

**Türkiye’de Finansal ve Ticari Dışa Açıklık ve Ekonomik Büyüme<sup>1</sup>****Ş. Mustafa ERSUNGUR<sup>2</sup>  
Yusuf DEMİRCİ<sup>3</sup>****Geliş Tarihi/ Received**

06/01/2020

**Kabul Tarihi/ Accepted**

18/03/2020

**Yayın Tarihi/ Published**

15/04/2020

**Citation/Atıf:** *Ersungur, M. ve Demirci, Y., (2020), Türkiye’de Finansal ve Ticari Dışa Açıklık ve Ekonomik Büyüme, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, 34(2): 577-601, DOI: 10.16951/atauniibd.671272*

**Öz:** 1980'lerden sonra gelişmekte olan ülkelerin yoğun katılımıyla artan küreselleşme olgusu, mal akımlarının yanında finansal hareketliliği de önemli ölçüde artırmıştır. Finansal serbestleşme olarak adlandırılan bu olgu, piyasalararası sınırların ortadan kalkmaya başladığı yeni süreçte sermaye hareketlerinin ülkelerin iktisadi büyümeleri üzerinde ne tür etkilere yol açtığı konusunda yoğun tartışmalara neden olmuştur. Söz konusu tartışmalar Türkiye için de geçerlidir. Bu nedenle finansal ve ticari dışa açıklığın Türkiye ekonomisi üzerindeki etkisi yapılan ekonometrik bir analizle incelenmiştir. Çalışmada 1998-2017 dönemine ait üçer aylık reel Gayri Safi Yurtiçi Hâsıla (GSYİH) büyüme oranı, finansal ve ticari dışa açıklık oranı değişkenleri kullanılmıştır. Yapılan analiz sonucunda; ticari dışa açıklığın %1 artması durumunda büyümenin %0,69 azaldığı finansal dışa açıklığın %1'lik artışında ise büyümenin %0,58 arttığı anlaşılmıştır. Ayrıca finansal dış açıklıktan GSYİH'ye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ticari dışa açıklık ile gerek finansal dış açıklık gerekse de GSYİH arasında herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır.

**Anahtar Kelimeler:** Finansal Dışa Açıklık, Ticari Dışa Açıklık, Ekonomik Büyüme

***Financial and Trade Openness in Turkey and Economic Growth***

**Abstract:** *The globalization phenomenon which increased after the 1980s with the participation of developing countries, increased financial mobility significantly as well as goods flows. This phenomenon, called financial liberalization, has led to intense debates about the effects of capital movements on the economic growth of countries in the new process in which inter-market boundaries have disappeared. In this study; an econometric analysis was conducted by using time series of real quarterly gross domestic product (GDP), financial openness and trade openness variables for the quarterly period of 1998-2017. As a result of this study; 1% increase in trade openness decreased the growth by 0.69% and despite that 1% increase in financial openness*

<sup>1</sup>Bu çalışma, Dr. Öğr. Üyesi Ş. Mustafa ERSUNGUR danışmanlığında Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsünde yürütülen ve kabul edilen “Finansal Serbestleşme ve Ekonomik Büyüme: Türkiye Üzerine Ekonometrik Bir Analiz (1998-2017)” başlıklı yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

<sup>2</sup>Dr. Öğr. Üyesi, Atatürk Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü, <https://orcid.org/0000-0003-3661-7216>

<sup>3</sup>Sosyal Güvenlik Uzmanı, Sosyal Güvenlik Kurumu Aktüerya ve Fon Yönetimi Daire Başkanlığı, <https://orcid.org/0000-0003-3281-903X>

*increased the growth by 0.58%. On the other hand one-way causality relationship was determined from financial openness to GDP and there was no causality from trade openness to financial openness and GDP.*

**Key Words:** *Financial Openness, Trade Openness, Economic Growth*

### **EXTENDED SUMMARY**

**Background:** The globalization phenomenon, which increased after the 1980s with the participation of developing countries, increased financial mobility significantly as well as goods flows. This phenomenon, called financial liberalization, has led to intense debates about the effects of capital movements on the economic growth of countries in the new process in which inter-market boundaries have disappeared. A similar process has occurred in Turkey. Turkey's trade and financial sector liberalization have began with the Economic Stabilization Decisions January 24, 1980. In this context, fixed exchange rate regime was abandoned and flexible exchange rate regime was adopted. Within this framework, interest rates were liberalized with the decision numbered 32 on The Protection of The Value of The Turkish Currency, which entered into force in 1989 and the barriers to the purchase and sale of securities in and out of the market were completely liberalized.

**Purpose:** The aim of this study is to analyze the relationship between financial and trade openness and economic growth in Turkey. for this aim; some questions need to be answered? These are; Do financial and trade openness spur the economic growth? What is the short and long run relations with financial/trade openness and economic growth? and Is there any causality between financial/trade openness and economic growth? With the answering these questions liberalization policy in Turkey can be understood more clearly. In the literature review; the relationship between liberalization and growth in developing countries is not clear. On the other hand, liberalization in developed countries seems to be a positive factor in economic growth. It is assumed that positive effect of financial and trade openness on economic growth in developed countries are linked with their stable and deep market structure.

**Method:** In this study; an econometric analysis was conducted by using time series of real quarterly gross domestic product (GDP), trade openness and financial openness variables for the quarterly period of 1998-2017. Data was compiled from Central Bank of The Turkish Republic, Turkish Statistical Institute and The Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) database. Autoregressive Distributed Lag Bound Test (ARDL) was used for the long run relationship between financial and trade openness and economic growth. Together with this; Toda-Yamamoto metot was used to specify the Granger Causality between the selected variables. Financial and trade openness rates was built with based on the study by Aizenman which were generally accepted in the literature. Trade openness ratio:  $[(\text{export} + \text{import}) / \text{GDP}]$  and financial openness ratio:  $[(\text{gross capital inflow} + \text{gross capital outflow}) / \text{GDP}]$

were calculated by these formulas. Economic growth rate was calculated by the change of quarterly Gross Domestic Product (GDP) to the previous period.

**Conclusions:** According to the study result; 1% increase in financial openness increased economic growth by 0.58%. However for the trade openness 1% increase is decreasing the growth by 0.69%. On the other hand one-way positive causality relationship was determined from financial openness to GDP and there was no causal relationship from trade openness to financial openness and GDP.

