



## TÜRKİYE'DE TASARRUF YATIRIM AÇIĞI VE CARİ AÇIK EŞBÜTÜNLEŞİK MİDİR? DÖNEMLERARASI YAKLAŞIM

### IS SAVING INVESTMENT DEFICIT AND CURRENT ACCOUNT DEFICIT IN TURKEY CO-INTEGRATED? AN INTER-TEMPORAL APPROACH

Cemal ÖZTÜRK<sup>1</sup>, İsmail ÇEVİŞ<sup>2</sup>, Hanım BOZKURT<sup>3</sup>



1. Arş. Gör., Pamukkale Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, cemalo@pau.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0003-3850-7416>
2. Prof. Dr., Pamukkale Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, İcevis@pau.edu.tr, <https://orcid.org/0000-0001-6246-8707>
3. Yüksek Lisans Öğrencisi, Pamukkale Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İktisat Ana Bilim Dalı, hanimbozkurt@outlook.com.tr, <https://orcid.org/0000-0001-8723-1087>

**Makale Türü** Article Type  
Araştırma Makalesi Research Article

**Başvuru Tarihi** Application Date  
08.04.2021 04.08.2021

**Yayına Kabul Tarihi** Admission Date  
31.07.2023 07.31.2023

**DOI**  
<https://doi.org/10.30798/makuiibf.911894>

#### Öz

Çalışmada kullanılan teorik model cari işlemler dengesi analizlerinde temel referans olarak kabul gören Obstfeld and Rogoff (1994, 1996)'un geliştirdiği zamanlara arası yaklaşıma (intertemporal approach) dayanmaktadır. Bu zamanlar arası yaklaşıma göre cari işlemler dengesi, ileriye dönük dinamik tasarruf ve yatırım kararlarının bir sonucudur. Bu çalışmada, Türkiye'de tasarruf ve yatırım dengesinin cari işlemler dengesi üzerindeki etkisi, 1975-2019 dönemi için çeşitli eş bütünlüşme yöntemleri kullanılarak analiz edilmiştir. Eş bütünlüşme testlerinde karşılaştırma sağlamak için Engle-Granger ve Johansen eş bütünlüşme testleri kullanılmıştır. Yapılan analiz sonucunda cari işlemler dengesinin Gayri Safi Yurtiçi Hasıla'ya oranı ile yatırımların Gayri Safi Yurtiçi Hasıla'ya oranı ve tasarrufların Gayri Safi Yurtiçi Hasıla'ya oranı arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmuştur. Buna ek olarak eş bütünlüşme tahmincileri olan FMOLS, DOLS ve CCR kullanılmış, elde edilen bulgulara bakıldığında tasarruf yatırım dengesi ile cari işlemler dengesi arasında negatif bir ilişki olduğu belirlenmiştir.

**Anahtar Kelimeler:** Tasarruf, Yatırım, Zaman Serisi Modelleri, Eş Bütünlüşme, FMOLS, DOLS, CCR.

#### Abstract

The theoretical model used in the study is based on the intertemporal approach developed by Obstfeld and Rogoff (1994, 1996), which is accepted as the primary reference in current account balance analysis. According to this intertemporal approach, the current account balance results from forward-looking dynamic saving and investment decisions. In this study, the effect of savings and investment balance on the current account balance in Turkey was analyzed using various cointegration methods for the period 1975-2019. Engle-Granger and Johansen cointegration tests were used to provide a comparison in cointegration tests. As a result of the analysis, a long-term relationship was found between the ratio of the current account balance to Gross Domestic Product, the ratio of investments to Gross Domestic Product, and the ratio of savings to Gross Domestic Product. In addition, the cointegration estimators FMOLS, DOLS, and CCR were used. The findings revealed a negative relationship between the savings-investment balance and the current account balance.

**Keywords:** Saving, Investment, Time-Series Models, Co-Integration, FMOLS, DOLS, CCR.

## **EXTENDED SUMMARY**

### **Research Problem**

The main aim of this study is to examine the relationship between the savings-investment balance and the current account balance with the co-integration approach for the period 1975-2019 in Turkey based on the intertemporal approach in which the current account balance is the result of forward-looking dynamic savings and investment decisions.

### **Research Questions**

Is there a long-term relationship between the savings-investment deficit and the current account balance within the framework of the inter-temporal approach in Turkey?

### **Literature Review**

When empirical studies conducted in the relevant field are examined in the literature, it can be said that the studies are concentrated from the point of view of external equilibrium. At the same time, the issue is less addressed than the window of the savings-investment deficit relationship. Studies conducted in the framework of savings-investment deficit and current account deficit are mainly aimed at investigating whether there is a relationship between them and whether it is sustainable. Studies conducted in the framework of savings-investment deficit and current account deficit are mainly aimed at investigating whether there is a relationship between them and whether it is sustainable. When empirical studies conducted in the relevant field are examined in the literature, it can be said that the studies are concentrated from the point of view of external equilibrium. At the same time, the issue is less addressed than the window of the savings-investment deficit relationship.

### **Methodology**

In the study, the current account balance, domestic savings, and investment ratio to GDP in Turkey for the period 1975 - 2019 were taken, and the data set of the variables were compiled from the International Financial Statistics on an annual period. In the study, Engle-Granger and Johansen cointegration tests were used to provide a comparison in cointegration tests. Also, FMOLS, DOLS, and CCR, cointegration estimators, were used to obtain long-term coefficients.

### **Results and Conclusions**

In a country where domestic savings rates are low, it is difficult to meet domestic investments. As a result, the need for foreign capital increases and this increases the country's vulnerability to foreign debt stock and economic shocks. One reason for the current account deficit in Turkey is a savings deficit in domestic savings. Failure to meet the domestic investment of domestic savings in Turkey, in other words, there are many factors based on domestic savings deficit. Production structure comes first among these factors. Apart from this, there are other factors such as foreign trade structure, fragility in the financial sector, and behavioral structure in economic decision-making units. In this study, savings-investment balance and the current account balance relations in Turkey were examined for the period 1975 to 2019. Accordingly, the long-term relationship between saving and investment rate and the

current account balance ratio to GDP has been tested by Engle-Granger and Johansen co-integration tests. According to the findings obtained from the study, these tests indicate that the relevant variables are cointegrated, that is, the existence of a long-term relationship. Also, long-term coefficients were obtained with cointegration coefficients. The coefficients obtained by FMOLS, DOLS, and CCR estimators are in line with economic theory and are statistically significant. Due to the development and deepening of financial markets, domestic savings can be increased by reducing volatility in the return of financial assets by ensuring stability in financial markets. At this point, the coordination of monetary and fiscal policies becomes essential. It is of great importance to reduce fiscal dominance through fiscal policy, supporting monetary policy measures that ensure financial stability without compromising the price stability of the CBRT. At this point, it can be said that providing a structural and legal framework that increases the speed of adaptation to financial innovations in the banking system will also be supportive. Besides, the implementation of Micro-based measures that encourage domestic savings will also contribute. Policy practices in this direction will not only contribute to the elimination of the domestic savings deficit, but also that the current account deficit can improve the quality of financing, and even stop the current account deficit from being a problem

## 1. GİRİŞ

Makroekonomik istikrar, bir ülkede iç ve dış denge koşullarının birlikte gözetildiği bir makroekonomik yapıyı tanımlamaktadır. İç denge, dar anlamda fiyat istikrarını, geniş anlamda ise fiyat istikrarı ile birlikte tam istihdamın sağlanmasını ifade etmektedir. Dolayısıyla iç dengeye ilişkin temel makroekonomik göstergeler enflasyon, büyüme, istihdam gibi göstergeler olmaktadır. Dış denge ise dar anlamda dış ticaret dengesini ifade ederken geniş anlamda ödemeler bilançosu dengesinin sağlanması anlamına gelmektedir. Bir başka açıdan makroekonomik istikrarı, konjonktürel dalgalanmaların sıklığı ve derecesinin düşüklüğü olarak tanımlamak da mümkündür. Bu açıdan bakıldığında, ülkenin dış dünyaya karşı ekonomik itibarını ifade eden ödemeler bilançosunun otonom (iktisaden dengesizlik oluşturabilen) hesaplarından biri cari işlemler dengesi hesabıdır.

Ödemeler bilançosunun ana kalemlerinden bir olan cari işlemler hesabının iki boyutu olduğu söylenebilir. Birincisi, ülkenin yurtiçi tasarruflar (kamu ve özel sektör) ve yatırım harcamaları arasındaki denge ya da dengesizlik ve buna bağlı olarak iktisadi büyüme potansiyelidir. Diğeri ise yurtiçi yerleşiklerin belirli bir dönemde yurtdışı yerleşikler ile gerçekleştirmiş olduğu mal ve hizmet ticareti gibi ekonomik işlemleridir.

