir yıl ya da

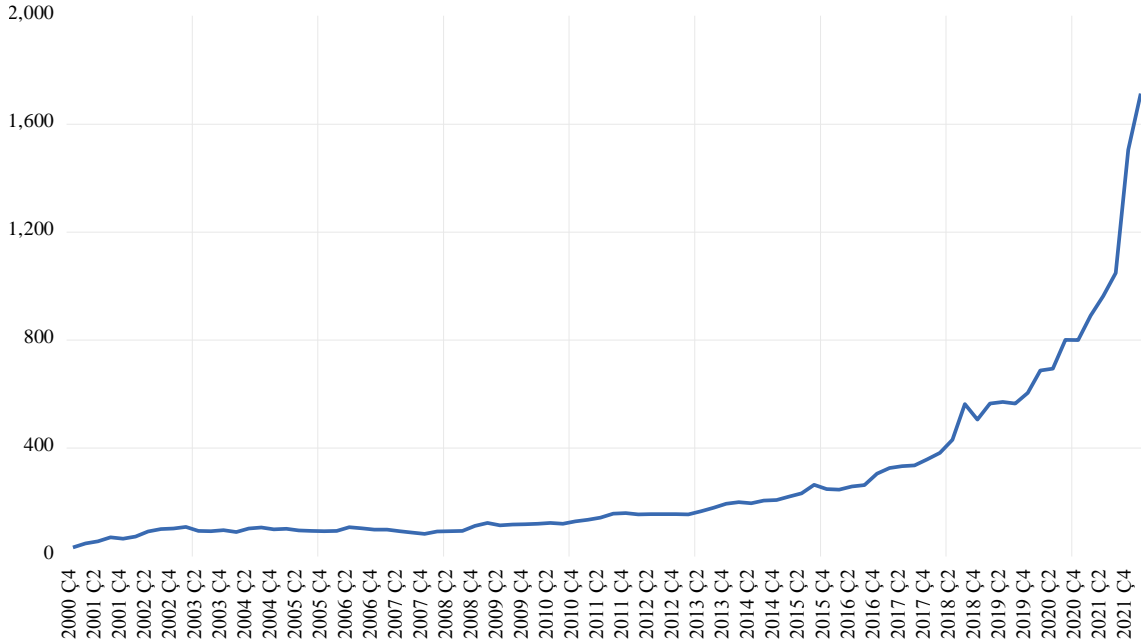
daha kısa vadeli (Sertkaya, 2021: 15). Kısa vadeli borçların toplam borç stoku içindeki oranının artması, ülkenin ödeme sorunlarını artırabilmektedir (Opuř, 2002: 188).

Uzun vadeli borç (konsolide borç) yatırım sermayesinden oluşur ve yatırım amaçlı kullanılır. Sermaye piyasası borcundan ve ekonomide yaratılan kaynaklardan elde edilen uzun vadeli bonolar (tahviller) ile borç, anapara ve faiziyle birlikte kolayca geri ödenebilir. Sermaye piyasasından elde edilen borcun faiz oranı, risk ve belirsizlik seviyeleri yüksektir (Sezgenç, 2019: 10).

Hazine ve Maliye Bakanlığı (2022) verilerine göre kamu brüt dış borç stokunun yıllara göre gelişimi incelendiğinde 2000 yılı sonrasında sabit bir seyir ile artmakta olduğu görülmektedir. Nitekim Türkiye'nin kamu brüt dış borç stoku 2000 yılı dördüncü çeyrekte 31 milyar TL iken 2018 dördüncü çeyrekte meydana gelen "Rahip Krizi"nin kamu brüt dış borç stokunda dalgalanmaya yol açtığı görülmektedir. Bunun yanında 2019 yılı ikinci çeyreğinde 694,1 milyar TL olan kamu brüt dış borç stoku salgın krizinin ortaya çıkardığı dengesizlikler sonucunda artarak ve 1.713,2 milyar TL'ye ulaşmıştır.

**Şekil 2.** Kamu Brüt Dış Borç Stokunun Yıllara Göre Gelişimi

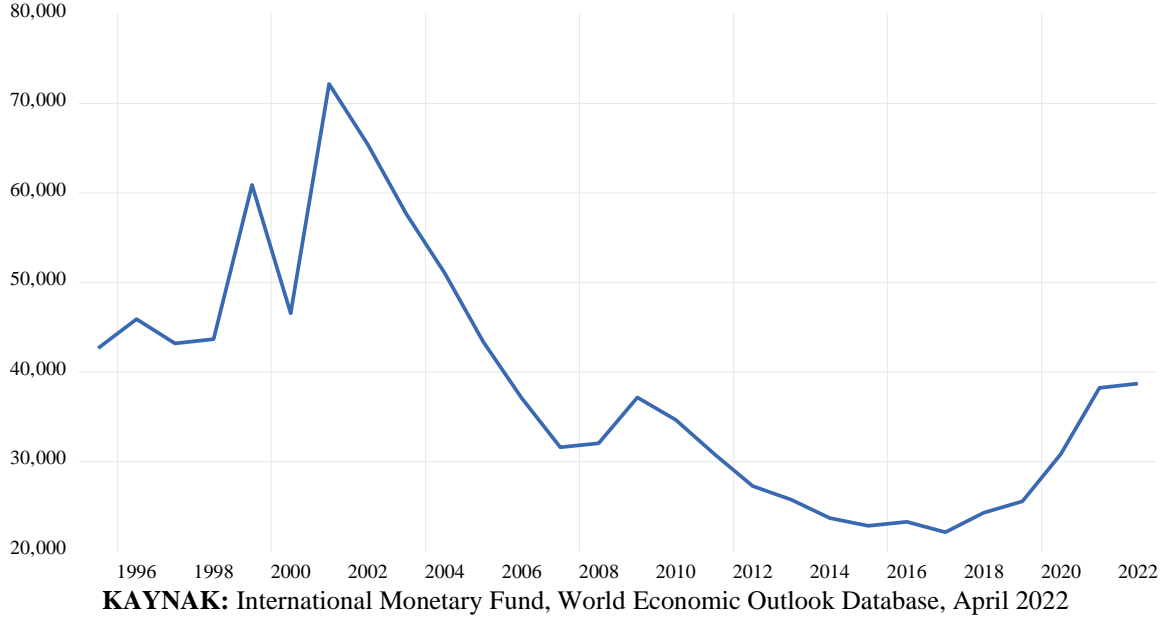
Kamu Brüt Dış Borç Stoku (Milyar TL)