### Giriş

Finansal serbestleşme kısaca finans piyasalarının çeşitli kontrol ve sınırlamalardan arındırılarak uluslararası rekabete açılmasıdır. Sermaye piyasalarının serbestleştirilmesi, kurların dalgalanmaya bırakılması ve uluslararası sermaye akımlarının artması serbestleşmenin temel göstergeleri şeklinde sıralanabilir Ticari serbestleşme ise mal ve hizmetlerin herhangi bir sınırlamaya tabi olmaksızın sınırlar ötesinde serbest dolaşımı şeklinde ifade edilebilir. Ticari serbestleşme ile ülkeler arasında hammadde, sermaye malları ve ara mal niteliğindeki emtia herhangi bir engel olmaksızın dolaşabilmektedir (Durusoy, 2000, s. 15-25).

Ekonomi biliminin en çok üzerinde durduğu araştırma konularından biri olan iktisadi büyüme kavramı, bir ülkede elde edilen toplam hâsılının bir önceki döneme göre artışını ifade etmektedir. Geçmişten günümüze dek ekonomik zenginliklerin kaynağını bulmaya çalışan iktisatçılar 18. yüzyılın sonlarından itibaren refah ve zenginlik ile ilgili teoriler geliştirmeye başlamışlardır. II. Dünya Savaşı'nın ardından ülkelerin ekonomik gelişmişlik düzeyleri arasında belirginleşen farklılıklar büyüme ile ilgili yapılan araştırmalarda bazı ülkelerin neden diğerlerinden daha zengin ve hızlı büyüdüğü sorusunu öne çıkarmıştır.

Dünya ekonomisinin 1929 yılında karşılaştığı büyük buhran küresel ölçekte büyük bir çöküntünün yaşanmasına neden olmuştur. Yaşanan durgunluğun Klasik iktisatçıların benimsedikleri şekliyle ekonominin kendiliğinden dengeye gelmesiyle aşılacağı kanaati krizin derinleşmesine yol açmıştır. Görünmez elin piyasaları toparlayamaması liberal ekonomi politikalarının sorgulanmasına sebep olmuş ve 1929 ekonomik buhranı ile liberal iktisadi görüş yerini Keynesyen iktisat anlayışına terk etmiştir

Büyük buhran ve sonrasında yaşanan ikinci dünya savaşı ile daralan ekonomiler 1945 sonrası dönemde yeniden canlanma sürecine girmişlerdir. 1950 ile petrol krizinin yaşandığı 1973 dönemde dünya genelinde iktisadi büyüme bakımından bir altın çağ süreci yaşanmıştır.

Neo-Klasik okulun temsilcilerinden olan McKinnon ve Shaw 1973 yılında dikkatlerini finansal baskı üzerine yoğunlaştırmışlardır. Gelişmekte olan ülkelerin (GOÜ) büyüme ve kalkınmalarında finansal baskının negatif etkiye sahip olduğunu, bu nedenle düşük reel faiz oranlarının GOÜ'lerde piyasa mekanizması tarafından belirlenmesi gerekliliğini ifade etmişlerdir. İki

akademisyen yapmış oldukları analizde, “finansal baskının” GOÜ’lerin finans piyasalarından kaldırılması, finansal sınırlamalara ülke içi faiz oranlarının piyasaca belirlenmesi yoluyla son verilmesinin, ülkelerin büyüme ve faiz oranlarında artış yaratabileceğini belirtmişlerdir. McKinnon ve Shaw’a göre, faiz oranlarına koyulan bir tavan bir yandan tasarrufları azaltırken, öte yandan sermaye birikiminin verimli kaynaklara tahsisine engel olmaktadır. McKinnon finansal baskının, firmaları sübvansiyonlardan faydalanmak amacıyla sermaye yoğun teknolojilere itmekle birlikte yüksek getirili ve kısa vadeli projeleri tercih etmelerine neden olacağını belirtmiştir (Gemech & Struthers, 2003, s. 3).

1980’li yılların başından itibaren finansal serbestleşmeyi savunan yaklaşımlara çeşitli eleştiriler gelmeye başlamıştır. Bu eleştirileri yapanların önde gelenlerinden Yeni Keynesyen ekole mensup Joseph Stiglitz, Mc Kinnon ve Shaw’ın savundukları tezin tam aksine finansal serbestleşmenin özellikle gelişmekte olan ülkeler açısından finansal krizlere neden olduğunu ifade etmiştir. Stiglitz sermaye hesabı liberalizasyonun ekonomide istikrarsızlık ve büyümede gerilemeye sebep oluşunu piyasalarda mükemmel olmayan bilgi simetrisine bağlamaktadır. Stiglitz’e göre piyasalarda var olacak bir bilgi asimetrisi, piyasaları pareto etkin işleyişten uzaklaştıracaktır (Stiglitz, 2000, s. 1075-1076).

1980’lerden sonra gelişmekte olan ülkelerin (GOÜ) yoğun katılımıyla artan küreselleşme olgusu, mal akımlarının yanı sıra finansal hareketliliği de önemli ölçüde artırmıştır. Böylece piyasalararası sınırların ortadan kalkmaya başladığı yeni ekonomik düzende, sermaye akışlarının ülkelerin iktisadi büyümeleri üzerinde ne tür etkilere sebebiyet verdiği yoğun tartışmalara konu olmuştur. Dünya’da yaşanan krizlerin sebepleri arasında serbestleşme hareketlerinin tetikleyici olup olmadığı, büyüme yaşayan ekonomilerde sermaye hareketlerinin nasıl bir etkiye sahip olduğuna ilişkin soru işaretleri konu hakkında çok sayıda teorik ve deneysel araştırmanın yapılmasını gerektirmiştir.

### **1. Literatür Özeti**

İktisat yazınında finansal ve ticari serbestleşme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ele alan geniş bir literatür bulunmaktadır. Finansal serbestleşmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisini inceleyen araştırmalar 1990’lardan sonra yoğunlaşmıştır. Uygulamalı analizlerde kullanılan modeller, örnek büyüklükleri, modele dâhil edilen değişkenler ve araştırma dönemlerine göre farklılıklar göstermektedirler.