1980'li yılların başlarından itibaren dünya ekonomisinde mal ticaretinin yanı sıra sermaye akımlarında da serbestleşme eğilimlerinin hız kazandığı görülmektedir. Küresel ekonomideki gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasında önem kazanan bu yapı, ülkeleri birbirleri ile daha sıkı bir konuma getirmiştir. Artan bu entegrasyon düzeyi ile birlikte bir ülke ya da ülke grubunda ortaya çıkabilecek makroekonomik istikrarsızlık diğer pek çok ülke üzerinde etkili olabilmektedir. Bu açıdan bakıldığında, makroekonomik istikrarsızlık göstergelerden biri de yüksek cari açık oranı gelmektedir. Yüksek cari açığın yaratabileceği finansal istikrarsızlığın önüne geçebilmek, bazı gelişen piyasa ekonomilerinde olduğu gibi Türkiye ekonomisinin de son yıllarda ilgilendiği önemli konulardan biri haline gelmiştir.

Teorik olarak bakıldığında, dışa açık bir ekonomide kamu ve özel sektör tasarruflarından oluşan yurtiçi tasarruflar, özel sektör yatırımlarını ve cari açığın finansmanında kullanılmaktadır. Diğer bir ifadeyle, dışa açık ekonomilerde yurtiçi tasarruflar özel sektör yatırımlarından daha düşük olduğu sürece, cari açık oluşmaktadır. Bu durumda cari açığın finansmanı için yurtdışı yerleşiklerin tasarruflarına ihtiyaç duyulmaktadır. Yani ülkeye net sermaye girişi gerçekleşmekte ve ülkenin net finansal varlıklarında azalmalar ortaya çıkabilmektedir. Ülke ekonomisinde yaşanabilecek ani sermaye çıkışları sonucunda da bu finansman ihtiyacını daha da derinleşebilmektedir. Bu nedenle, finansal istikrar çerçevesinde, tasarruf yatırım dengesi ile cari açık arasında sıkı bir ilişki olduğu söylenebilir. Dolayısıyla finansal piyasaların gelişmesi ve istikrarı son derece önemlidir.

Türkiye, 24 Ocak 1980 kararları ile ithal ikameci sanayileşme politikalarından vazgeçerek ihracata dayalı sanayileşmeye yönelmiştir. Bu çerçevede 1983 yılında dış ticaretin serbestleştirilmesi ve

ardından da 1989 yılında finansal liberalizasyon gerçekleştirilmiştir. 1990’li yıllarda alt yapı yatırımlarına ağırlık verilmiş ve özelleştirme girişimlerine hız verilmiştir. Kamu açıklarından kaynaklı Nisan 1995 krizi yaşanmış, 1998 Asya ve Rusya krizinden önemli ölçüde etkilenmiştir. IMF’in de desteklediği Döviz kuru çıpasına dayalı 2000 yılı Enflasyonu Düşürme Programı’nın içerisinde barındırdığı tutarsızlıklar ve bankacılık sektöründe oluşan kırılganlıkların da etkisiyle Kasım 2000 ve Şubat 2001 krizler ile karşı karşıya kalmıştır. 2002 Güçlü Ekonomiye Geçiş İstikrar Programı ile dalgalı kur sisteminde bankacılık sektörünün ve ekonominin yeniden yapılandırılmasına yönelik birçok yasal ve kurumsal düzenlemeye gidilmiştir. Ocak 2006’da enflasyon hedeflemesine dayalı para politikası stratejisine geçilmiş olup, özellikle kamu maliyesinin disipline edilmesi ve enflasyonun düşürülmesi gibi makroekonomik göstergelerde önemli ölçüde iyileşme sağlanmıştır. 2008 küresel krizin öğretileri doğrultusunda TCMB 2010 yılının son çeyreğinde fiyat istikrarından ödün vermeden finansal istikrarı da amaçlaya başlamıştır. 2013 yılında FED’in tahvil alımını azaltacağı ve faiz oranını artıracığı beklentileri ile birlikte Türkiye cari açık oranı yüksek bir ülke olarak kırılgan ülkeler sınıfında yer almıştır. Ağustos 2018 yılında yaşanan döviz kuru şoku ile birlikte son yıllarda finansal istikrar çerçevesinde cari açık sorunu günümüzde halen önemini korumaktadır. Dolayısıyla, Türkiye’de ekonominin kriz yılları hariç cari açık ile karşı karşıya kaldığı dikkate alındığında, cari açık sorunu ekonomik yapı ile yakından ilişkili olduğu söylenebilir.

Finansal istikrar, fon transferinin sağlanması, likiditesi görece olarak yüksek varlıkların oluşturulması, finansal piyasaların riskin paylaşımı ve işlem maliyetlerinin düşürülmesi gibi fonksiyonlarını aksaksız bir şekilde yerine getirmesi olarak ifade edilebilir. Bir başka ifadeyle, finansal istikrar, finansal sistemin dengelerini bozabilecek beklenmedik durumlara karşı ekonominin dayanıklı olmasıdır. Bu açıdan bakıldığında, finansal piyasaların gelişmesi, derinleşmesi ve finansal araç çeşitliliğinin artırılması, yurtiçi tasarrufların teşvik edilerek finansal piyasalara kazandırılması özellikle, finansal istikrar bağlamında tasarruf yatırım dengesi ile cari açık ilişkisi önemli hale gelmektedir.

Bu çalışmanın temel amacı, Obstfeld ve Rogoff (1994, 1996)’un geliştirdiği ve cari işlemler dengesinin ileriye dönük dinamik tasarruf ve yatırım kararlarının bir sonucu olduğu temel alan zamanlara arası yaklaşıma (intertemporal approach) dayanarak Türkiye’de 1975-2019 dönemi için eş bütünleşme yaklaşımı ile tasarruf-yatırım dengesi ile cari işlemler dengesi arasındaki ilişkiyi incelemektir. Bu amaca yönelik olarak; çalışmanın birinci bölümünde Türkiye’de tasarruf-yatırım açığı ve cari açığın gelişimi ele alınmıştır. İkinci bölümde literatürdeki çalışmalar ışığında teorik model sunulmuştur. Ekonometrik analizin yer aldığı dördüncü bölümde veri seti, ekonometrik yöntem ve çalışmanın bulgularına yer verilmiştir. Son bölümde de sonuç ve değerlendirme yapılmıştır.

Literatürde ilgili alanda yapılan ampirik çalışmalar incelendiğinde, çalışmaların dış denge bakış açısından yoğunlaştığı görülürken, konunun tasarruf-yatırım açığı ilişkisinin penceresinden daha az ele alındığı söylenebilir. Tasarruf yatırım açığı ve cari açık çerçevesinden yapılan çalışmalar daha çok

aralarında ilişkinin olup olmadığının ve varsa sürdürülebilir olup olmadığının araştırılması yönündedir. Bu çalışma ile kullanılan ekonometrik yöntem sayesinde ilişkinin derecesi de ortaya konularak literatüre katkı yapacağı beklenebilir. Daha önemlisi konunun finansal istikrar çerçevesinde değerlendirilip olası politika önerileri sonraki çalışmalara yönlendirici nitelikte olacağı beklenebilir.

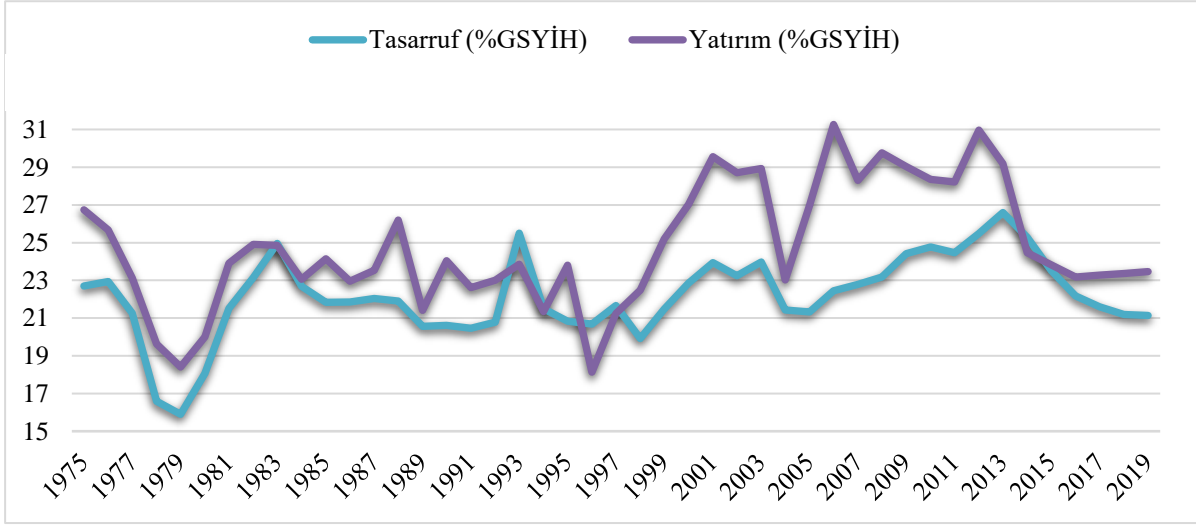
## 2. TÜRKİYE EKONOMİSİNDE TASARRUF-YATIRIM AÇIĞI VE CARİ AÇIK SORUNU

Petrol şoklarının etkisiyle dünya ekonomisinde olduğu gibi Türkiye ekonomisinde de yüksek enflasyon ile birlikte ekonomik durgunluğun bir arada bulunduğu 1970'li yılların ikinci yarısında, negatif reel oranı gerçekleştirmeleri sonucunda yurt içi tasarruf oranlarında ciddi düşmeler gerçekleşmiştir. Ayrıca artan belirsizlikle beraber, tasarrufların yatırımlara dönüşme oranı yavaşlamış ve yatırım oranları da düşmüştür. Yani bu dönemde ortaya çıkan borç krizi sürecinin, Grafik 1'den de görüleceği üzere, tasarruf ve yatırım oranlarına olumsuz yansıdığı söylenebilir.