**Kaynak:** Hazine ve Maliye Bakanlığı (2022)

Şekil 2 incelendiğinde 1994 yılında meydana gelen 5 Nisan krizinin etkisi ve ekonomik politikaların etkisi ile kamu net borcu artarak %43 dolaylarında seyretmiş ve izleyen yıllarda artışını sürdürmüştür. 2001 Şubat krizinde %72.2 oranına kadar yükselen kamu net borcunun GSYH'ye oranı uygulanan politika ve önlemlere bağlı olarak sonraki yıllarda düşüşünü sürdürmüştür. Ancak kamu net sonrasında ise uygulanan ekonomik politikalar ve önlemlerle kamu net borcu oranının düşmeye devam etmekte olduğu görülmektedir. 2000 yılı dördüncü çeyrek sonrasında kamu net borç yükünün GSYH'ye oranı 2001 Şubat krizinin etkisi ile yükselmiş, ancak izleyen yıllarda uygulanan ekonomik politikalara bağlı olarak düşüşünü sürdürmüştür. Bununla birlikte 2016 yılı ikinci çeyrek sonrasında kamu net borç yükünün yeniden artmakta olduğu ve 2021 yılı birinci çeyrek dönemde %43 dolaylarına kadar yükseldiği gözlemlenmektedir.

**Őekil 3. Kamu Borcunun Yıllara G6re GeliŐimi**  
Kamu Net Borcu/GSYH (%)



#### 4. Metodoloji ve Bulgular

Bu alıŐmada reel d6viz kurları ile kısa ve uzun d6nem kamu dıŐ borlanma arasındaki iliŐki araŐtırılmıŐtır. AraŐtırmada seriler arasındaki iliŐki 1994Q1-2021Q2 d6nemi Merkez Bankası (EVDS)  aylık verilerle incelenmiŐtir. Seriler arasındaki iliŐkinin incelenmesi amacıyla oluŐturulan denklem Őu Őekilde g6sterilebilir;

$$LNREER = \alpha + \beta_1 LNKDB + \beta_2 LNUDB + \mu_t \quad (1)$$

Model denklemde LNREER logaritması alınmıŐ baėımlı deėiŐkendir ve geliŐmekte olan lkeler bazlı Reel Efektif D6viz Kurunu (2003=100) ve ABD doları cinsinden efektif alıŐ d6zey deėerlerini g6stermektedir.

LNKDB, logaritması alınmıŐ kamu (borluya g6re) d6zey deėerlerini ve brüt olarak kısa vadeli kamu dıŐ borlarını temsil etmektedir. LNUDB ise, logaritması alınmıŐ kamu (borluya g6re) d6zey deėerlerini ve brüt olarak uzun vadeli kamu dıŐ borlarını g6stermektedir.

Makroekonomik g6stergelerde duraėanlık genelde karŐılaŐılan 6nemli sorunlardan birisidir. Bu nedenle alıŐmada serilerin logaritmaları alınmıŐ, duraėanlık seviyeleri ise geleneksel birim k6k testlerinden ArtırılmıŐ Dickey-Fuller (ADF) testi ve Phillips-Perron (PP) testi kullanılarak incelenmiŐtir. ADF testi iin aŐaėıdaki denklem kullanılmıŐtır.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

ADF testi yapılırken modelde otokorelasyon sorununu 6nlemek amacıyla denklemde “k” sembolyle g6sterilen gecikme uzunluėunun belirlenmesinde Akaike bilgi kriterinden (AIC) yararlanılmıŐtır. ADF testi, denklemdeki  $\delta$  katsayısının sifıra eŐit olup olmadıėını istatistiksel olarak test etmektedir.

Birim k6k testi iin kullanılan Phillips-Perron test denklemi de Őu Őekilde g6sterilebilir;

$$Y_t = a_0 + a_1 Y_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

ADF testine g6re, rastgele Őokların daėılımı baėımsız ve sabit bir varyansa sahiptir. Hata terimleri arasında bir iliŐki yoktur. Phillips-Perron testine g6re ise, rastgele Őokların daėılımı hakkında yeni bir varsayımdan hareketle, hata terimleri arasında bir iliŐki olabileceėi vurgulanmaktadır. Test, hata teriminin baėımsız ve homojen olduėu varsayımına karŐılık, zayıf bir korelasyon ve heterojen daėılım olabileceėini varsaymaktadır. Bu test, ADF testine ek olarak, yksek korelasyonun kontrol edilmesi amacıyla tasarlanmıŐtır (Phillips ve Perron, 1988). Ayrıca PP birim k6k testinin ADF testine g6re 6nemli bir farkı, alternatif formlardan hibirinde baėımlı deėiŐkenin gecikmeli deėerlerinin bulunmayıŐıdır (Yamak ve Korkmaz, 2011).

alıŐmada kullanılan Bai-Perron metodolojisinde, otoregresif katsayıları ile kırılmaların hem sayısı hem de yeri tahmin edilebilmektedir. Bu testin 6nemli bir avantajı da deėiŐen varyans ve otokorelasyona izin vermesidir. Bu

testte, parametrik olmayan otokorelasyon probleminin çözümü, hataların Newey-West prosedürü kullanılarak veya modele gecikmeleri dahil edilerek düzeltilmesidir. Ayrıca BP metodolojisi hem bağımsız hem de hata teriminin alt periyotlar arasında farklı dağılımlara sahip olmasını sağlar (Göktaş ve Dişbudak, 2014).

Bai-Perron (2003), simülasyon çalışması sonucunda hatalarda otokorelasyonun bulunmaması durumunda BIC ve LWZ sonuçlarının güvenilir olduğunu; ancak, hatalarda otokorelasyonun olması durumunda ise, kırılmaların ardışık tahminlerini kullanan  $\sup F_T(l+1|l)$  testinin yapılmasını önermiştir (Günay, 2014). BP metodolojisinde yapısal kırılmanın tespit edilebilmesi amacıyla kullanılan birinci test, sıralı test olarak adlandırılmaktadır. L istatistiklerine dayanarak L + 1 test istatistiğinin tespiti için oluşturulan denklem şu şekildedir (Wu vd., 2019);

$$\sup F_T(l+1|l) = (S_T(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_1))^{\wedge} - \min_{1 \leq l \leq l+1} \quad (5)$$