#### *1.1. Yurtdışı Literatürü*

Çalışmaların bulguları ülkelerin gelişmişlik düzeyi ve çalışılan ülke sayısına göre çeşitlilik göstermektedir. Söz konusu çalışmalardan edinilen genel görüş; finansal ve ticari serbestleşmenin gelişmiş ve piyasa derinliğine sahip ekonomilerde büyümeyi olumlu etkilediğidir. Özellikle gelişmekte olan ve sığ piyasa yapısına sahip ülkeler için serbestleşme hareketlerinin kimi durumlarda spekülâtif nitelik kazanarak söz konusu ülkeleri krize ve istikrarsızlığa

yönlendirme ihtimalinden söz edilebilir. Yapılan yurtdışı çalışmalara ait örnek literatür özeti Tablo 1’de gösterilmektedir.

**Tablo 1: Yurtdışı Literatür Örnekleri**

| Yazar/Yıl   | Değişken   | Dönem Metot   | Sonuç   |
|---|--|---|---|
| (Borenztein, De Gregorio, & Lee, 1995)<br>(69 Ülke)   | DYSY<br>Beşeri Sermaye<br>GSYİH  | (1970-1989)<br>Kesitsel Regresyon<br>Analizi  | DYSY’lerin ülkelerin ekonomik büyümelerini pozitif yönde etkilediği sonucuna varılmıştır.   |
| (Quinn, 1997)<br>(64 Ülke)  | Finansal Dış<br>Açıklık<br>Yatırımlar<br>Nüfus artışı<br>GSYİH vd.                   | (1958-1989)<br>Kesitsel Regresyon<br>Analizi  | Uzun dönemli ekonomik büyüme ile finansal dış açıklık arasında pozitif yönde güçlü bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir.   |
| (Agrawal, 2000)<br>(Beş G. Asya<br>Ülkeleri)  | GSYİH<br>İhracat<br>İstihdam<br>Yabancı Sermaye<br>Stoku<br>Yurtiçi Sermaye<br>Stoku | (1965-1999)<br>Panel Veri Analizi<br>(Sabit Etkiler<br>Modeli)  | DYSY’lerin 1980 öncesi büyümeye etkisi negatif olurken, 80’lerin başında pozitif olmaya başlamış ve 90’ların başında bu etki olumlu yönde daha da güçlü bir düzeye ulaşmıştır   |
| (Katerina, John, & Athanasios, 2004)<br>(17 Geçiş<br>Ekonomisi)                             | DYSY<br>GSYİH  | (1996-1998)<br>Panel Veri Analizi<br>(Bayesyen Metot)   | DYSY’ler ile ekonomik büyüme arasında anlamlı bir ilişki rastlanmamıştır.   |
| (Carmignani & Chowdhury, 2005)<br>(15 AB ve<br>44 GOÜ)                                      | Sermaye hesabı<br>açıklık endeksi,<br>Finansal açıklık<br>göstergeleri,<br>GSYİH vd. | (1990-2003)<br>Panel Veri Analizi   | Her iki grup çalışması sonucunda finansal açıklığın; ticari ve ekonomik büyüme üzerinde olumlu sonuçlar doğurduğu tespit edilmiştir.  |
| (Al-İrani & Al-Shamsi, 2007)<br>(6 Körfez Ülkeleri)   | DSYS<br>GSYİH  | (1970-2004)<br>(Panel Veri<br>Eşbütünleşme testi)<br>Nedensellik Testi  | DYSY’lerin ekonomik büyümeye olumlu katkı yaptığı anlaşılmıştır. DYSY’ler ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.   |
| (Kim & Bang, 2008)<br>(İrlanda)   | DSYS<br>GSYİH  | (1975-2006)<br><br>ARDL Sınır Testi,<br><br>Granger<br>Nedensellik Testi                                      | DYSY’lerin gerek kısa gerekse de uzun dönemde ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu görülmüştür. İki değişken arasında çift taraflı ve anlamlı bir nedensellik tespit edilmiştir.  |
| (Moudatsou & Kyrkilis, 2009)<br>(15 Avrupa<br>Ülkeleri)<br><br>(4 G. Doğu Asya<br>Ülkeleri) | DYSY<br>GSYİH  | (1970-2003)<br><br>Panel Veri<br>Analizi,<br>(Eş bütünleşme<br>Testi)<br><br>Granger<br>Nedensellik<br>Testi) | Büyüme ile DYSY’ler arasında güçlü ve pozitif bir ilişki her iki ülke grubunda görülmüştür. Avrupa ülke grubunda ekonomik büyümeden DYSY’lere doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. Asya ülke grubunda ise Endonezya ve Tayland için çift yönlü, Singapur ve Filipinler için ise DYSY’lerden büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. |