Türkiye ekonomisinde yapısal dönüşümü sağlayan 24 Ocak 1980 kararları ile ve piyasa ekonomisi yerleşik olduğu bir ekonomik yapı oluşturulması amaçlanmıştır. 1980 sonrası dönemde dış ticaretin serbestleştirilmesi, ardından finansal liberalizasyon süreci ile beraber pozitif reel faiz oranına ve gerçekçi kur düzeyini imkan veren piyasa dinamiklerine uyumlu ekonomi politikalarının katkısı ile tasarruf oranlarında ve yatırım oranlarında iyileşmeler yaşandığı ve hatta 1983-1993 arası dönemde yatırım oranlarının tasarruf oranlarının üzerinde olduğu görülmektedir. Ancak, kamu bütçe açıklarının neden 1994 Türkiye krizi, 1998 Asya ve Rusya krizlerinin etkisiyle hem tasarruf hem de yatırım oranlarında ciddi düşüşler olmakla beraber, yatırım oranının tasarruf oranının altında kaldığı görülmektedir. 1999 yılı sonrası 2001 Şubat krizine kadar tasarruf oranları artışı ve yatırım harcamalarında önemli artışlar yaşanmıştır.

Türkiye'de 2002 sonrasındaki döneme bakıldığında 1990'lı yıllardaki gibi tasarruflar, yatırımları finanse etmeye yetecek seviyede olmamıştır. 2001 krizi sonrası Güçlü Ekonomiye Geçiş İstikrar programını uygulanmaya başlanmış olmasına rağmen, FED'in %5 olan faiz oranını %2 seviyelerine düşürdüğü 2002-2005 döneminde küresel likidite bolluğunun etkisiyle sermaye akımları Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelere yönelmiştir. Düşük faiz oranlarının gerçekleştiği bu dönemde yurtiçi tasarruf oranı düştüğü görülmektedir. Uslu (2020)'ye göre, bu dönemde Türkiye'deki bankalar yeterli mevduat toplayamamış ve diğer ülkelerden sendikasyon kredisi kullanmışlardır. Son olarak bu krediler, özel sektörün ve ülkenin dış borç stokunu arttırmıştır. 2006-2013 yılları arası dönem tasarruf ve yatırımın hız kazandığı, hatta 2008 küresel krize rağmen yatırım oranının tasarruf oranından oldukça yüksek gerçekleştiği dönem olarak bakılabilir (Grafik1). FED'in para politikasındaki normalleşmenin oluşma başladığı 2013 sonrası dönemde gelişmekte olan ülkelere sermaye çıkışlarının etkisiyle Türkiye'de tasarruf ve yatırım oranında düşüşler yaşanmış olup, daha önemlisi yatırım ve tasarruf oranının birbirine yakın olacak şekilde yatay seyretmesi söz konudur.

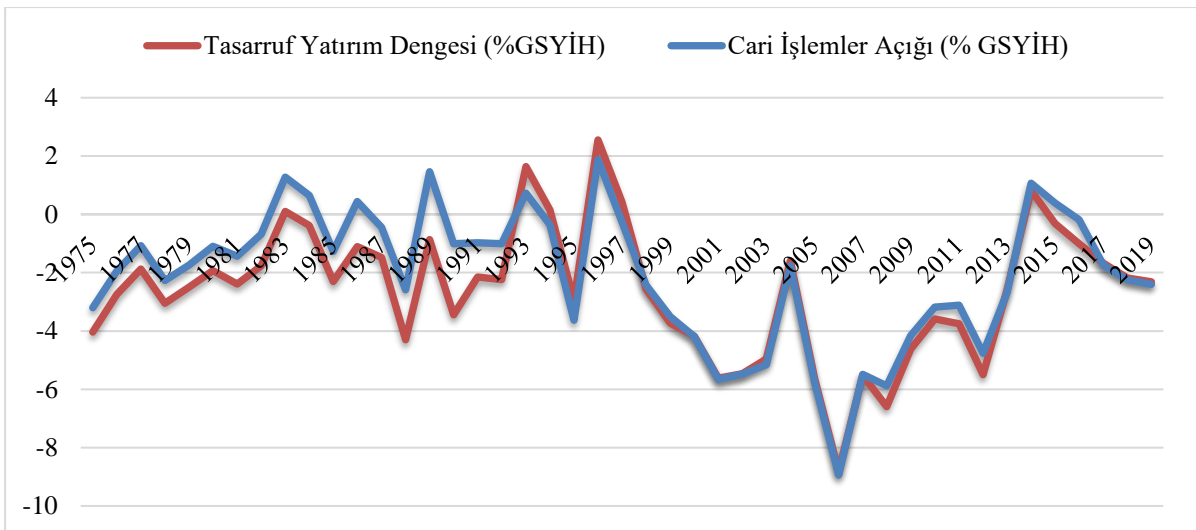
**Grafik 1.** Tasarruf Oranı ve Yatırım Oranı (GSYİH %)



**Kaynak:** International Financial Statistics

Grafik 2'den de görüldüğü üzere; Türkiye'de tasarruf – yatırım dengesi ile cari işlemler dengesi arasında oldukça yakın bir ilişki olduğu söylenebilir. Tasarruf – yatırım açığı oranı ile cari işlemler açığı oranı arasındaki bu yakın ilişki, aralarındaki güçlü etkileşimi de ortaya koymaktadır. Ayrıca, 1970'li yılların ortalarından 1980'li yıllarının sonlarına kadar olan dönemde Türkiye'de tasarruf- yatırım açığı oranına kıyasla cari açık oranının daha yüksek olması, bu dönemde cari açığın finansman sorunu olduğunun bir göstergesi olarak değerlendirilebilir. 1990'lı yıllardan itibaren yatırım-tasarruf açığı oranına neredeyse eşit cari açık oranının varlığı söz konusu olup, bu sermaye akımlarının serbestleşmesi ile birlikte bu dönemde cari açık finansman (dış kaynak kullanma imkanı) sorunun hafiflediği şeklinde yorumlanabilir. Ancak, cari açığın finansman kalitesi ayrı bir tartışma konusu olarak halen Türkiye ekonomisinin gündeminde devam etmektedir.

**Grafik 2.** Tasarruf-Yatırım Dengesi ile Cari İşlemler Dengesi Arasındaki İlişki



**Kaynak:** Internatioanl Financial Statistics

### 3. TEORİK MODEL VE LİTERATÜR

Çalışmada kullanılan teorik model cari işlemler dengesi analizlerinde temel referans olarak kabul gören Obstfeld ve Rogoff (1994, 1996)'un geliştirdiği zamanlara arası yaklaşıma dayanmaktadır. Bu zamanlar arası yaklaşıma göre cari işlemler dengesi, ileriye dönük dinamik tasarruf ve yatırım kararlarının bir sonucudur. Dışa açık bir ekonomide cari işlemler dengesi her zaman gerçekleşmeyebilir. Ekonomin arzu edilen yatırımları, yurtiçi tasarruflarını aştığı durumda, ülke yurt dışından borçlanarak bu harcama fazlasını gerçekleştirebilir, bu da cari açığa neden olur. Öte yandan, yurtiçi tasarruflar yatırımları aşarsa, ülke yurt dışına borç verir ve cari hesap fazlası ortaya çıkar. Kısacası, pozitif bir cari işlemler hesabı, yurtiçi tasarrufların yurtdışına yatırılan kısmını (net varlık artışı), negatif cari işlemler hesabı ise yabancı tasarruflarla finanse edilen yurtiçi yatırımın (net varlık azalması) fraksiyonunu temsil etmektedir. Bu çerçevede, zamanlar arası yaklaşım, cari işlemler hesabının dinamiklerinin analizi için uygun bir araç niteliğindedir. Bu Keynesyen yaklaşım çerçevesinde açık ekonomideki iç ve dış denge Denklem 1'deki gibi ifade edilebilir.

$$(I - S) + (G - T) = CAB \quad (1)$$

Burada;  $(I - S)$  özel sektör açığını;  $(G - T)$  kamu sektörü açığını ve  $(CAB)$  is cari açığı temsil etmektedir. Dolayısıyla, Denklem (1) 'in sol tarafının yurtiçi yatırım tasarrufu açığını gösterdiği açıktır.

Cari açık, bir makroekonomik istikrarsızlık göstergesi olarak günümüzde yalnızca gelişmekte olan ülkeler için değil, gelişmiş ülkelerin meşgul olduğu bir husustur. Nitekim, Türkiye'de cari açığın nedenleri, finansmanı ve finansman kalitesi, diğer makroekonomik değişkenler ile arasındaki ilişkisi ilgili literatürde en çok tartışılan konular arasında yer aldığı görülmektedir.