Bai-Perron yaklaşımına göre kullanılan bir diğer test ise çift maksimum test olarak adlandırılmaktadır. Kırılma sayısı bilinmiyorsa, Bai ve Perron (1998), bilinmeyen sayıda yapısal bir kırılmanın varlığını test etmenin mümkün olduğunu belirtmektedir. Başka bir deyişle, Global Maximize F-istatistiği,  $l=1, \dots, m$  kırılmaları belirlemek için hesaplanır. Daha sonra bu test istatistikleri maksimum değeri seçerek, yani UDMAX testi istatistiğini seçerek toplanır. Bu testte Bai ve Perron (2003b) için kritik değerler sağlayan standart olmayan bir dağılımla test istatistiği belirlenebilmektedir (Kelly ve Sienko: 2018). Sıfır hipotezi yapısal bir kırılmanın olmamasını ve alternatif hipotez yapısal kırılmanın varlığını göstermektedir. BP testi genelde  $M = 5$ 'in önceden ayarlanmış en yüksek yapısal değişiklik sayısını gösterir. Çift maksimum test denklemleri de şu şekildedir (Wu vd., 2019);

$$UD_{\max} Fr(M, q) = \max_{1 \leq m \leq M} \alpha_m \sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_m) \in \Lambda_\varepsilon} F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q) \quad (6)$$

$$WD_{\max} F_T(M, q) = \max_{1 \leq m \leq M} \frac{c(q, \alpha, 1)}{c(q, \alpha, m)} x \sup_{(\lambda_1, \dots, \lambda_m) \in \Lambda_\varepsilon} F_T(\lambda_1, \dots, \lambda_m; q) \quad (7)$$

$UD_{\max}$  ve  $WD_{\max}$  testleri yapısal kırılmanın tespit edilmesinde kullanılmaktadır. Yapısal kırılmanın belirlenmesinde  $\sup F_T(l+1|l)$  kırılma sayısından da yararlanmak mümkündür.

Seriler arasındaki uzun dönem ilişkinin belirlenmesinde Johansen eşbütünlük testinden yararlanılmıştır. Johansen teknolojisi iz (Trace) ve maksimum özdeğer (maksimum eigen) testlerinden oluşmaktadır. Johansen tekniği, boyutsallık veya yeniden düzenleme durağan olmayan zaman serilerinde eşbütünlük vektörlerinin varlığını kontrol etmek için VAR'ın maksimum olasılık prosedürünü uygular. Bu, denklemde (1) gösterildiği gibi bir değişken matris ile temsil edilebilir. (1) denklemindeki k dereceli VAR'ı göz önünde bulundurulmalıdır. I(1) zaman serisi  $X_{t-1}$  ve  $X_{t-k}$ 'nin, denklem (1)'deki gibi doğrusal bir ilişki varsa,  $X_t$ 'nin I(0) olduğu durumlarda eşbütünlük olduğu söylenir. Eşitlik ise aşağıdaki gibidir;

$$X_t = \delta + \Gamma_1 X_{t-1} + \Gamma_2 X_{t-2} + \dots + \Gamma_k X_{t-k} + \Pi X_t + \varepsilon \quad (8)$$

VAR aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir:

$$\Delta X_t = \delta + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-k} + \varepsilon \quad (9)$$

Eşitlikte

$$\Pi = \sum_{i=1}^k (\Gamma_i - 1) \text{ ve } \Pi = \sum_{i=1}^k (\Gamma_i) \text{ olur. Öyle ki, } X_t, \text{ incelenen ülkenin bağımlı değişkeninin durağan olmayan I(0)}$$

zaman serisi vektörü olsun, t doğrusal bir eğilimdir.  $i = 1, 2, \dots, k$ , hareketli ortalamasının otoregresif yaklaşımlarıdır.  $\Delta$ , birinci farkın operatörüdür, yani  $\Delta X_t = X_{t-1} - X_{t-k}$ .  $\delta$  sabit bir terimdir, G katsayıları temsil eder,  $\varepsilon$  ilişkisiz bir rastgele hata terimini temsil eder ve Q, uzun vadeli matrislerin etkisi gösteren matrisdir (Yussuf, 2021). Analizde seriler arasındaki ilişkisinin belirlenmesinde Pairwise Granger nedensellik analizinden yararlanılmıştır. Değişkenler arasındaki nedenselliğin belirlenmesinde F testleri kullanılmaktadır. Granger nedensellik ilişkisi aşağıdaki tahmin denklemine bağlı olarak açıklanmaktadır;

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j Y_{t-j} + \mu_{1t} \quad (10)$$

$$X_t = \sum_{i=1}^m \lambda_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^n \delta_j Y_{t-j} + \mu_{2t} \quad (11)$$

Eşitlikte,  $u_{1t}$  ve  $u_{2t}$  hata terimleri arasında korelasyonun bulunmadığı varsayılmaktadır. Bununla birlikte, denklemde Y, kendi geçmiş değerlerinin yanı sıra  $X_t$ 'nin geçmiş değerleri ile de ilişkilidir. Granger varsayımına göre, gelecek geçmiş öngöremeyeceğine göre, X değişkeni Y'nin Granger nedeni olduğunda; X'deki değişimler

Y'deki deęişmelerden önce meydana gelmelidir. Bu nedenle, nedensellięin tespit edilmesinde, X'in gemiř ve gecikmeli deęişkenleri denklemde bulunuyorsa ve bunlar Y üzerinde anlamlı deęişikliğe yol açıyorsa X, Y'nin Granger nedenidir, denilmektedir (Uysal ve Alptekin, 2009: 76).

#### 4.1. Ampirik Bulgular

Siyasi deęişimler ve savaşlar, ekonomik kriz, teknolojik yenilikler gibi faktörler makroekonomik zaman serisi gelişmelerini etkilemektedir. Bu özelliklerin arařtırmalarda deęerlendirilmesi önemlidir. Aksi takdirde model tahminlerinde hatalı sonuçlar elde edilebilir. Belirtilen nedenlere baęlı olarak seriler duraęan olmadığında yapılan test sonuçları güvenilir olma özelliğini kaybedecektir. Bundan dolayı arařtırma sonuçlarına güvenebilmek amacıyla öncelikle serilerin duraęanlıęı, geleneksel birim kök testlerinden Artırılmış Dickey-Fuller (ADF) ve bu testin tamamlayıcısı olarak kabul edilen Phillips-Perron (PP) yöntemleriyle incelenmiş ve sonuçlar tablo 1'de sunulmuştur.