**Tablo 2 Devamı: Yurtdışı Literatür Örnekleri**

|   |  |  |   |
|---|--|--|---|
| (Faras & Ghali, 2009)<br>(6 Körfez Ülkesi)                          | DYSY<br>GSYİH<br>İthalat, İhracat<br>Sabit Sermaye<br>Yatırımları                              | (1970-2006)<br><br>ARDL Sınır Testi  | Yeterince güçlü olmasa da<br>DYSY’lerin ekonomik büyüme<br>üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir<br>etki meydana getirdiği tespit<br>edilmiştir.  |
| (Ağayev, 2010)<br>(25 Geçiş<br>Ekonomisi)                           | DYSY<br>GSYİH  | (1994-2008)<br>Pedroni Panel<br>Eşümleşme<br>Analizi<br><br>Granger<br>Nedensellik Testi | DYSY’ler ile ve ekonomik büyüme<br>değişkenleri uzun dönemde birlikte<br>hareket etmektedir.<br>Granger nedensellik testi sonucuna<br>göre; DYSY’lerden ekonomik<br>büyümeyle doğru güçlü nedensellik<br>ilişikisine rastlanmıştır.   |
| (Kornecki &<br>Borodulin, 2010)<br>(Amerika Birleşik<br>Devletleri) | GSYİH<br>İthalat, İhracat<br>Sabit Sermaye<br>Formasyonu<br>İşgücü artışı,<br>İhracat,<br>DYSY | (1981-2007)<br><br>Regresyon analizi   | Finansal serbestleşmenin ekonomik<br>büyümeyle olumlu yönde etkilediği<br>DYSY’lerin; ekonomik büyümede<br>hayati düzeyde önemli bir etkiye sahip<br>olduğu sonucuna varılmıştır  |
| (Feridun &<br>Sissoko, 2011)<br>(Singapur)                          | DYSY<br>GSYİH  | (1976-2002)<br>VAR<br>Granger<br>Nedensellik Testi                                       | DYSY’lerden ekonomik büyümeyle<br>doğru tek yönlü bir Granger<br>nedensellik tespit edilmiştir.   |
| (Kim, Lin, &<br>Suen, 2012)<br>(90 ülke)                            | DYSY<br>GSYİH  | (1975-2007)<br><br>ARDL Sınır Testi  | Finansal açıklığa bağlı olarak<br>doğrudan yabancı sermaye girişi<br>ekonomik büyümeyle kısa dönemde<br>negatif uzun dönemde ise pozitif<br>etkilemektedir.   |
| (Sani İbrahim &<br>Tanimu, 2016)<br>(Nijerya)                       | Finansal Dış<br>Açıklık<br>Ticari Dış<br>Açıklık<br>Nüfus artışı<br>GSYİH                      | (1980-2012)<br>Johansen Eş<br>Bütünleşme<br>Analizi<br><br>Granger<br>Nedensellik Testi  | Ekonomik büyüme ile ticari dışa<br>açıklık arasında pozitif, finansal dışa<br>açıklık ile ise negatif bir ilişki olduğu<br>tespit edilmiştir.<br>GSYH’nin ticari açıklığın Granger<br>nedeni olduğu, GSYİH ile finansal<br>açıklık arasında herhangi bir<br>nedenselliğin bulunmadığı, ticari<br>açıklık ile finansal açıklık arasında ise<br>çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit<br>edilmiştir. |
| (Rashid, Kashif,<br>& Sobia, 2017)<br>(Pakistan)                    | DYSY<br>GSYİH<br>Ticari Dış<br>Açıklık<br>İşgücü Arzı<br>İthalat/İhracat<br>GSYİH              | (1975-2014)<br><br>Johansen Eş<br>bütünleşme<br>Analizi                                  | Ticari dışa açıklık ve DYSY’lerin<br>ekonomik büyüme üzerinde pozitif<br>etkiye sahip olduğu tespit edilmiştir.   |

**Tablo 3 Devamı: Yurtdışı Literatür Örnekleri**

|  |  |   |   |
|--|--|---|---|
| (Keho, 2017)<br>(Fildişi Sahili)                                   | Sermaye Stoku,<br>Ticari Dış<br>Açıklık<br>İşgücü Açıklığı<br>GSYİH          | (1965–2014)<br><br>ARDL Sınır Testi<br><br>Toda-Yamamoto<br>Nedensellik Testi | Ekonomik büyüme ile ticari dış açıklık değişkeni arasında güçlü ve pozitif bir ilişki bulunmuştur. Toda Yamamoto testinden herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanmamakla birlikte varyans dekompozisyonu analizine göre ticari dış açıklık, sermaye stoku ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. |
| (Mangır,<br>Kabaklarlı, &<br>Ayhan, 2017)<br>(10 Afrika<br>Ülkesi) | Ticari Açıklık<br>İktisadi Büyüme  | (1990-2015)<br>Panel<br>Eşbütünleşme,<br>Panel ARDL,<br>PMG Tahmincisi        | Model sonuçlarına göre ticari açıklıktaki artış uzun vadede ekonomik büyüme üzerinde olumlu etkide bulunmaktadır.   |
| (Zhu, 2018)<br>(Çin)   | Ticari Dış<br>Açıklık<br>Finansal Gelişme<br>Finansa Dış<br>Açıklık<br>GSYİH | (1985-2004)<br><br>Regresyon Analizi  | Ticari dış açıklık göstergeleri ile ekonomik büyüme arasında her ne kadar pozitif bir ilişki bulunsa da istatistiksel olarak anlamlı değildir. Finansal açıklık ilişkisi ise pozitif ve anlamlıdır. Büyümede temel faktör ülke içi sermaye birikimidir.   |

### 1.2. Türkiye Literatürü

Türkiye literatüründe finansal ve ticari serbestleşmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisi çeşitli analitik metotlarla test edilmiştir. Ortaya çıkan bulgular gerek finansal gerekse de ticari serbestleşmenin ekonomik büyüme üzerinde pozitif ya da negatif etkisi olduğu konusunda tam bir literatür birliği olmadığını göstermektedir. Türkiye üzerine yapılan çalışmalara ait literatür özeti Tablo 2’de gösterilmektedir.

**Tablo 4. Yurtiçi Literatür Örnekleri**

| Yazar/Yıl                        | Değişkenler   | Dönem/Metot   | Sonuçlar  |
|----------------------------------|---|---|---|
| (Acaravcı,<br>2000)              | İthalat<br>İhracat<br>Sabit Sermaye<br>Stoku<br>GSYİH vd. | (1984-1999)<br>Johansen<br>Eşbütünleşme<br>Testi  | Sermaye hareketlerinin gayri safi yurt içi hasılayı pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir.   |
| (Utkulu &<br>Kahyaoğlu,<br>2005) | Ticari Dış<br>Açıklık<br>Finansal Dış<br>Açıklık<br>GSYİH | (1990-2004)<br>(TAR ve STAR)<br>Modellemesi,<br>Markow Rejim<br>Değişimi<br>Modellemesi | Türkiye’de finansal açıklık ekonominin sürekli olarak resesyonda kalmasına neden olurken, ticari açıklığın büyümeyi pozitif yönde etkilediği tespit edilmiştir. |