Türkay (2013)'e göre, yüksek cari açık Türkiye ekonomisinin 1980 yılından sonraki yıllarda en önemli ekonomik sorunlarından biridir. Ayrıca, cari açığın finansmanın sıcak para olarak da isimlendirilen kısa dönemli spekülâtif sermaye ve portföy yatırımları ile sağlanması, bu kısa vadeli sermaye hareketlerinin oynaklığını yüksek olması dikkate alındığında ekonomin finansal kırılganlıklara maruz bırakılmasına neden olmaktadır (Kaya, 2016). Şahin (2011), cari açığın ülke ekonomisinin gerek iç gerekse dış şoklara karşı o ülkeyi güçsüz bıraktığını ifade etmektedir. Timur (2018), Ulusal tasarrufların ülke kalkınmasındaki önemini incelediği çalışmasında yeterli yurtiçi tasarrufa sahip olmayan ekonomilerde olduğu gibi Türkiye'de de sürekli tasarruf- yatırım açığının, cari açığın yurtdışı tasarruflar ile finansa edilmesi ile birlikte diğer ülkelere yapılan faiz ödemelerini artırdığını Türkiye ekonomisini kırılgan hale getirdiğini ifade etmiştir. Cari açığın varlığı kadar, yurtiçi tasarruf yetersizliği durumunda kullanılan dış kaynakların hangi alanlarda kullanıldığı da önem arz etmektedir. Telatar (2011)'e göre şayet bir ekonomide tasarruflar, yatırım ve sermaye mallarını temin edilmesinde kullanılması durumunda "Lawson Doktrini" çerçevesinde endişe etmeye gerek yoktur. Ancak, bu kaynak kullanımı büyük ölçüde tüketim mallarının alımında kullanılması durumunda, cari açık kötü huylu demektir.



Tasarruf yatırım açığı ve cari açık ilişkisinin olup olmadığının inceleyen çalışmalardan biri Olivei (2000) tarafından yapılmıştır. Bu çalışmada, 1960-1999 döneminde ABD ekonomisinde tasarruf yatırım açığı ile cari açık arasında güçlü bir korelasyonun olduğu tespit edilmiş ve ABD yurtiçi özel tasarruflarındaki azalmanın, cari işlemler dengesini bozucu yönde etki sonucuna varılmıştır. Edwards (2005) tarafından yapılan çalışmada, yine ABD ekonomisi için 1971-2004 döneminde cari işlem açığı, tasarruf-yatırım açığı, büyüme ve döviz kuru üzerinden incelenmiştir. Hane halkının tasarruflarındaki azalmanın ABD’nin cari açığını arttıran en önemli faktörlerden biri olduğu çalışmanın önemli bulgularından biridir. Park ve Shin (2009), 12 Asya ülkesinin 1980-2004 dönemi verilerini kullanarak 1998 Doğu Asya finansal krizi çerçevesinde tasarruflar, yatırımlar ve cari işlemler dengesini incelemişler ve bunlar arasında güçlü bir ilişkinin varlığına işaret etmişlerdir. Türkay (2013), 1980-2012 döneminde Dinamik En Küçük Kareler ve Engle - Granger iki aşamalı yöntemlerini kullanılarak Türkiye’de cari açık, bütçe Açığı ve yatırım-tasarruf ilişkisi incelenmiş olup, değişkenler arasında güçlü uzun dönemli bir ilişkinin var olduğu tespit edilmiştir. Benzer şekilde Doğan (2014), 1990-2012 döneminde cari işlemler açığı oranı ile tasarruf – yatırım açığı oranı arasında oldukça güçlü ve yakın bir ilişkinin bulunduğunu ortaya koymuştur. Özellikle 2002 sonrası dönemde tasarruf yatırım dengesinin tasarruflar aleyhine bozulduğunu ve farkın açılmaya devam ettiği sonucuna varılmıştır. Durgun Kaygısız vd. (2016) ise 1980-2014 dönemi için Toda-Yamamoto ve Granger nedensellik yöntemi ile Türkiye’de tasarruflar, yatırımlar, cari açık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri incelenmiştir. Çalışmada büyüme, tasarruf ve yatırımlar arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilemezken, büyüme, tasarruf ve yatırımlardan cari işlemler dengesine doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin var olduğu bulgusu elde edilmiştir. Akın ve Peker (2018) tarafından yapılan çalışma 1975-2016 döneminde eş-bütünleşme analizi ile Türkiye’de tasarrufların cari açık üzerindeki etkisi faiz ve yatırım ilişkisi ele alınmış ve değişkenlerin eş-bütünleşik olduğu sonucuna varılmıştır. Altunöz (2014), 2001-2017 döneminde Türkiye ekonomisinde üçüz açık hipotezini sınamıştır. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, değişkenler arasında kısa ve uzun dönemli eş-bütünleşme ilişkisinin var olduğu ve özellikle yatırım-tasarruf açığı ile bütçe açığı arasında çift taraflı nedensellik ilişkisinin tespit edildiği görülmektedir.

Cari açığın sürdürülebilirliği yönündeki çalışmalardan biri Ansari (2004)’nin çalışmasıdır. Çalışmada, VAR ve VECM yöntemleri kullanılarak ABD ekonomisinde 1973-1999 dönemi için cari açık ile reel tasarruflar, reel sermaye hareketleri ve reel GSYİH arasındaki ilişki çerçevesinde cari açığın sürdürülebilirliği incelenmiş ve reel tasarrufların, reel GSYİH katkı sağlayarak cari açığın sürdürülebilirliğinde önemli bir rolünün olduğunu sonucuna varılmıştır. Brissimis vd. (2012) ise ADF ve Lee-Strazicich birim kök testleri ve FMOLS yöntemi kullanılarak, 1960-2007 döneminde Yunanistan ve 1983 ve 2003 döneminde Türkiye ekonomisinde cari işlemler dengesinin sürdürülebilirliği, dönemler arası sürdürülebilirlik yaklaşımı çerçevesinde karşılaştırmalı olarak incelenmiştir. Her iki ekonomi için yurtiçi tasarruf-yatırımlar açığı ile cari işlemler açığı arasında istatistiksel olarak anlamlı pozitif bir

ilişkinin olduğu neden olduğu, aynı zamanda Türkiye ekonomisinde cari açığın sürdürülebilir olmadığı yönünde bulgular elde edilmiştir. Koç ve Bakırtaş (2016), 1992-2015 yılları arasında aylık veriler kullanılarak Türkiye’de cari işlemler açığının sürdürülebilirliğini incelemiştir. Çalışmada Engle - Granger nedensellik ve Johansen eş bütünleşme yöntemleri kullanılmış ve cari açığın zayıf yönde sürdürülebilir olduğu tespit edilmiştir. 2001 sonrasındaki dönemde Türkiye için kamu tasarruflarının artma eğilimine, tersine özel kesim tasarruflarının azalma eğilimine girdiği ve yatırım meydana gelen hızlı artışla birlikte ülkede tasarruf – yatırım açığının arttığı ve cari işlemler açığı sorunlarının baş gösterdiği sonucuna varılmıştır. Behera ve Yadav (2019), Toda-Yamamoto nedensellik testi ve VECM yöntemlerini kullanarak, 1950-2012 döneminde Hindistan’ın cari işlemler açığını analiz etmişlerdir. Cari açığın, hane halkının tasarrufları ve yurtdışı yatırımlarla ilişkili olduğu tespit edilmiş ve oluşan cari açığın büyük miktarının, doğrudan yabancı yatırımları ve portföy yatırımları ile finanse edildiğini belirlemiştir. Yapılan birim kök ve eş bütünleşme testlerinde Hindistan’daki cari işlemler açığının sürdürülebilir olduğu görülmüştür.

## 4. EKONOMETRİK ANALİZ

### 4.1. Metodoloji

#### 4.1.1. Model

Türkiye ekonomisinde yatırım-tasarruf dengesi ve cari işlemler dengesi ilişkisini ampirik olarak inceleyen model Denklem (2) ile gösterilmiştir.

$$CAB_t = \alpha_0 + \alpha_1 SAV_t + \alpha_2 INV_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Burada  $t$  zamanı,  $\alpha_0$ ,  $\alpha_1$  ve  $\alpha_2$  ise tahmin edilecek parametreleri ifade etmektedir.

#### 4.1.2. Veri

Çalışmada, Türkiye’de 1975-2019 dönemi için cari işlemler dengesinin, yurtdışı tasarrufların ve yatırımların GSYİH’ye oranı kullanılmış ve değişkenlere ait veri seti yıllık bazda IFS’den derlenmiştir. Söz konusu parametrelere ilişkin bilgiler Tablo 1’de verilmiştir.

**Tablo 1.** Değişkenler

Değişken	Tanım	Kaynak
$CAB$	Cari işlemler dengesinin GSYİH’ye oranı	International Financial Statistics
$SAV$	Yurtdışı tasarrufların GSYİH’ye oranı	International Financial Statistics

<i>INV</i>	Yurtiçi yatırımların GSYİH'ye oranı	International Financial Statistics
------------	-------------------------------------	--

### 4.1.3. Yöntem

Çalışmanın amacına yönelik olarak Engle-Granger ve Johansen eş bütünleşme testleri kullanılmıştır. Ayrıca FMOLS, DOLS ve CCR eş bütünleşme tahmin edicileri ile uzun dönemli katsayılar tahmin edilmiştir. Ekonometrik analiz R ve python programlama dili kullanılarak yapılmıştır.