**Tablo 1.** Birim Köklerin ADF ve PP Testleriyle İncelenmesi ve Sonuçları

Deęişkenler	ADF		PP	
	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitli	Sabitli-Trendli
REER	-0.9353	-0.6954	-0.6265	-1.7856
KDB	-1.2214	-1.8739	-0.7968	-1.8832
UDB	-1.5668	-0.3238	-1.5459	-0.4934
d(REER)	-6.2480***	-6.5737***	-12.2864***	-15.3026***
d(KDB)	-7.6402***	-7.6371***	-7.6600***	-7.6455***
d(UDB)	-8.3661***	-8.5566***	-8.6368***	-8.7780***

ADF ve PP birim kök test sonuçlarına göre, seriler düzeyde duraęan deęildir. Serilerin duraęanlık formunda olmaması sahte regresyon sorununa ve yanıltıcı sonuçlara yol açacağından analize devam edilemez. Ancak serilerin ilk farkta duraęan olması analizin yapılması için gerekli koşulların oluştuğunu göstermektedir. Bu nedenle analize Bai-Perron (2003) çoklu yapısal kırılma analizi ile devam edilmiştir.

Çalışmamızda yapısal kırılmanın varlığını test etmek için yaygın olarak kullanılan yöntemler arasında bulunan ve çoklu kırılmalara izin veren 1'den M'e küresel olarak belirlenen Bai-Perron testinden yararlanılmıştır. Testin uygulanmasında öncelikle maksimum kırılma sayısı 5, kırılma yüzdesi 15 ve sıralı testler için anlamlılık düzeyi 0,05 olarak belirlenmiştir. Tablo 2, ölçeklenmiş ve ağırlıklı F istatistikleri ile Bai-Perron (2003) kritik deęerleri doęrultusunda elde edilen yapısal kırılmaları göstermektedir.

**Tablo 2.** 1'den M'e Küresel Olarak Belirlenen Bai-Perron Kırılma Test Sonuçları (1994Q1-2021Q2)

Kırılma Testi	F İstatistięi	Ölçeklenmiş F İstatistik Deęeri	BP Kritik Deęeri**	Yapısal Kırılma
1	150.9603	150.9603	150.9603	1: 2017Q3
2	104.3895	104.3895	124.0529	2: 1998Q3, 2017Q1
3	129.3774	129.3774	186.2513	3: 1998Q4, 2011Q3, 2017Q3
4	111.0688	111.0688	190.9759	4: 1998Q3, 2003Q2, 2011Q2, 2017Q3
5	90.60120	90.60120	198.8129	5: 1998Q3, 2003Q2, 2008Q4, 2013Q2, 2017Q3
UDMax İstatistięi*		150.9603	UDMax Kritik Deęeri**	8.88
WDMax İstatistięi*		198.8129	WDMax Kritik Deęeri**	9.91
Sıralı F istatistięi ile belirlenen kırılma sayısı				5
Anlamlı F istatistięi ile belirlenen en büyük kırılma sayısı				5
UDmax ile belirlenen kırılma sayısı				1
WDmax ile belirlenen kırılma sayısı				5

\* 0.05 düzeyinde anlamlı, \*\* Bai – Perron (Ekonometrik Journal, 2003) kritik deęerleri.

1'den M'ye kadar global olarak belirlenen kırılmalar BP metodolojisinde sıfır hipotezinin reddedilemeyeceęi zamana kadar 1'den maksimum kırılma sayısına kadar sürdürülmüřtür. Sonuçlar, ölçeklenmiř F istatistik ve aęırlıklı F istatistik deęerlerinin kritik deęerleri ařtıęını göstermektedir. BP metodolojisince belirlenen UDMax bir kırılmaya iřaret ederken, WDMax deęerleri ise 1998Q3, 2003Q2, 2008Q4, 2013Q2, 2017Q3 tarihlerinde beř yapısal kırılmaya iřaret etmektedir (Tablo 2).

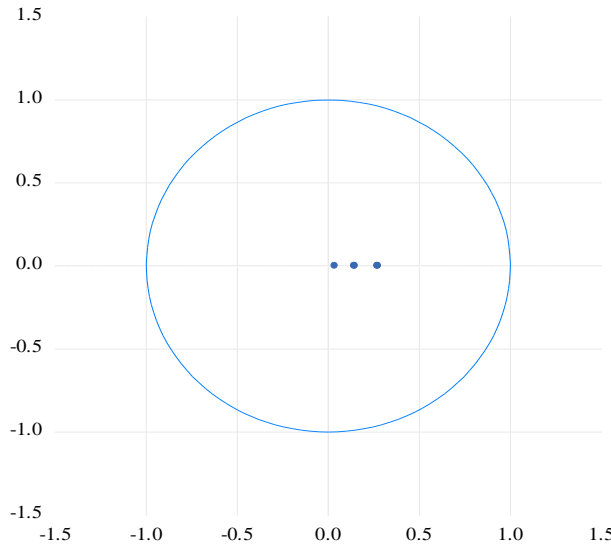
Birim kök ve yapısal kırılmanın incelenmesinden sonra, seriler arasındaki uzun dönem iliřkisinin belirlenmesi amacıyla Johansen teknięi kullanılmıřtır. Analizin yapılmasından önce gecikme deęerinin tespit edilmesi için Var gecikme kriteri kullanılmıřtır. Gecikme kriterinin seçiminde 8 peryotta gecikme deęeri belirlenmiř ve LR, FPE, AIC, SC ve HQ testlerinin tamamı bir gecikme kullanılması uygun olacaęı önerisinde bulunmuřlardır (Tablo 3).

**Tablo 3.** Uygun Gecikme Deęerinin Seçilmesi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	463.2805	NA	2.21e-08	-9.114465	-9.036788*	-9.083019
1	479.5445	31.23980	1.91e-08	-9.258307	-8.947599	-9.132523*
2	487.7016	15.18364	1.95e-08	-9.241617	-8.697879	-9.021496
3	499.1123	20.56169*	1.86e-08*	-9.289352*	-8.512583	-8.974893
4	505.3601	10.88741	1.97e-08	-9.234854	-8.225055	-8.826059
5	508.4489	5.198908	2.22e-08	-9.117800	-7.874971	-8.614667
6	514.2726	9.456244	2.38e-08	-9.054902	-7.579042	-8.457432
7	517.2607	4.674431	2.70e-08	-8.935855	-7.226964	-8.244046
8	521.2864	6.058493	3.01e-08	-8.837354	-6.895433	-8.051208

Uygun gecikme deęerinin tespit edilmesinden sonra Modelin duraęan bir yapıya sahip olup olmadıęını belirlemek için modele otoregresif süreç (AR) karakteristikli polinom ters kök testi uygulanmıř ve test sonuçlarını temsil etmek için birim daire grafięi yapılmıřtır. Őekil 1'de gösterildięi gibi, tüm özkökler daire içindedir. Tahmini VAR modeli, tüm özkökler dairenin içindeyse duraęanlık kořulunu saęlamaktadır. Bu sonuç ise analize devam edilebileceęini gösterir.