**Tablo 5 Devamı: Yurtiçi Literatür Örnekleri**

|                                  |   |   |  |
|----------------------------------|---|---|--|
| (Uçak, 2006)                     | GSYİH<br>Özel Tüketim<br>Harcamaları<br>Sıcak Para<br>Değişkeni<br>Yatırımlar<br>Faiz Oranları<br>Reel Döviz Kuru | (1991-2006)<br>Johansen<br>Eşbütünleşme<br>Analizi<br>Granger<br>Nedensellik<br>Analizi | Türkiye ekonomisi için GSYİH değişimi ile sıcak para hareketleri arasında bir ilişki ortaya koymaktadır.<br>Granger Nedensellik Testi sonucuna göre; sıcak para GSYİH artışı ile özel tüketim değişkenlerinin birer Granger nedenidir.   |
| (Yapraklı, 2007)                 | Ticari Dışa Açıklık<br>Finansal Dışa Açıklık<br>GSMH  | (1990-2006)<br>Johansen<br>Eşbütünleşme<br>Analizi<br>Granger<br>Nedensellik<br>Analizi | Ekonomik büyümede finansal dışa açıklık negatif ticari dışa açıklık ise pozitif etkiye sahiptir. Ticari ve finansal açıklık ile ekonomik büyüme arasında iki yönlü nedensellik bulunmuştur. Ticari açıklıktan finansal açıklığa doğru tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir. |
| (Tükel, 2007)                    | Sermaye Hesabı<br>Değişkenleri<br>İthalat<br>İhracat<br>GSYİH   | (1992- 1994)<br>Johansen<br>Eşbütünleşme<br>Analizi                                     | Ekonomik büyüme ile ticari açıklık oranı arasında kuvvetli ve pozitif, finansal açıklık oranı arasında ise zayıf ve negatif yönlü bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir  |
| (Musullugil, 2007)               | Reel Faiz<br>DYSY<br>Enflasyon<br>Tasarruflar<br>Büyüme Hızı  | (1981-2005)<br><br>Panel Veri<br>Analizi  | Türkiye’ye ait sonuçlara göre; yabancı sermaye girişlerinin ekonomik büyümeyi olumlu etkilemekle birlikte aşırı borçlanmaya neden olup finansal sistemin kırılganlığını arttırmaktadır.  |
| (Afşar, 2007)                    | DSYS<br>GSYİH   | (1992-2006)<br>Granger<br>Nedensellik<br>Analizi  | Sermaye yatırımlarından ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir.   |
| (Korkmaz, Çevik, & Birkan, 2010) | Finansal Dışa Açıklık<br>GSYİH,   | (1990-2008)<br>Regresyon<br>Analizi   | Finansal dışa açıklığın ekonomik büyüme üzerinde doğrudan etkisi %0,17, dolaylı etkisi %-0,0031 olarak bulunmuştur.  |
| (Ayaydın, 2010)                  | DYSY<br>GSMH  | (1970-2007)<br>Eşbütünleşme<br>ve Granger<br>Nedensellik<br>Testleri                    | DYSY’ler ile ekonomik büyüme arasında pozitif ve güçlü bir ilişki ve DYSY’lerden GSMH’ye doğru tek yönlü bir nedensellik bulunmuştur.  |
| (Kıran & Güriş, 2011)            | Ticari ve<br>Finansal Dışa Açıklık Oranı<br>GSMH  | (1992-2006)<br>ARDL Sınır<br>Testi<br>Toda<br>Yamamoto<br>Nedensellik<br>Testi          | Ticari dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasında çift taraflı bir nedensellik bulunmuştur.<br>Ticari açıklıkta meydana gelebilecek %1’lik bir artış, büyümeyi kısa dönemde %8,62, uzun dönemde ise %4.38 azaltacaktır.   |
| (Dalkılıç, 2015)                 | DYSY<br>Portföy<br>Yatırımları<br>GSYİH   | (1992-2014)<br>Eşbütünleşme<br>ve Granger<br>Nedensellik<br>Testi                       | Sermaye girişlerinin Türkiye’de ekonomik büyümeyi %0,95 oranında arttırdığı ve sermaye girişlerinden ekonomik büyümeye doğru tekyönlü bir nedenselliğin olduğu tespit edilmiştir   |



**Tablo 6 Devamı: Yurtiçi Literatür Örnekleri**

|                                    |   |   |   |
|------------------------------------|---|---|---|
| (Ümit, 2016)                       | Ticari Dış Açıklık<br>Finansal Dış Açıklık<br>GSYİH | (1989-2014)<br>Eşbütünleşme Testi,<br>Toda-<br>Yamamoto<br>Nedensellik Testi    | Ekonomik büyümenin ticari açıklıktan negatif, finansal açıklıktan pozitif ve istatistiki olarak anlamlı etkilendiği sonucuna varılmıştır. Finansal açıklık ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü ve büyümeden ticari açıklığa doğru olan tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir.   |
| (Çeştepe, Yıldırım, & Özbek, 2017) | Ticari ve Finansal Dış Açıklık Oranı<br>GSYİH       | (1998-2016)<br>Varyans<br>Ayrıştırması,<br>Granger<br>Nedensellik<br>Analizleri | Ekonomik büyüme ilk dönem kendisi tarafından açıklanırken, devam eden 10 dönemlik değişimin %10,72 si finansal açıklık, %0,17 ise ticari açıklık değişkeni tarafından açıklanmaktadır. Ekonomik büyüme ile finansal açıklık arasında ve finansal açıklık ile ticari açıklık arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. |
| (İlter & Doğan, 2018)              | Ticari ve Finansal Dış Açıklık Oranı<br>GSMH        | (1998-2016)<br>Granger<br>Nedensellik Testi                                     | Ticari açıklıktan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.   |

Yapılan çalışmalar değerlendirildiğinde genel olarak gelişmiş piyasalara sahip ülkelerde finansal serbestleşmenin büyümeyi olumlu etkilediği anlaşılmaktadır. Gelişmiş ülkelerdeki piyasa yapısının derinliğinin büyümede etkili olduğu düşünülmektedir. Türkiye üzerine yapılan analizlere bakıldığında ise yapılan çalışmalarda tam bir görüş birliği olmadığı görülmektedir. Bununla birlikte özellikle son dönem analizlerinde finansal serbestleşmenin finansal açıklık değişkeni ölçeğiyle ekonomik büyümeye olumlu katkı yaptığı görülmüştür.

## 2. Türkiye Üzerine Ekonometrik Bir Analiz

Bu çalışmadaki amaç finansal ve ticari dış açıklık değişkenleri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin bir ekonometrik model yardımıyla analizidir. Bu makalede ekonomik büyüme ile ticari ve finansal açıklık arasındaki ilişki ekonometrik model kurularak analiz edilmiştir. Çalışmada kullanılan seriler dolar (\$) cinsinden reel GSYİH, finansal dış açıklık ve ticari dış açıklık serileridir. Bu amaçla temel serbestleşme göstergelerinden olan finansal ve ticari dış açıklık göstergeleri ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki ARDL sınır testi yaklaşımıyla incelenmiş ve değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Toda-Yamamoto nedensellik testi ile analiz edilmiştir.