#### 4.1.3.1. Engle-Granger Eş bütünleşme Testi

Birçok ekonomik zaman serisinin farkında durağan olduğu bilinmektedir. Böyle bir durumda  $I(1)$  serilerinin seviyelerini içeren bir regresyon, yanıltıcı sonuçlar doğuracaktır. Katsayıların anlamlılığı için önerilen Wald testleri, sahte regresyon (spurious regression) denilen olgudan dolayı ilgisiz seriler arasında önemli bir ilişki olduğunu göstermektedir (Phillips, 1986).

Engle ve Granger (1987), iki veya daha fazla  $I(1)$  serisinin lineer bir kombinasyonunun durağan yani  $I(0)$  olabileceği üzerinde durmuştur. Bu durumda serinin eşbütünleşik (cointegrated) olduğunu söyleriz. Böyle bir lineer kombinasyon, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi karakterize eden ağırlıkların eş bütünleşme vektörüyle birlikte bir eş bütünleşme denklemi tanımlar.

Hansen (1992)'yi takip ederek, eş bütünleşme için Engle-Granger kalıntı bazlı testi,

$$y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + u_{1t} \quad (3)$$

denkleminin OLS tahmininden elde edilen kalıntılara uygulanan birim kök testleridir. Burada eş bütünleşme denklemi ile  $n + 1$  boyutlu zaman serisi vektör süreci  $(y_t, X_t')$ ,  $D_t = (D_{1t}', D_{2t}')'$  olacak şekilde trend değişkeni ve  $n$  özneliğin yer aldığı  $X_t$ ,

$$X_t = \Gamma_{21}' D_{1t}' + \Gamma_{22}' D_{2t}' + \epsilon_{2t} \quad (4)$$

$$\Delta \epsilon_{2t} = u_{2t}$$

şeklinde ifade edilebilir.

$u_t = (u_{1t}, u_{2t})'$ , kesin durağan ve sıfır ortalamalı ergodik bir süreç varsayımı altında,  $\Sigma$  eşanlı kovaryans matrisi,  $\Lambda$  tek-terafli kovaryans matrisi ve  $\Omega$  kovaryans matrisi olmak üzere,

$$\Sigma = E(u_t u_t') = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{bmatrix} \quad (5)$$

$$\Lambda = \sum_{j=0}^{\infty} E(u_t u_{t-j}') = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} \\ \lambda_{21} & \lambda_{22} \end{bmatrix} \quad (6)$$

$$\Omega = \sum_{j=-\infty}^{\infty} E(u_t u_{t-j}') = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \Omega_{22} \end{bmatrix} = \Lambda + \Lambda' - \Sigma \quad (7)$$

olarak yazılabilir (Park, 1992). Serilerin eş bütünleşik olması durumunda, denklemdaki eş bütünleşme vektörünün En Küçük Kareler tahmininin (OLS) tutarlı olduğu bilinmektedir (Hamilton 1994). Fakat EKK'nin önemli bir eksikliği, tahminlerin asimptotik dağılımlarının genellikle normal dağılımlı olmayan, asimptotik sapmalı olmasıdır. Geleneksel test prosedürleri önemli ölçüde değiştirilmediği sürece, eş bütünleşme vektörü üzerinde çıkarım yapmak istenirse EKK önerilmemektedir.

Serinin eş bütünleşik olmadığı varsayımı altında, tüm lineer kombinasyonlar birim kök durağan değildir. Bu nedenle, eş bütünleşmenin alternatifi ile eş bütünleşmenin boş (null) hipotezinin bir testi, durağanlık alternatifi ile birim kök testine karşılık gelmektedir.

Engle-Granger testi, kalıntı serisindeki korelasyonu dikkate alırken genişletilmiş bir Dickey-Fuller (ADF) yaklaşımı kullanmaktadır. Engle-Granger testinin,  $p - gecikme$  ile regresyon formu

$$\Delta u_{1t} = (\rho - 1)u_{1t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta u_{1t-1} + v_t \quad (8)$$

şeklinde ifade edilebilir. Çalışmada iki standart ADF test istatistikleri kullanılmaktadır. İlki durağan olmayan boş hipotezini ( $\rho = 1$ ) test etmek için t-istatistiği ve diğeri ise normalize otokorelasyon katsayısı ( $\hat{\rho} - 1$ ):

$$\hat{t} = \frac{\hat{\rho} - 1}{se(\hat{\rho})} \quad (9)$$

$$z = \frac{T(\hat{\rho} - 1)}{(1 - \sum_j \delta_j)} \quad (10)$$

burada  $se(\hat{\rho})$ , tahmin edilen  $\hat{\rho}$  in standart hatasıdır.

$$se(\hat{\rho}) = s_v (\sum_t u_{1t-1})^{-1/2} \quad (11)$$

#### 4.1.3.2. Johansen Eş bütünleşme Testi

Engle-Granger yöntemi basit uygulanabilir olmasına rağmen ikiden fazla değişken söz konusu olduğunda, değişken sayısı ile birlikte eş bütünleşme sayısı da artacağından dolayı sağlıklı sonuç verememektedir ve farklı normalleştirmelerde sonuçlar değişebilmektedir.

Tek denklemlilik eş bütünleşme sınavında, Engle ve Granger (1987) kalıntı bazlı testleri gerçekleştiren bir yöntemdir. Johansen (1991, 1995) ise, VAR denklem sistemi kullanılarak gerçekleştirilen metodolojiyi kullanarak VAR tabanlı eş bütünleşme yöntemini kullanmaktadır.

Bir VAR ( $p$ ) modeli,

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B x_t + \epsilon_t \quad (12)$$

olarak yazılabilir. Burada  $y_t \sim I(1)$  olan  $k$  boyutlu iken,  $A_i$   $k \cdot k$  boyutlu matrislerdir.  $x_t$  ise deterministik değişkenler vektörüdür.  $\epsilon_t$ , özdeş bağımsız dağılan (*i.i.d*)  $(0, \sigma_\epsilon^2)$  süreçtir. VAR ( $p$ ) sistemi Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM)

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + B x_t + \epsilon_t \quad (13)$$

şeklinde yazılabilir. Burada,

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = -\sum_{j=i+1}^p A_j \quad (14)$$

Eğer katsayı matrisi  $\Pi$ 'nin indirgenmiş rankı  $r < k$  ise, o zaman  $r \cdot k$  boyutlu,  $\Pi = \alpha\beta'$  ve  $\beta'y_t \sim I(0)$  olacak şekilde her biri  $r$  ranklı  $\alpha$  ve  $\beta$  matrisleri vardır.  $r$ , eş bütünleşme ilişkisini (eş bütünleşme rankı) gösterirken  $\beta$  nın her bir kolonu eş bütünleşme vektörüdür.  $\alpha$ , VEC modelindeki ayar parametreleri olarak bilinir. Bu sayede  $(k - 1)$ 'e kadar eş bütünleşme ilişkisi tespit edilebilmektedir. İlgilendiğimiz değişkenler için  $y_t = [CAB \quad SAV \quad INV]'$  olarak yazılabilir (Enders, 2014).

Eş bütünleşme testi için iz (trace) ve maksimum özdeğer (maximum eigen value) istatistikleri kullanılmaktadır.  $k$  içsel değişkenlerin sayısı olmak üzere  $r = 0, 1, \dots, k - 1$  için iz istatistiği, boş hipotezi  $r$  eş bütünleşme ilişkisine karşı alternatif  $k$  eş bütünleşme ilişkisini sınar. Boş hipotezin  $r$  eş bütünleşme ilişkisi için iz istatistiği şu şekilde hesaplanır:

$$LR_{tr}(r|k) = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_i) \quad (15)$$

Burada  $\lambda_i$ ,  $\Pi$  matrisinin  $i$ . özdeğeridir.

Maximum özdeğer istatistiği ise  $r$  eş bütünleşmeye karşı alternatif olarak  $r + 1$  eş bütünleşme ilişkisini sınamaktadır.  $r = 0, 1, \dots, k - 1$  için test şu şekilde hesaplanmaktadır.

$$LR_{max}(r|r + 1) = -T \sum_{i=r+1}^k \log(1 - \lambda_{r+1}) \quad (16)$$

Johansen eş bütünleşme testini uygulamaya geçmeden önce VAR modeli için optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. VAR modelinde optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesi için AIC, SC ve HQ bilgi kriterleri kullanılmıştır. Bu bilgi kriterlerindeki gecikmeler dikkate alındıktan sonra modelin istikrarlı olup olmadığı ve hata terimlerinde otokorelasyon ve değişen varyans olup olmadığı incelenmiştir. Hata terimlerini otokorelasyon ve değişen varyans olmamasını sağlayan en az gecikme sayısı 1 olarak belirlenmiştir.

#### 4.1.3.3. Eş Bütünleşme Tahmincileri

##### 4.1.3.3.1. Tam Değiştirilmiş EKK (Fully Modified OLS – FMOLS)

Phillips ve Hansen (1990), eş bütünleşme denklemi ile stokastik hata terimleri arasındaki uzun dönem korelasyonun neden olduğu sorunları ortadan kaldırmak için yarı parametrik bir düzeltme kullanan bir tahmincisi önermektedir. Elde edilen Tam Değiştirilmiş EKK (FMOLS) tahmincisi asimptotik olarak sapmasızdır ve asimptotik  $\chi^2$  dağılımı göstererek standart Wald testlerinin uygulanmasına izin vermektedir.