**Őekil 4.** AR Karakteristik Polinomunun Ters Kökleri  
Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



VAR modelinin istikrarlı olduęunun belirlenmesinden sonra modelin güvenilirlięini belirlemek amacıyla saęlamlık testi yapılmıřtır. Jargue-Bera test sonucu modelde serilerin normal daęıldıęını, White test sonucu deęiřen varyans sorununun bulunmadıęını ve LM test sonucu ise modelde seri korelasyon sorununun bulunmadıęını göstermiřtir (Tablo 4).



**Tablo 4.** Modelin Saęlamlıęının Test Edilmesi

<b>Otokorelasyon LM Test Sonucu</b>			
Gecikme	LM İstatistięi	df	Olasılık
3	6.257709	9	0.7139
<b>Jarque-Bera Test Sonucu</b>			
3	2.114348	2	0.3474
<b>White Deęişen Varyans Test Sonucu</b>			
3	Ki-Kare 121.8538	108	0.1711

Eřbütünleřme analizinin uygulanması bakımından sorunun bulunmadıęının tespit edilmesinden sonra seriler arasındaki uzun dönem iliřkisinin varlıęının belirlenmesi amacıyla Johansen prosedürü uygulanmıřtır. Eřbütünleřme testine göre en uygun model Pantula Prensibine göre intercept (No Trend) in CE- no intercept VAR modeli olarak belirlenmiřtir. Tablo 5'deki Trace ve maksimum özdeęer testi istatistięine göre bir eřbütünleřme vektörü olduęu kabul edilmektedir. Bařka bir deyiřle, eřbütünleřme vektörlerinin sayısı bire eřittir. Dolayısıyla Trace testi istatistięi ve maksimum özdeęer testi istatistięi sonuçlarına göre deęişkenler arasında eřbütünleřme iliřkisi olduęu için bu iki deęişken arasında uzun dönemli bir iliřki vardır.

**Tablo 5.** Johansen Eřbütünleřme Analizi Sonuçları

<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)</b>				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
r= 0	0.369832	81.01419	29.79707	0.0000
r≤ 1	0.174039	32.52846	15.49471	0.0001
r≤ 2	0.111825	12.45161	3.841465	0.0004
<b>Unrestricted Cointegration Rank Test (Max. Eigenvalue)</b>				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max. Eigenvalue Statistic	0.05 Critical Value	Prob.
r= 0	0.369832	48.48573	21.13162	0.0000
r≤ 1	0.174039	20.07685	14.26460	0.0054
r≤ 2	0.111825	12.45161	3.841465	0.0004

\* Not: r= Koentegrasyon vektörünün sayısını gösterir. Gecikme uzunluęu AIC kriterine göre 3 olarak uygulanmıřtır.

Seriler arasında bir koentegre vektör varsa, söz konusu deęişkenler arasında en azından tek yönlü bir nedensellięin olması gerekmektedir (Kıran, 2007: 273). Bu durumun arařtırılması için VECM'ye baęlı Granger analizi yapılmıř ve sonuçlar Tablo 6' da sunulmuřtur.

**Tablo 6.** VECM'ye Baęlı Granger Nedensellik Analizi Sonuçları (1994Q1-2021Q2)

<b>Baęımlı Deęişken: LNREER (Reel Döviz Kuru)</b>			
Baęımsız Deęişkenler	Ki-Kare	df	Olasılık
D(LNKDB,2)	9.063413	3	0.0285
D(LNUDB,2)	6.911936	3	0.0748
All	18.69345	6	0.0047
<b>Baęımlı Deęişken: LNKDB (Kısa Dönem Borçlanma)</b>			
Baęımsız Deęişkenler	Ki-Kare	df	Olasılık
D(LNREER,2)	13.14001	3	0.0043
D(LNUDB,2)	7.508622	3	0.0573
All	16.44348	6	0.0116
<b>Baęımlı Deęişken: LNUDB (Uzun Dönem Borçlanma)</b>			
Baęımsız Deęişkenler	Ki-Kare	df	Olasılık
D(LNREER,2)	3.507513	3	0.3198
D(LNKDB,2)	3.338405	3	0.3423
All	5.023847	6	0.5408

VECM'ye baęlı olarak uygulanan Granger nedensellik/Blok Dıřsallık Wald testi sonuçlarına göre, kısa dönemde reel döviz kuru ile kısa dönem borçlanma arasında nedensellik iliřkisi bulunmadıęını gösteren  $H_0$  hipotezi reddedilmektedir. Dięer bir deyiřle Granger kısa dönem borçlanma ile reel döviz kuru arasında çift yönlü

nedensellik iliřkisinin bulunduđunu gsteren kanıtlar sunmaktadır. te yandan uzun dnem borlanma ile reel dviz kuru arasındaki iliřkinin bulunduđuna dair sunulan kanıtların zayıf olduđu grlmektedir.

## 5. Tartıřma

Geliřmekte olan lkelerin karřılařtıđı en nemli sorunlardan biri, ekonomik kalkınmayı ve bymeyi finanse edecek yeterli rezervlere sahip olmamasıdır. Bu durum geliřmekte olan lkelerin dıř bor ihtiyalarını artıran nemli sebeplerden biridir. te yandan dviz kurundaki geiřkenlik sonucunda lkelerin makroekonomik gstergeleri olumsuz etkilenebilmekte ve bunun sonucunda lkelerin geliřmiřlik dzeyine ve ekonomik yapılarına bađlı olarak istikrarsızlık sorunu ortaya ıkabilmektedir. lkelerin kalkınma ve yatırım srelerinde borlanma ihtiyaları da reel dviz kurundaki deđiřimlere gre deđiřebilmektedir.

Bu arařtırma ile Trkiye'de reel efektif dviz kuru oynaklıđının devlet finansmanı zerindeki kısa ve uzun vadeli etkileri incelenmiřtir. alıřmada ncelikle geleneksel ADF ve PP birim testleri kullanılarak serilerin durađanlık dzeyleri kontrol edilmiřtir. Ayrıca makroekonomik serilerin řoklardan etkilendiđi bilindiđi iin řokların etkisi Bai-Perron oklu yapısal kırılma testi kullanılarak incelenmiřtir. alıřmanın sonuları, deđiřkenlerin 19941-20212, 19983, 20032, 20084, 20132, 20173 dnemlerinde řoklara maruz kaldıđını gstermektedir. Bu sonu, Trkiye'nin kırılđan ekonomik yapısı ve zlmesi gereken sorunları nedeniyle reel dviz kurundaki deđiřimlerden etkilendiđini gstermesi aısından da nemlidir. Ayrıca Johansen eřbtnleřme sonucuna gre deđiřkenler arasında uzun dnemli bir iliřki vardır. Eřbtnleřme sonularına gre seriler arasında bir eřbtnleřme iliřkisi varsa en az bir ynde nedensellik iliřkisi olmalıdır. Bu nedenle seriler arasındaki nedensellik iliřkisini belirlemek iin VECM'ye dayalı Granger analizi yapılmıř ve sonular reel dviz kurları ile kısa vadeli bor arasında ift ynl bir nedensellik iliřkisinin varlıđını ortaya koymuřtur. alıřmanın sonuları ayrıca uzun vadeli borlanma ile reel dviz kuru arasında zayıf bir nedensellik iliřkisinin olduđunu gstermektedir.