### 2.1. Araştırmanın Kapsamı

Bu çalışmada Türkiye için 1998-2017 dönemine ait üçer aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmanın verileri; reel GSYİH finansal açıklık ve ticari açıklık oranı değişkenlerinden oluşmaktadır. Çalışmada kullanılan reel GSYİH, finansal ve ticari dış açıklık serileri dolar cinsinden alınmıştır. Reel GSYİH serisi Census X-12 yöntemi kullanılarak mevsimsellikten arındırılmış daha sonra doğal

logaritması alınarak işlemlere devam edilmiştir. Aizenman tarafından yapılan çalışma esas alınarak literatürde genel kabul görmüş olan şekilleriyle finansal dışa açıklık oranı; [(gayri safi sermaye girişi + gayrisafi sermaye çıkışı) /GSYİH], ticari dışa açıklık oranı; [(ihracat + ithalat)/GSYİH] şeklinde hesaplanmıştır (Aizenman, 2008, s. 372-386). Ticari dışa açıklık ve finansal dışa açıklık serileri önce Census X-12 yöntemi kullanılarak mevsimsellikten arındırılmış daha sonra oranlar oluşturulmuştur. Verilerin temininde T.C. Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, TÜİK ve OECD İstatistiklerinden yararlanılmıştır. Veri seti analizinde E-Views 9 ekonometrik analiz paket programından yararlanılmıştır.

### *2.2. Yöntem*

Çalışmada finansal ve ticari dışa açıklık değişkenleri ile reel GSYİH arasındaki ilişki tahmin edilmeden önce değişkenlerin zaman serisi özelliklerini incelemek için durağan olup olmadıkları araştırılmıştır. Zaman serisi analizlerinin uygulanabilmesi için serilerin durağan olması gerekmektedir. Durağan olmayan serilerle çalışılması aslında var olmayan ilişkiler ortaya koyarak sahte regresyon problemi ile karşılaşılmasına sebep olabilmektedir (Gujarati, 1999, s. 737-762).

Serilerin durağanlığının araştırılmasında serilerdeki otokorelasyon ve değişen varyans sorunlarını göz önüne alan bir birim kök testi olan Phillips-Perron (PP) birim kök analizi kullanılmıştır. Zaman serilerinin otokorelasyon sorununu barındırdığı göz önüne alındığında bu test zaman serisi verileri için uygun bir test özelliği taşımaktadır. Öte yandan serilerde yapısal kırılma olabileceği göz önünde bulundurularak Vogelsang ve Perron Yapısal Kırılmalı (Augmented Dickey–Fuller) ADF Birim Kök Testi de ayrıca uygulanmıştır.

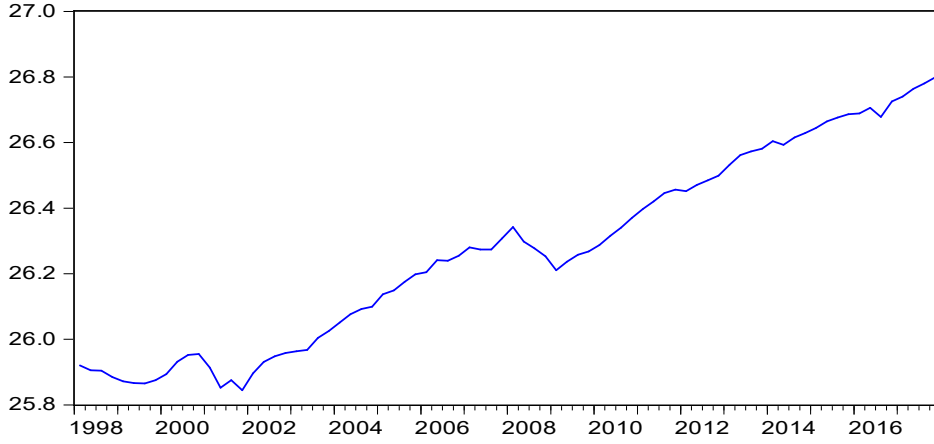
Birim kök testleri sonucunda serilerin durağanlık düzeyleri farklı bulunduğundan Pesaran tarafından geliştirilen “ARDL (Autoregressive Distribution Lag) Sınır Eşbütünleşme Testi” ile değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin var olup olmadığı test edilmiştir (Pesaran, Shin, & Smith, 2001, s. 289-326). Ayrıca sınır testi yaklaşımının düşük sayıda gözlemi içeren verilerle de sağlıklı sonuçlar verdiği bilindiğinden çalışmada bu yöntem tercih edilmiştir (Narayan, 2005, s. 1979-1990). Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin bulunması gerçek bir uzun dönemli ilişki anlamına gelmektedir. Uzun dönemli ilişkinin varlığının tespiti sonucunda kısa dönemli dinamiklerin tespiti için hata düzeltme modeli kurulmuştur. Seriler arasında uzun dönemli ilişkiye bağlı olarak nedensellik ilişkisi ve yönü “Toda-Yamamoto Nedensellik Testi” yardımıyla araştırılmıştır. Bu yöntemin kullanılmasının sebebi serilerin farklı derecelerde durağan olmasıdır.

### *2.3. Analiz*

Verilerin durağanlıklarının test edilmesinden önce serilerde mevsimsellik bulunup bulunmadığı incelenmiştir. Bu amaçla değişkenleri oluşturan her bir veri

seti ayrı ayrı olmak üzere mevsimsellikten arındırma işlemine tabi tutulmuş ve mevsimsellikten arındırılmış seriler ile değişkenler oluşturulmuştur.