FMOLS tahmincisi, kalıntıların simetrik ve tek yönlü uzun dönemli kovaryans matrislerinin ön tahminlerini kullanır.  $u_{1t}$  orijinal denklemden elde edilen hata terimleri ve  $\Delta \epsilon_{2t} = u_{2t}$  ve  $\Omega$  ve  $\Lambda$ 'nin  $u_t = (u_{1t}, u_{2t})'$  den elde edilen uzun dönemli kovaryans matrisi olduğu hatırlanırsa değiştirilmiş veri:

$$y_t^+ = y_t - \omega_{12} \Omega_{22}^{-1} u_{2t} \quad (17)$$

olurken tahmin edilmiş düzeltme terimi,

$$\lambda_{12}^+ = \lambda_{12} - \omega_{12} \Omega_{22}^{-1} \Lambda_{22} \quad (18)$$

olarak elde edilir. O halde FMOLS tahmincisi,

$$\hat{\theta}_{FMOLS} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma} \end{bmatrix} = (\sum_{t=1}^T X_t y_t - T \lambda_{12}^+) (\sum_{t=1}^T X_t X_t')^{-1} \quad (19)$$

Bulunan tahmincinin  $t$  istatistiği,

$$t_{FMOLS} = \frac{\hat{\theta}_{FMOLS}}{(\hat{\Omega}_{11} \sum_{t=1}^T X_t^2)} \quad (20)$$

#### 4.1.3.3.2. Kanonik Eş Bütünleşme Regresyonu (Canonic Cointegration Regression – CCR)

Kanonik Eş bütünleşme Regresyonu (CCR), FMOLS tahmincisine benzemektedir, ancak burada, eş bütünleşme denklemi ve stokastik hata terimleri arasındaki uzun dönem bağımlılığı ortadan kaldırmak için en küçük kareler tahminleri elde etmek için  $(y_t, X_t')$  verilerinin sabit dönüşümlerini kullanır (Park, 1992).

Park (1992), CCR dönüşümlerinin uzun dönem eş bütünleşme denklem hataları ve stokastik hata terimlerinin neden olduğu içsellik problemini ortadan kaldırdığını göstermiştir. Ayrıca regresyon ve stokastik regresyon hatası arasında korelasyondan kaynaklanan asimptotik sapma düzeltilmektedir. Bu nedenle CCR'ye dayanan tahminler tamamen etkindir ve FMOLS gibi sapmasız, normal asimptotik dağılıma sahiptir (Park, 1992).

CCR'de ilk aşama FMOLS'de olduğu gibi  $u_t = (u_{1t}, u_{2t})'$  hata terimi ve kovaryans matrisi  $\Omega$  ve uzun dönem kovaryans matrisi  $\Lambda$  elde edilir. Burada ek olarak eşzamanlı kovaryans matrisi  $\Sigma$ 'nin tutarlı bir tahmincisi gerekmektedir.

Park (1992)'yi takiben,  $u_t$ 'nin tek taraflı uzun dönemli kovaryans matrisine ve  $u_{2t}$ 'nin (düzey ve gecikmelerine) karşılık gelen  $\Lambda$ 'nin sütunları elde edilmektedir.

$$\hat{\Lambda}_2 = \begin{bmatrix} \hat{\Lambda}_{12} \\ \hat{\Lambda}_{22} \end{bmatrix}$$

ve  $(y_t, X_t')$ ,

$$X_t^* = X_t - (\hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2)' \hat{u}_t \quad (21)$$

$$y_t^* = y_t - \left( \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Lambda}_2 \tilde{\beta} + \begin{bmatrix} 0 \\ \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\omega}_{21} \end{bmatrix} \right)' \hat{u}_t \quad (22)$$

yardımla dönüştürülmektedir. Burada  $\tilde{\beta}$ , eş bütünleşme denkleminin tahmin edilmiş katsayılarıdır. Son olarak dönüştürülmüş veriye EKK uygulanarak CCR tahmincisine ulaşılır.

$$\hat{\theta}_{CCR} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma} \end{bmatrix} = (\sum_{t=1}^T X_t^* y_t^*) (\sum_{t=1}^T X_t^* X_t^{*'})^{-1} \quad (23)$$

#### 4.1.3.3.3. Dinamik Eş Bütünleşme Regresyonu (Dinamik OLS – DOLS)

EKK tahmincisindeki sapma ve içsellik sorununu çözmek amacı ile asimptotik olarak verimli bir tahmincisi oluşturmak için Saikkonen (1992) ve Stock ve Watson (1993) tarafından önerilmiştir. Eş bütünleşme regresyonuna  $\Delta X$ 'in gecikmeleri ve öncülleri eklenerek elde edilen eş bütünleşme denklem hatası terimi stokastik regresörlere diktir.

$$y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + \sum_{j=-q}^r \Delta X_{t+j}' \delta + \vartheta_{1t} \quad (24)$$

Burada  $q$ , gecikmeler iken  $r$  öncüllerdir. Bu sayede  $u_{1t}$  ve  $u_{2t}$  arasındaki uzun dönemli korelasyon giderilmektedir ve  $\hat{\theta}_{DOLS} = [\hat{\beta} \quad \hat{\gamma}]'$  tahminleri, FMOLS ve CCR'den elde edilenlerle aynı asimptotik dağılıma sahiptir.

## 4.2. Bulgular

Bu bölümde ilk olarak, birim kök testlerine ilişkin bulgular sunulmuştur. Daha sonra, Engle-Granger ve Johansen eş bütünleşme testlerinin sonuçları analiz edilmiştir. Son olarak uzun dönemli katsayılar eşbütünleşme tahmincileri ile elde edilmiştir.

Dickey ve Fuller (1979) tarafından geliştirilen genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testi için regresyon modeli:

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + z_t' \beta + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (25)$$

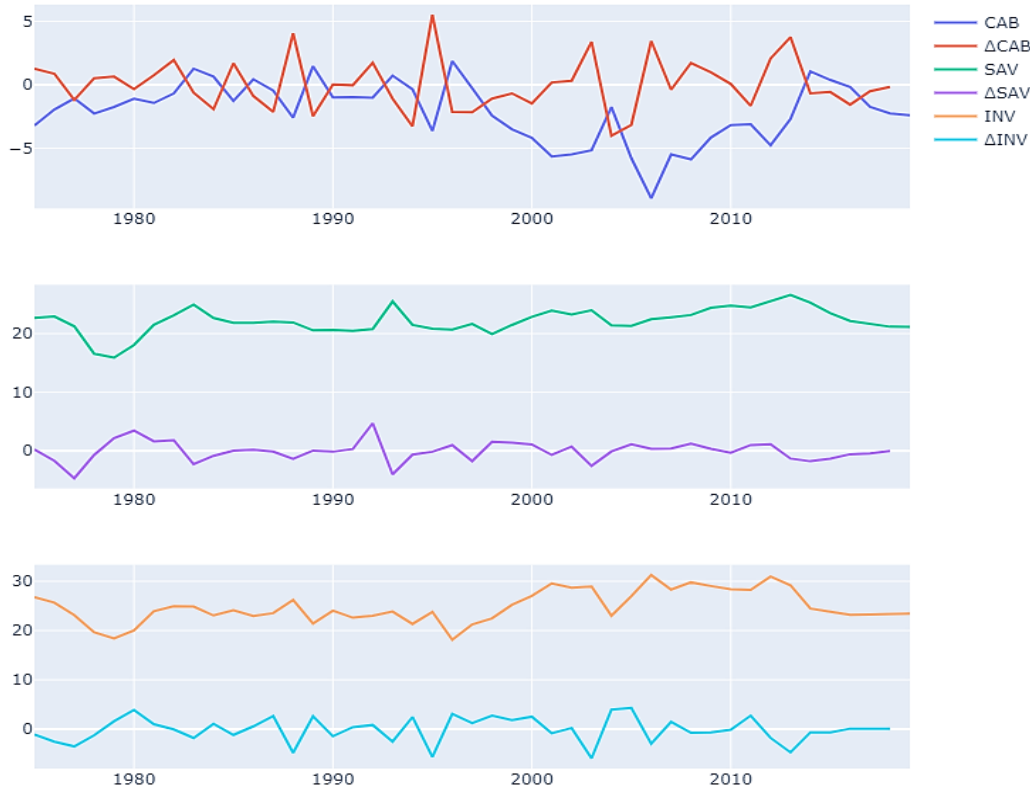
burada  $\Delta$  fark operatörüdür,  $z_t$  deterministik bileşendir ve  $\varepsilon_t \sim i. i. d. (0, \sigma^2)$  ile bir hata terimidir. Model,  $z_t = \{1\}$  modeli sabit,  $z_t = \{1, t\}$  ise modeli sabit ve trend ile tanımlayan farklı deterministik bileşen özellikleri ile tahmin edilebilir. Denklem (25),  $\varepsilon_t$ 'deki otokorelasyonu düzeltmek için bağımlı değişkenin  $p$  gecikmesini içermektedir. Birim kökün ( $H_0: a = 0$ ) sıfır hipotezi, durağanlığın alternatif hipotezine ( $H_1: a < 0$ ) karşı test edilmektedir. Test istatistiği,  $a$  'ya göre  $t$  istatistiği olarak tanımlanır ve  $ADF = a/se(\hat{a})$  olarak gösterilir. Burada  $a$  tahmin edilen parametredir ve  $se(\hat{a})$ ,  $a$ 'nın standart hatasıdır. Sıfır hipotezi altında, ADF istatistiği asimptotik  $t$  dağılımını izlememektedir ve kritik değerler Dickey ve Fuller (1979) tarafından verilmiştir.