alıřmanın sonuları, ulusal ve uluslararası dzeyde yapılan alıřmaların farklı sonulara varması nedeniyle reel dviz kuru ile kamu borcu arasında bir rtřme olmadıđını gstermektedir. Bu durum ise tartıřmaların yođunlařmasına neden olmaktadır. Nitekim Agnor (1991), Akdođan (2020), Demir ve Sever'in (2008) alıřmalarının sonuları reel dviz kuru ile kamu borlanması arasındaki iliřkinin negatif olduđunu gstermektedir. te yandan Cline (2004), Kouladoum (2018), Aypek ve Erener (2018), Cahyadin ve Ratwianingsih (2020), Erdođan (2020), Tatar ve Erdođan (2020) tarafından yapılan alıřmalar reel dviz kuru ve kamu borcu arasındaki iliřkinin pozitif olduđunu gstermektedir. Bu sonular, reel dviz kuru ile devlet borcu arasındaki iliřkinin incelendiđi alıřmalarda elde edilen sonuların farklılık gstermesi daha fazla kanıt ihtiyaı ortaya ıktıđından arařtırma kapsamlarının geniřletilmesi gerektiđini ortaya koymaktadır. Bunun yanında sonuların deđerlendirilmesinde lkelerin sosyal, siyasi, ekonomik yapısı ve zelliklerinin de dikkate alınması gerekmektedir. Ayrıca, bu ve literatrdeki diđer alıřmaların sonuları reel dviz kuru ile kamu borcu arasında uzun vadeli iliřkiyi gstermektedir. Bu sonuta ekonomik ve politik erevede dikkate alınması gereken ve politik uygulamalarda dikkate alınması gereken nemli bir durumdur.

Bunescu (2014), Yien ve ark. (2017), Cahyadin ve Ratwianingsih (2020), reel efektif dviz kuru hareketlerinin devlet borcunu artırdıđını gstermektedir. Bu etkinin sadece kamu borcu ile sınırlı olmadıđı, diđer makroekonomik gstergeleri de etkilediđi arařtırma sonularından anlařılmaktadır. Ayrıca Bunescu (2014), Aypek ve Erener (2018), Tatar ve Erdođan (2020) alıřmaları da reel efektif dviz kuru ile kamu borlanması arasında tek ynl veya ift ynl nedensellik iliřkisinin varlıđını gstererek arařtırmamızın sonularını desteklemektedir. Diđer bir sorun ise, artan kamu borcunun dviz kuruyla iliřkili riskleri artırmasıdır. Bu sonu, lkelerin kamu borlanmasından dođabilecek risklere karřı gerekli nlemleri almaları gerektiđini gstermesi aısından nemlidir. Ayrıca sonular, kamu borcunun ynetilmesi sz konusu olduđunda bte disiplininden taviz verilmemesi gerektiđini gstermektedir. Ayrıca, dviz kuru politikalarında karřılařılan istikrarsızlıkların giderilebilmesi iin dviz dengesini sađlayacak ekonomik teorilerin dikkate alınması gerekmektedir.

Kamu dıř borcundaki artıř dıř kořullara duyarlılıđı artırmakta ve ekonomiyi zayıflatabilmektedir. Bor deđiřken faizli olduđunda, yksek yabancı faiz oranları, daha yksek bor deme maliyetlerine yol amakta ve bte harcamaları olumsuz etkilenmektedir. Aynı řekilde, para biriminde meydana gelen deđer kaybı, borcun artmasına neden olabilir. Bu durumda hkmetler byyen aıkları kapatmak iin bor aldıklarında, dıř borlanmadaki dzey zamanla srdrlemez borca dnřmekte ve dvizin tamamen kullanılmasına yol amaktadır. Bu durum ise

uzun dönemde borç krizinin nedenlerinden birisini oluřturmaktadır (Eser ve Birinci, 2014: 43). Bunun yanında Türkiye’de uygulanan politikaların da kamu borçlarını etkilediđi gözlemlenmektedir. Nitekim 1980 sonrasında uygulanan yüksek faiz-düşük kur politikalarının ekonomi üzerinde yararlı sonuçlar sağlamadığı gözlemlenmiştir. Bunun en önemli nedeni yüksek faiz-düşük kur çerçevesinde uygulanan politikaların piyasalardan iç borçlanmayı pahalı, dış borçlanmayı ise ucuz hale getirmesidir. Bu nedenle özellikle özel sektörün olumsuz etkilenerek dış borçlanmasının arttığı gözlemlenmiştir. Böyle bir yapı içerisinde olan özel sektör, devalüasyon durumunda yaygın iflaslarla karşı karşıya kalmaktadır. Reel kur politikası uygulanması durumunda ise hem kamunun dış borç ihtiyacı karşılanacak, hem de özel sektörün dış borçlanması makul seviyelere düşerek kriz risklerinin azalmasında etkili olabilecektir (Olcay, 2013: 146). Öte yandan Türkiye üzerinde yapılan önemli arařtırmalar Türkiye’nin kamu dış borcu ve CDS risk primleri arasındaki nedensellik ilişkisinin de dikkate alınması gerektiğini ve ikili nedensellik ilişkisinin bulunduđunu ortaya koymaktadır. Bu durumun da dikkate alınarak risk primini azaltan politikalara önem verilmesi istikrar ve güven bakımından önem taşımaktadır (Akkuş, 2020: 223).