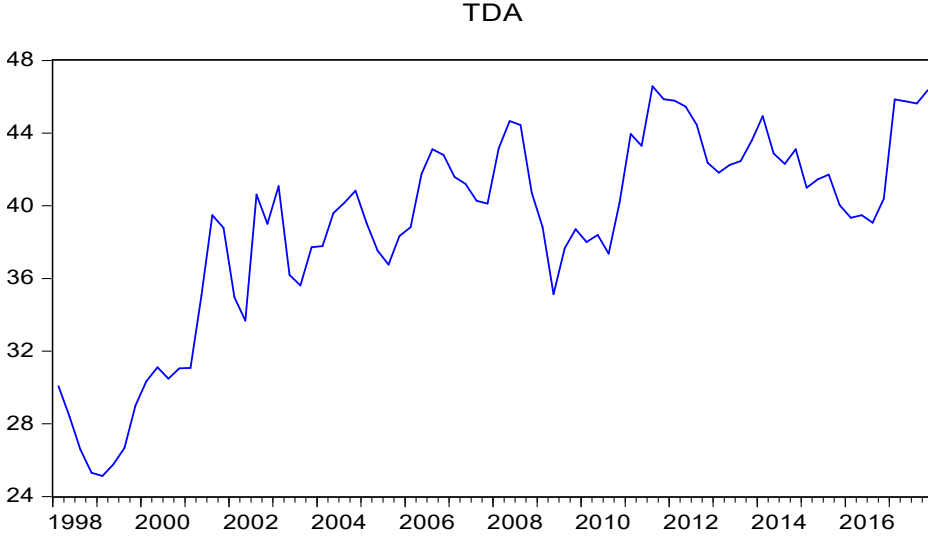
LNGSYİH



Şekil 1: Doğal Logaritması Alınmış Reel GSYİH Serisinin Grafiği

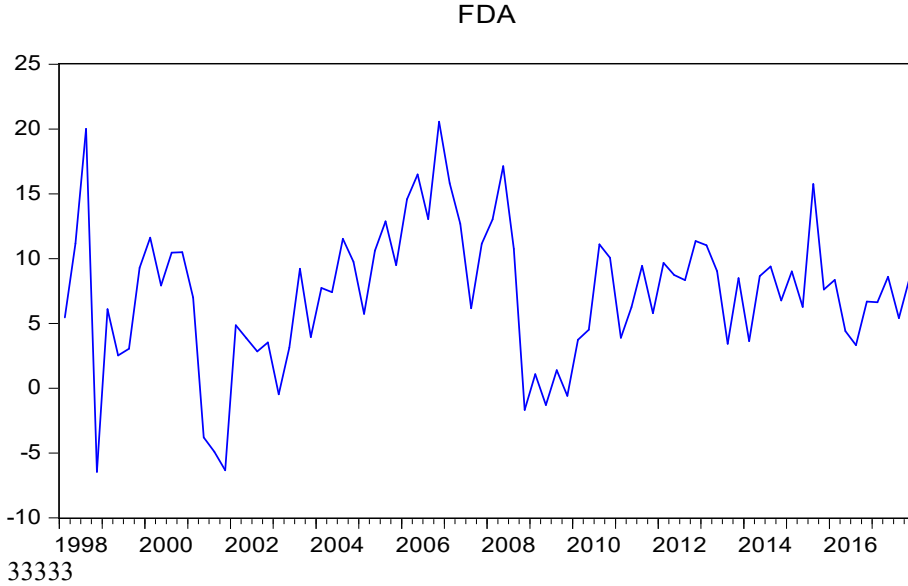
Şekil 1’de görüldüğü üzere doğal logaritması alınmış reel GSYİH serisinde mevsimsellik görülmemektedir. Doğal logaritmanın alınmasındaki temel amaç hesaplama kolaylığı sağlanmasıdır. Zaten kullanılan reel GSYİH serisi mevsimsellikten arındırılmış seridir. Doğal logaritması alınmış GSYİH serisi (LNGSYİH) incelendiğinde seride kırılmaların olduğu görülmektedir.

Ticari dışa açıklık serisinin grafiği ise Şekil 2’de verilmiştir. Bu seride de mevsimsellik olmadığı görülmektedir. Bunun nedeni, ticari dışa açıklık serisi oluşturulmadan önce bu seriyi oluşturan ithalat, ihracat ve GSYİH serilerinin mevsimsellikten arındırılmış olmasıdır. Mevsimsellikten arındırılan seriler kullanılarak ticari dışa açıklık serisi oluşturulmuştur.



Şekil 2: Ticari Dışa Açıklık (TDA) Serisinin Grafiği

Finansal dışa açıklık serisi ise Şekil 3’te gösterilmektedir. Ticari dışa açıklık serisinde olduğu gibi burada da seriler önce mevsimsellikten arındırılmış sonra finansal dışa açıklık serisi oluşturulmuştur.



Şekil 3. Finansal Dışa Açıklık (FDA) Serisinin Grafiği

### 2.3.1. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi

Finansal ve ticari dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi tahmin etmek için Phillips-Perron (PP) birim kök testi uygulanarak serilerin durağan olup olmadıkları ve durağanlık seviyeleri araştırılmıştır. PP birim kök

testi hata terimlerinin zayıf derecede bağımlılığına ve heterojen olarak dağılımına izin vermektedir. Bu sayede otokorelasyon problemi ortaya çıkmamaktadır (Walter, 2004, s. 1-26).Phillips-Perron için birim kök testi regresyon denklemi aşağıdaki gibidir.

$$y_t = \mu + ay_{t-1} + u_t$$
$$y_t = \mu + \beta \left( t - \frac{1}{2}T \right) + ay_{t-1} + u_t$$

Burada T gözlem sayısını  $u_t$  hata terimlerinin dağılımını göstermektedir. Hata teriminin beklenen değeri sıfıra eşittir ( $E(u)=0$ ). Burada içsel bağıntının olmadığı veya homojenlik varsayımı gerekli değildir.

Bir serinin durağanlığı; serinin beklenen değerinin, varyansının ve kovaryansının zamandan bağımsız olmasını ifade eder. Bir diğer ifadeyle durağanlık zaman serisinin kendi aritmetik ortalaması etrafında dalgalanmasıdır. LNGSYİH serisine ait hipotez aşağıdaki gibidir. Benzer hipotezler TDA ve FDA serileri için de kurulmuştur.

$H_0$ = LNGSYİH serisi birim kök içermektedir (Durağan değildir).

$H_1$ = LNGSYİH serisi birim kök içermemektedir (Durağandır).

PP birim kök testi sonuçları Tablo 3'te sunulmuştur.

**Tablo 3. Phillips Perron Birim Kök Analizi Sonuçları**

| Değişken Adı    | Seviye Değerleri |                 | 1. Fark Değerleri |                 |
|-----------------|------------------|-----------------|-------------------|-----------------|
|                 | Sabitli          | Sabitli/Trendli | Sabitli           | Sabitli/Trendli |
| LNGSYİH         | 0.8431           | -3.0656         | -7.1609***        | -7.2401***      |
| TDA             | -1.5842          | -2.6691         | -8.7028***        | -8.8374***      |
| FDA             | -5.3589***       | -5.3589***      |                   |                 |
| Kritik Değerler |                  |                 |                   |                 |
| =%1             | -3.5155          | -4.0784         | -3.5166           | -4.0800         |
| b=%5            | -2.8986          | -3.4677         | -2.8991           | -3.4684         |
| c=%10           | -2.5866          | -3.1606         | -2.5868           | -3.1610         |

Tabloda LNGSYİH doğal logaritması alınmış reel gayri safi yurtiçi hâsıla, TDA ticari dışa açıklık oranı, FDA finansal dışa açıklık oranını temsil etmektedir.