ADF testi, gecikmeli bağımlı değişkenleri kullanarak parametrik bir yaklaşımla kalıntılardaki otokorelasyon sorununu ortadan kaldırmaktadır. Phillips ve Perron (1988) birim kök testi (PP), ADF

testinden farklı olarak, Bartlett yöntemi gibi çekirdek tahmin edicileri ile kalıntıların tutarlı uzun dönemli varyansını tahmin eden parametrik olmayan bir yaklaşımla otokorelasyon sorununu çözmektedir. ADF tipi testler,  $\Delta y_t$  için gecikme sayısının ( $p$ ) belirlenmesini gerektirmektedir. En uygun  $p$  değeri bilinmedikçe, veriye bağlı yöntemler kullanılarak, daha iyi boyut ve güç özelliklerine sahip test istatistikleri sağlanır. Veriye bağlı prosedürler, genelden özele yaklaşım (t-stat significance) ve Akaike veya Schwarz gibi bilgi kriterleridir. Ng ve Perron (1995), ikinci yaklaşımın, verilerde otokorelasyon sorununu çözmek için genellikle düşük gecikmeleri seçme eğiliminde olacağını ve birim kök testlerinin boyut bozulmalarına neden olduğunu belirtmektedir. Perron (1997) ayrıca genelden özele yaklaşımın iyi boyut ve güç özelliklerine sahip olduğunu ve sabit sayıda gecikme kullanmaktan daha üstün olduğunu belirtmiştir (Nazlioglu vd., 2021).

Çalışmada serilerin durağanlıkları genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) birim kök testine ek olarak Phillips-Perron (PP) birim kök testi kullanılarak incelenmiş ve test sonuçları Tablo 2’de verilmiştir. Yapılan birim kök testleri ile bütün serilerin düzey değerlerinde durağan olmadıkları görülmektedir. Ancak seriler, birinci farkları alındığı zaman durağan hale gelmektedir. Böylece bu çalışmada kullanılan serilerin birinci mertebeden bütünleşik yani  $I(1)$  seriler oldukları sonucuna ulaşılmaktadır. Değişkenlere ait serilerin orijinal ve birinci farkları Grafik 3’te verilmiştir.

**Grafik 3.** Değişkenler ve Birinci Farkları



**Tablo 2.** ADF ve PP Birim Kök Testi Sonuçları



Değişken	Sabit			Sabit ve trend		
	ADF	p	PP	ADF	p	PP
CAB	-1,691	2	-3.048**	-3,397*	0	-3.365*
$\Delta CAB$	-7.324***	1	-9.362***	-7.229***	1	-9.221***
SAV	-3,324*	1	-2.926*	-4,345***	2	-3,149
$\Delta SAV$	-5.494***	2	-5.838***	-5.540***	2	-5.758***
INV	-2.737*	0	-2.796*	-3.156	0	-3.245*
$\Delta INV$	-7.769***	0	-7.903***	-7.673***	0	-7.801***

**Not:** ADF testi için optimal gecikme(ler),  $p$ , maksimum gecikme sayısı 2 olarak ayarlanarak %10 anlamlılık düzeyinde son gecikmeli bağımlı değişkenin t-istatistik anlamlılığı ile belirlendi. PP testinde, otomatik korelasyon kontrol için Newey-West bant genişliği otomatik seçimi ile Bartlett spektral tahmin yöntemi kullanılmıştır. ADF ve PP testi için kritik değerler sabitli model için -3.59 (%1), -2.93 (%5) ve -2.6 (%10); ve sabit ve trendli model için -4,15 (%1), -3,5 (%5) ve -3,18 (%10). \*\*\*(%1), \*\*(%5) ve \*(%10) anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Engle-Granger eş bütünleşme testi ile [ $SAV$   $INV$ ] değişkenlerinin  $CAB$  ile %1 anlamlılık düzeyinde eş bütünleşik olduğu yani uzun dönemli bir ilişki içinde olduğu görülmektedir (Tablo 3).

**Tablo 3.** Engle – Granger Eş bütünleşme Testi Sonuçları

Değişken	Sabit	Sabit ve trend
CAB	-4,176**	-4,55**

**Not:** ADF testi için optimal gecikme(ler),  $p$ , maksimum gecikme sayısı 2 olarak ayarlanarak %10 anlamlılık düzeyinde son gecikmeli bağımlı değişkenin t-istatistik anlamlılığı ile belirlendi. Kritik değerler sabitli model için -4.31 (%1), -3.77 (%5) ve -3.45 (%10); ve sabit ve trendli model için -4,65 (%1), -4,16 (%5) ve -3,84 (%10). \*\*\*(%1), \*\*(%5) ve \*(%10) anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Johansen eş bütünleşme testi sonuçları Tablo 4'te verilmiştir. Buna göre; görüldüğü gibi iz istatistik değeri ile seriler arasında eş bütünleşme ilişkisinin olmadığı yönündeki boş hipotez reddedilmektedir. Yani modelde yer alan değişkenler arasında bir eş bütünleşme ilişkisi olduğu yani uzun dönemli bir ilişki olduğu görülmektedir. Dolayısıyla, yurtiçi tasarruf ve yatırım oranları ile cari işlemler dengesinin GSYİH'ye oranı arasında uzun dönemli bir ilişki bulunmaktadır.

**Tablo 4.** Johansen Eş Bütünleşme Testi

Boş Hipotez	Alternatif Hipotez	İz İstatistiği	Kritik Değer (%5)
$r = 0$	$r > 0$	37,8529**	35,0109
$r \leq 1$	$r > 1$	18,2735	18,3977
$r \leq 2$	$r > 2$	3,7308	3,8414

Not: \*\*\*(%1), \*\*(%5) ve \*(%10) anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

Johansen eş bütünleşme testi ve eş bütünleşme tahmincileri ile elde edilen uzun dönemli katsayılar Tablo 5'te yer almaktadır. Elde edilen katsayılar ekonomik beklentilere uygun, istatistiki olarak anlamlı ve birbirlerini destekler niteliktedir. Bağımlı ve bağımsız değişkenlerin GSYİH'ye oranları alındığı için ilgili katsayılar esneklik olarak yorumlanabilmektedir. Tablo 5'e göre, uzun dönemde her üç modelde de tasarruf ve yatırım oranının etkisinin %1 anlamlılık düzeylerinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Ayrıca her üç modeldeki katsayıların işaretlerine bakıldığında ekonomik teoriye uygun elde edilmiştir. Johansen modelinden elde edilen katsayılar uzun dönem esneklikler olarak yorumlanamamaktadır çünkü böyle bir yorum değişkenler arasındaki dinamik etkileşimleri göz ardı etmektedir. (Lutkepohl, 2005). Örneğin, tasarruf oranının %1 artması, cari işlemler dengesini %1,12 artırmayabilir, çünkü tasarruf oranındaki bir değişikliğin uzun vadede etkileşime girebilecek diğer değişkenler üzerinde de etkisi olması muhtemeldir (Baek ve Koo, 2008). Buna göre Johansen modelinde; tasarruf oranındaki bir artış cari denge oranını artırmakta yani cari işlemler dengesini iyileştirmektedir. Buna karşın yatırım oranındaki bir artış ise cari denge oranını azaltmakta yani cari işlemler dengesini kötüleştirilmektedir. FMOLS modeline göre; tasarruf oranındaki %1'lik bir artış cari denge oranını %0,7190 oranında artırmakta, yatırım oranındaki %1'lik bir artış ise cari denge oranını %0,9069 oranında azaltmaktadır. DOLS modeline göre, tasarruf oranındaki %1'lik bir artış cari denge oranını %0,7413 oranında artırmakta, yatırım oranındaki %1'lik bir artış ise cari denge oranını %0,9322 oranında azaltmaktadır. Son olarak CCR modeline göre ise tasarruf oranındaki %1'lik bir artış cari denge oranını %0,9998 oranında artırmakta, yatırım oranındaki %1'lik bir artış ise cari açık oranını %1,2110 oranında azaltmaktadır.