Türkiye’nin kamu borçlanmasında istikrarlı bir politika sürdürmesi bakımından mali disiplin büyük önem taşımaktadır. Nitekim Türkiye, 2001 Şubat krizi sonrasında mali disipline önem vererek kamu dengelerinin sağlanması bakımından önemli başarılı sonuçlara ulaşmıştır (Peker ve Bölükbař, 2013: 299). Uluslararası piyasalarda para birimleri güçlü olmayan ve bu nedenle borç stokunun büyük bir kısmı yabancı para cinsinden olan gelişmekte olan ülkelerde döviz kuru dinamiklerinin belirlenmesi önemlidir. Bunun yanında yabancı para cinsinden borçlanmanın bir diđer nedeni de döviz girişinin sınırlı olmasıdır. Bunun nedeni, ekonomide bu borcun geri ödenmesi için borç alınması gereken bir döviz borcunun olmasıdır. Türkiye gibi genel cari açık sorunu ile mücadele eden ve net döviz fazlası vermeyen ülkelerde borç sarmalı borç artışının önemli nedenlerinden biridir (Akdoğan, 2020). Bu perspektiften; salgın krizi sonrası uygulanan politikalar ve çeşitli faktörler nedeniyle Merkez Bankası kararlarının etkisinin sınırlı kalması, artan ve kaçınılmaz enflasyonun yanı sıra doğrudan veya dolaylı olarak çeşitli piyasa etkileri, derecelendirme kuruluşlarının notları ve yapısal reformların uygulanamaması ve finansal riskleri artırmaya devam etmektedir. Bu duruma bađlı olarak reel döviz kurlarındaki oynaklık artmakta ve kamu borcu yükselmektedir. Ayrıca Maastricht Antlaşması bağlamında, kamu borç riski yönetimi kapsamında ulařılacak yeni nicel ve nitel kamu maliyesi parametrelerinin belirlenmesi ekonomik refah ve büyümenin sağlanması bakımından da önemli olarak düşünülmesi gereken önemli konulardan birisidir. Sürdürülebilir kamu borç yönetiminin uygulanmaması durumunda risklerin artması hem ekonomik büyüme hem de toplumsal refah üzerinde kısıtlamalara yol açacaktır (Briceño ve Perote, 2020)

## 6. Sonuç

Bu çalışmada, 1994 yılının ilk çeyreğinden 2021 yılının ikinci çeyreğine kadar olan dönem için Türkiye ekonomik verileri ile reel efektif döviz kuru ve kamu borçlanması arasındaki ilişki incelenmiştir. Bai-Perron yapısal kırılma analizinin sonuçları, yapısal kırılmanın 1998Q3, 2003Q2, 2008Q4, 2013Q2, 2Q3’teki siyasi ve ekonomik gelişmeden kaynaklandığını göstermektedir. Öte yandan, sonuçlar reel döviz kuru ile kısa vadeli kamu borçlanması arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi bulunduđunu ortaya koymakta ve literatüre katkı sağlamaktadır. Çalışmamızın sonuçları, Türkiye ekonomisinin sosyal, politik, ekonomik ve finansal kırılmalara açık bulunduđunu göstermesi açısından önemlidir. Türkiye ekonomisinin şoklardan etkilenmesinden dolayı iç ve dış dengeyi sağlamaya yönelik makroekonomik politikalar uygulanırken, istikrara öncelik verilmesi ve bu doğrultuda ekonomi politikalarının uygulanmasına önem verilmelidir. Bu bağlamda, politika uygulayıcılarının ekonomik ve siyasi belirsizliğin ortaya çıkardığı finansal riskleri ortadan kaldıracak tedbirler alması, para ve maliye politikalarının birbirini destekleyecek şekilde uygulanması gerekmektedir. Bunu yaparken, para ve maliye politikası düzenlemelerindeki yapısal aksaklıkları dengeleyen ekonomi politikalarının uygulanmasına da dikkat edilmelidir. Ayrıca, ithalata bađımlılığın yerini katma değeri yüksek üretime bırakmak, katma değerli alanlarda borç kullanımı ve sabit sermaye yatırımı gibi sorunların çözümüne de odaklanılmalıdır. Bunun yanında, ekonominin dış finansmana bađımlılığının azaltmak için bir makroekonomik stratejik plan geliştirilmeli ve uygulanmalıdır.

## Kaynakça

AGÉNOR, P. R. (1991), Output, devaluation and the real exchange rate in developing countries, *Review of World Economics* (Weltwirtschaftliches Archiv), 127, issue 1, p. 18-41.

ADEREMÍ, T., FAGBOLA, L., SOKUNBÍ, G. ve EBERE, C. (2020). Investigating external debt and exchange rate fluctuations in Nigeria: Any difference with ARDL model? *Studia Universitatis Babeş-Bolyai Oeconomica*.

- AKDUĐAN, U. (2020). Türkiye’de döviz kuru hareketleri ve kamu borcu iliřkisi. *Karadeniz Sosyal Bilimler Dergisi*, 12 (22), 75-97.
- AKKUŐ, Ö. (2021). CDS risk primleri ile dıŐ borçlanma iliřkisi: Simetrik ve asimetrik nedensellik analizi. *Uluslararası İktisadi ve İdari İncelemeler Dergisi*, (31), 215-228.
- ASONUMA T. (2016). Sovereign defaults, external debt and real exchange rate dynamics, IMF Working Papers, Issue 037, p.48.
- BAİ, J., PERRON, P. (2003), Computation and analysis of multiple structural change models, *Journal of Applied Econometrics*, 18, issue 1, p. 1-22.
- BOZOKLU, Ő. ve YILANCI, V. (2010), Reel döviz kurlarının durađanlıđı: E7 ülkeleri için ampirik bir inceleme. *Maliye Dergisi*, 158, 587-606.
- BRİCEÑO H.R. ve PEROTE J. (2020). "Determinants of the Public Debt in the Eurozone and Its Sustainability Amid the Covid-19 Pandemic," *Sustainability*, MDPI, vol. 12(16), pages 1-29, August.
- BULUT, C. ve CANBOLAT, Y. (2013), Türkiye ekonomisi’nde artan kamu açıklarının enflasyon, faiz oranı ve döviz kuru üzerindeki etkileri.
- BUNESCU, L. (2014), The impact of external debt on exchange rate variation in Romania, *Economics and Sociology*, Vol. 7, No 3, 104-115. Doi: 10.14254/2071-789X.2014/7-3/8
- CÉLINE, B. (2004). Public debt and real exchange rate: the case of the South American countries within a framework of new open economy macroeconomics. IMF working paper, 16(09).
- DEMİR, M. ve SEVER, E. (2008). Kamu iç borçlanmasının büyüme, faiz ve enflasyon oranı üzerindeki etkileri. *Elektronik Sosyal Bilimler Dergisi*, 7 (25) ,170-196.
- EİCHENGREEN, B. ve HAUSMANN R. (2005), “Original Sin: The road to redemption,” in B. Eichengreen and R. Hausmann (eds.), *Other People’s Money*. Chicago: Chicago University Press.
- ESER Y. ve BİRİNCİ N. (2014). İç ve dış borç tercihini etkileyen faktörler, *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 10(23).
- GÖKTAŐ, P. ve DİŐBUDAK, C. (2014). Modelling inflation uncertainty with structural breaks case of turkey (1994–2013). *Mathematical Problems in Engineering*, 2014, 1–19.
- HANSEN J. ve ROEGER W. (2000). Estimation of Real Equilibrium Exchange Rates, *Economic Papers*, No. 144.
- GOVIL R. (2014). Exchange rates: concepts, measurements and assessment of competitiveness, Bangkok, Thailand, November 24 – December 3. <https://www.imf.org/external/region/tlm/rr/pdf/Nov5.pdf>
- İLGÜN, M. F., DUMRUL, C. ve AYSU, A. (2014). Bütçe açıklarının reel döviz kuru üzerindeki etkileri: Türk ekonomisi üzerine bir uygulama. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 10 (23), 13-30.
- KELLY L. ve SİENKO D. L. (2018). Before and after analysis: an application of structural break testing to the determination of economic damages, <https://www.aeaweb.org/preliminary/paper>.
- KIRAN, B. (2014). Türkiye’de reel döviz kuru ile kısa ve uzun vadeli sermaye hareketleri iliřkisi. *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22 (1), 269-283.
- KOULADOUM, J. C. (2018). "External debts and real exchange rates in developing countries: evidence from Chad," *MPRA Paper* 88440, University Library of Munich, Germany.
- KUMAR A., BHUTTO NİAZ A., MANGRİO K. A. ve KALHORO M. R. |DORAN J. (Reviewing editor) (2019). Impact of external debt and exchange rate volatility on domestic consumption. New evidence from Pakistan, *Cogent Economics and Finance*, 7:1
- MACKTON W. S., ODONDO A. ve NYONGESA D. (2018). *Asian Journal of Economics, Business and Accounting*, 6(4): 1-20.
- MORİNA F., HYSYA E., ERGÜN U., PANAIT M. ve VOİCA M. C. (2020). The effect of exchange rate volatility on economic growth: case of the CEE Countries, *J. Risk Financial Manag.*, 13(8), 177; <https://doi.org/10.3390/jrfm13080177>
- ODABAŐI, Y. ve ÇETİN, M. (2019). İşsizlik, reel döviz kuru ve ham petrol fiyatlarının cari açık üzerindeki etkisi: Türkiye üzerine bir uygulama. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (61), 159-172.

- OLCAR A. (2013). Türkiye'nin dıř borç sorunu ve kriz etkileri, Hitit Üniversitesi SBE, YL Tezi, Çorum.
- OPUŐ, S. (2002). Dıř borçlanmanın sınırı ve Türkiye. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (19), 183-206.
- OUHİBİ S. ve HAMMAMİ S. (2020), An econometric study of the impact of inflation, exchange rate and interest rate on public debt using four panels of countries, *Journal Of Economics and Economic Education Research*, 21 (2). <https://www.abacademies.org/articles/an-econometric-study-of-the-impact-of-inflation-exchange-rate-and-interest-rate-on-public-debt-using-four-panels-of-countries-9264.html> (28.01.2022)
- ÖZKUL, G. ve ÖZTÜRK, A. (2021). Türkiye'de Döviz Kuru Oynaklığı ile Dıř Borç Stoku Arasındaki İliřkinin Toda-Yamamoto Nedensellik Testi ile Analizi. *Bankacılık ve Finansal Arařtırmalar Dergisi*, 8(1), 46-63.
- PARK, D., RAMAYANDİ, A. ve TIAN, S. (2020). Debt buildup and currency vulnerability: evidence from global markets, Asian Development Bank, Economics Working Paper Series No. 623.
- PEKER, O. ve BÖLÜKBAŐ, M. (2013). Türkiye'de dıř borçlanmanın belirleyicileri: ekonometrik bir analiz. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 27 (2) , 289-302.
- PHİAKEO K. (2017). Exchange rate pass-through to inflation and its effect on economic growth in a dollarized economies: the case of Southeast Asian countries. The University of Tokyo.
- PHİLLİPS, P. C. ve PERRON P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75 (2), 335-346.
- RODRİK, D. (2008), The real exchange rate and economic growth, *brookings papers on economic activity*, 39 (2) (Fall), 365-439.
- SERTKAYA Z. (2021). Kamu borçlarının ekonomik büyüme üzerine etkileri: Türkiye örneđi, *Aydın Adnan Menderes Üniversitesi*, Yayınlanmamıő YL Tezi, Aydın.
- SEZGENÇ (2019). Kamu borçları ve gelir dađılımı iliřkisi, *Karamanođlu Mehmetbey Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü*, Yayınlanmamıő YL Tezi, Karaman.
- ŐANLI D., SONGUR M. ve MURATOđLU Y. (2018). Kamu borcu ve enflasyonun büyüme üzerindeki etkisini yeniden gözden geçirmek: AB 15 örneđi, *Gümüőhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Elektronik Dergisi*, 9 (23), 42-55.
- TATAR H.E. ve ERDOđAN S. (2020). Türkiye'de döviz kuru ve dıř borç iliřkisi, *Uluslararası Yönetim İktisat ve İřletme Dergisi*, 16 (1), *Int. Journal of Management Economics and Business*.
- TCMB (2021). Ödemeler dengesi raporu, 2009-II. Ankara.
- USLU, H. (2020). Türkiye'de bütçe açıklarının reel döviz kuru üzerindeki etkileri: ampirik bir analiz. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Meslek Yüksekokulu Dergisi*, 23 (2), 460-478.
- UYSAL, D. ve ALPTEKİN V. (2009), "Türkiye ekonomisinde büyüme – işsizlik iliřkisinin var modeli yardımıyla sınanması (1980 – 2007)", *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 25.
- WU X. ZHU S. BAİ Z. ve Lİ X. (2018). Research on multiple structural breaks of a-share market based on Bai-Perron and modified ICSS test, *International Journal of Business and Social Science*, 10 (12), 160-168.
- YAMAK, P. R. ve KORKMAZ, A. (2011). Reel döviz kuru ve dıř ticaret dengesi iliřkisi. *Istanbul University Econometrics and Statistics e-Journal*, 0 (2),16-38.
- YIEN L. C., ABDULLAH H. ve AZAM M. (2017). "Granger causality analysis between inflation, debt and exchange rate: evidence from Malaysia," *International Journal of Academic Research in Accounting, Finance and Management Sciences*, vol. 7(1), 189-196, January.
- YUSSUF, Y.C. (2021). Cointegration test for the long-run economic relationships of East Africa community: evidence from a meta-analysis. *Asian Journal of Economics and Banking*.