**Tablo 5.** Johansen MLE, FMOLS, CCR ve DOLS Tahmin Sonuçları

CAB	Johansen MLE	FMOLS	CCR	DOLS
C	-12,5225**	4,1516**	2,0011**	5,7559*
SAV	1,1277***	0,7190***	0,7413***	0,9998***

---

<i>INV</i>	-0,1583**	-0,9069***	-0,9322***	-1,2110***
------------	-----------	------------	------------	------------

---

**Not:** \*\*\*(%1), \*\*(%5) ve \*(%10) anlamlılık düzeyinde istatistiksel anlamlılığı göstermektedir.

## 5. SONUÇ

Yurtiçi tasarruf oranlarının düşük olduğu bir ülkede yurtiçi yatırımlarının karşılanması güçleşmektedir. Bunun sonucunda yabancı sermayeye olan ihtiyaç artmakta ve bu ülkenin dış borç stokuna ve ekonomik şoklar karşısındaki kırılganlığını arttırmaktadır. Türkiye’deki cari açık sorununun nedenlerinden biri tasarruf yurtiçi tasarruf açığıdır. Türkiye’de yurtiçi tasarrufların yurtiçi yatırımların karşılanamamasının, diğer bir ifadeyle yurtiçi tasarruf açığının temelinde birçok faktör bulunmaktadır. Bu faktörlerin başında üretim yapısı gelmektedir. Bunun dışında dış ticaret yapısı, finansal sektördeki kırılganlıklar ve iktisadi karar birimlerindeki davranışsal yapı gibi diğer faktörler yer almaktadır.

Bu çalışmada Türkiye’de tasarruf – yatırım dengesi ile cari işlemler dengesi arasındaki ilişkiler, 1975 ile 2019 dönemi için incelenmiştir. Buna göre tasarruf ve yatırım oranı ile cari işlemler dengesi oranı arasındaki uzun dönemli ilişki Engle-Granger ve Johansen eş bütünleşme testleri ile sınanmıştır. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre söz konusu testler ilgili değişkenlerin eş bütünleşik olduğuna yani uzun dönemli bir ilişkinin varlığına işaret etmektedir. Buna ek olarak uzun dönemli katsayılar eş bütünleşme katsayıları ile elde edilmiştir. FMOLS, DOLS ve CCR tahmincileri ile elde edilen katsayılar istatistiksel olarak anlamlı olup, işaret olarak da ekonomi teorisi ile uyumludur. Buna göre tasarruf oranındaki %1’lik bir artış cari işlemler dengesinin GSYİH’ye oranını, sırasıyla %0,7190, %0,7413 ve %0,9322 arttırırken buna karşın yatırım oranındaki %1’lik bir artış cari işlemler dengesinin GSYİH’ye oranını, %0,9069, %0,9322 ve %1,2110 azaltmaktadır.

Türkiye’nin 1980 ve 2002 döneminde yurtiçi tasarruf – yatırım verilerinin büyük oranda dengede olduğu, 2002 sonrası dönemde bu dengenin bozulduğu, aradaki tasarruf açığının, dış borçlanma ile kapatılmaya çalışıldığı, bunun sonucunda ülkenin dış borç stokunun tehlikeli boyutlara ulaştığı gözlemlenmektedir. Daha önemlisi, artan tasarruf – yatırım dengesizliğinin, cari işlemler açığı artırarak, ekonominin olası kriz riskleriyle karşı karşıya getirmektedir.

Finansal piyasaların gelişmişliğine ve derinleşmesine bağlı olarak finansal piyasalardaki istikrarın sağlanması suretiyle finansal varlıkların getirisindeki oynaklık düşürülerek yurtiçi tasarrufların artırılması sağlanabilir. Bu noktada para ve maliye politikalarının eşgüdümü önemli hale gelmektedir. TCMB’nin fiyat istikrarından ödün vermeden finansal istikrarı sağlayıcı para politikası önlemlerini destekleyici nitelikte, maliye politikası vasıtasıyla mali baskınlığın düşürülmesi büyük önem arz etmektedir. Bankacılık sisteminde finansal yeniliklere uyum hızını artırıcı yapısal ve yasal çerçevenin sağlanması da bu noktada destekleyici olacağı söylenebilir. Ayrıca yurtiçi tasarrufları özendirici mikro temelli tedbirlerin uygulanması da katkı sağlayabilecektir. Bu yöndeki politika uygulamaları sadece yurtiçi tasarruf açığının giderilmesine katkı sağlamayacağı aynı zamanda cari

açığın finansmanın kalitesinde iyileşmeler sağlayabileceği, hatta cari açığın sorun olmaktan çıkmasına katkı sağlayacağı değerlendirilebilir.

## KAYNAKÇA

- Akın, P. ve Peker, O. (2018). Türkiye’de tasarruf ve cari açık ilişkisi, *Adnan Menderes Üniversitesi, Maliye Dergisi*, 174, 72-91.
- Ansari, I. M. (2004). Sustainability of the US current account deficit: An econometric analysis of the impact of capital inflow on domestic economy, *Journal of Applied Economics*, VII(2), 249-269.
- Baek, J. and Koo, W. W. (2008). Identifying macroeconomic linkages to US agricultural trade balance. *Canadian Journal of Agricultural Economics/Revue canadienne d'agroéconomie*, 56(1), 63-77.
- Brissimis, S. N., Hondroyiannes, G., Papazoglou, C., Nicholas T. T. ve Vasardani, M. A. (2012). Current account determinants and external sustainability in periods of structural change, *Econ Change Restruct*, 45, 71–95.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427-431.
- Doğan, E. (2014). *Türkiye’de cari açık sorununun yapısal nedenleri ve ekonomik etkileri*. (Yayımlanmamış yüksek lisans tezi). Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Eskişehir.
- Durgun Kaygısız, A., Kaya, G. D. ve Kösekaşyaoglu, L. (2016). Türkiye’de tasarruf, yatırım, cari açık ve büyüme: 1980-2014 dönemi üzerine bir nedensellik ilişkisi analizi, *Çankırı Karatekin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 7(1), 273-300.
- Edwards, S. (2005). Is the US current account deficit sustainable? If not, how costly is adjustment likely to be?, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 211 – 288.
- Enders, W. (2014). *Applied econometric times series* (4th ed.). New York: Wiley.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55, 251-276.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*, Princeton: Princeton University Press.
- Hansen, B. E. (1992). Tests for parameter instability in regressions with I(1) processes, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 321-335.
- International Financial Statistics, (2020, 25 Haziran). Erişim adresi <https://data.imf.org/?sk=4c514d48-b6ba-49ed-8ab9-52b0c1a0179b>.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models, *Econometrica*, 59, 1551–1580.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Oxford: Oxford University Press.
- Johansen, S. ve Katarina J. (1990). Maximum likelihood estimation and inferences on cointegration with applications to the demand for money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169–210.
- Kaya, M. (2016). Türkiye’de cari açık sorunu ve nedenleri, *Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(10), 51-75.

- Koç, S. ve Bakırtaş, İ. (2016). Türkiye'de cari açığın sürdürülebilirliği: Kointegrasyon testlerinden bulgular. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, (49), 252-277.
- Lutkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time-series Analysis*. New York: Springer.
- Nazlioglu, S., Altuntas, M., Kilic, E. and Kucukkkaplan, I. (2021), Purchasing power parity in GIIPS countries: evidence from unit root tests with breaks and non-linearity, *Applied Economic Analysis*.
- Ng, S. and Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data-dependent methods for the selection of the truncation lag, *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), 268-281.
- Obstfeld, M. ve Rogoff K. (1994), *The intertemporal approach to the current account*, NBER Working Paper No: 4893.
- Obstfeld M. ve Rogoff K. (1996), *Foundations of international macroeconomics*, Cambridge: MIT Press.
- Olivei İ. ve Giovanni P. (2000). The role of savings and investment in balancing the current account: Some empirical evidence from the United States, *New England Economic Review*, 3.
- Park, D. ve Shin K. (2009). Saving, investment, and current account surplus in developing Asia, ADB Economics Working Paper Series, No. 158.
- Park, J. Y. (1992). Canonical cointegrating regressions, *Econometrica*, 60, 119-143.
- Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables, *Journal of Econometrics*, 80(2), 355-385.
- Phillips, P. C. (1986). Understanding spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics*, 33(3), 311-340.
- Phillips, P. C. B. ve Bruce E. H. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes, *Review of Economics studies*, 57, 99-125.
- Phillips, P. C. and Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression, *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Saikkonen, P. (1992). Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation, *Econometric Theory*, 8, 1-27.
- Stock, J. H. (1994). Unit roots, structural breaks and trends. *Handbook of econometrics*, 4, 2739-2841.
- Stock, J. H. ve Mark W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems, *Econometrica*, 61, 783-820.
- Şahin, B. E. (2011). Türkiye'nin cari açık sorunu, *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, 3(2), 47-56.
- Teletar, E. (2011). Türkiye'de cari açık belirleyicileri ve cari açık krediler ilişkisi, *Bankacılar Dergisi*, 78, 22-34.
- Timur, M. C. (2018). *Ekonomik Kalkınmada Ulusal Tasarrufların Önemi: Türkiye İncelemesi*, İzmir International Congress on Economics and Administrative Science içinde (1391-1402. ss.). Ankara: Detay Yayıncılık.
- Türkay, H. (2013). Türkiye'de cari açık, bütçe açığı ve yatırım tasarruf açığı ilişkisi, *Cumhuriyet Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 14(2), 253-269.
- Uslu, H. (2020). Yurtiçi tasarruf-yatırım dengesi cari işlemler dengesine etkileri: Türkiye ekonomisi için dönemsel karşılaştırmalı bir analiz, *Erciyes Üniversitesi Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 12(22), 355-343.