\*\*\* %1 anlamlılık düzeyinde durağanlığı göstermektedir.

1998:Q1-2017:Q4 dönemi için çalışmada kullanılan LNGSYİH ve TDA değişkenleri düzey değerlerinde birim kök içermektedir. Bu nedenle durağan değildirler. Tablo 3'te bu iki değişkenin %1 önem düzeyinde birinci farkları ile durağanlaştıkları yani birim kök içermedikleri gözlenmektedir. FDA serisi ise %1 önem seviyesinde düzeyde durağan  $[I(0)]$  olarak bulunmuştur.

### 2.3.2. Vogelsang ve Perron Yapısal Kırılmalı ADF Birim Kök Testi

Durağanlığın test edilmesinde serideki yapısal kırılmaların önem arz ettiği bilinmektedir. Türkiye ekonomisinde çalışmaya dâhil edilen dönemler içinde 1998-1999, 2001 ve 2008 krizlerinin varlığı bilinmektedir. Serilerin

grafiklerinden de görüldüğü üzere (Şekil 1, Şekil.2, Şekil.3) yapısal kırılmaların var oluşu nedeniyle serinin durağanlığı Phillips Perron birim kök testine alternatif olarak Vogelsang ve Perron tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı ADF testi ile de incelenmiştir (Vogelsang & Perron, 1998, s. 1073-1100). Testin hipotezleri;

$H_0$ = Yapısal kırılmalar varken seri durağan değildir.

$H_1$ = Yapısal kırılmalar varken seri durağandır.

Bu çalışmada yapısal kırılmaları test etmek için Vogelsang ve Perron yapısal kırılmalı ADF birim kök testi kullanılmış ve testin sonuçları Tablo 4’te sunulmuştur.

Tablo 4. Vogelsang ve Perron Yapısal Kırılmalı ADF Birim Kök Testi Sonuçları

| Değişken         | Vogelsang ve Perron ADF Test İstatistiği | Kritik Değerler |           |           | Yapısal Kırılma Tarihi |
|------------------|--|-----------------|-----------|-----------|------------------------|
|                  |  | %1              | %5        | %10       |                        |
| LNGSYİH          | -3,9352                                  | -5,719131       | -5,175710 | -4,893950 | 2008:Q1                |
| TDA              | -4,8031                                  | -5,719131       | -5,175710 | -4,893950 | 2003:Q1                |
| FDA              | -6,3013***                               | -5,719131       | -5,175710 | -4,893950 | 2008Q2                 |
| $\Delta$ LNGSYİH | -7,9398***                               | -5,719131       | -5,175710 | -4,893950 | 2009:Q1                |
| $\Delta$ TDA     | -8,7826***                               | -5,719131       | -5,175710 | -4,893950 | 2001:Q3                |

Not: Gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) kullanılarak belirlenmiştir.

\*\*\*: %1 anlamlılık düzeyinde durağanlığı göstermektedir.

$\Delta$ : serilerin birinci farkını ifade etmektedir.

Tablo 4’teki sonuçlar Tablo 3’teki sonuçları destekler niteliktedir. Bu serilerden LNGSYİH serisi ile Ticari Dışa Açıklık (TDA) serisi düzeyde durağan değilken, finansal dışa açıklık serisinin ise düzeyde durağan olduğu görülmektedir. Yani bu durumda LNGSYİH serisi ve TDA serisi için  $H_0$  hipotezi kabul edilirken, FDA serisi için  $H_0$  hipotezi reddedilmiştir. Ancak LNGSYİH ve TDA serilerinin birinci farkları alındığında  $H_0$  hipotezinin reddedildiği ve serilerin birinci farklarının durağan olduğu sonucuna varılmıştır. Sonuç olarak LNGSYİH ve TDA serileri I(1) yani birinci sıra fark durağan serilerdir. FDA serisi ise I(0) yani düzeyde durağan bir seridir. Bu durumda serilerin düzey değerleri ile yapılacak regresyon tahminleri sahte regresyon sorunu içerecektir.

### 2.3.3. Eşbütünleşme Testi

Yapılan birim kök testleri sonucunda değişkenlere ait serilerin farklı dereceden durağan oldukları tespit edilmiştir. Hem PP birim kök testi hem de Vogelsang ve Perron yapısal kırılmalı ADF testi benzer sonuçları vermektedir. Geleneksel eşbütünleşme testleri serilerin aynı düzeyde ve düzey olarak da I(1) seviyesinde durağan olmalarını gerektirmektedir. Pesaran, Shin ve Smith tarafından geliştirilen ARDL sınır (eşbütünleşme) testi ise bağımlı değişkenin serisi I(1) olmak kaydıyla açıklayıcı değişkenlere ait serilerin -I(2) olmamak

kaydıyla- aynı seviyede durağan olmasını gerektirmeyen farklı seviyede durağan seriler için eşbütünleşme analizine imkân tanıyan bir tahmin yöntemidir (Topal & Şentürk, 2019, s. 189-122).

ARDL modeli kurulurken krizlerin varlığının da modele dâhil edilmesi için bir kukla (dummy) değişken modele dâhil edilmiştir. İncelenen dönemlerde üç kriz meydana gelmiştir. Krizler 1998-1999 krizi, 2001 krizi ve 2008 ekonomik krizleridir. Bu nedenle kriz değişkenlerini temsilen krizin etkili olduğu dönemlere 1 diğer dönemlere ise 0 atanarak bir kukla değişken oluşturulmuştur.

Kukla (Dummy)  $\left\{ \begin{array}{l} 1, \text{ Krizin var olduğu dönemler,} \\ 0, \text{ Kriz olmayan dönemler,} \end{array} \right.$

ARDL sınır eşbütünleşme testi yapılmadan önce gecikme uzunluklarının belirlenmesi gerekmektedir. Gecikme uzunluğunun tespiti için Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn kritik değerlerinden faydalanılmaktadır. Bu değerlerin en küçük olanı gecikme uzunluğu olarak seçilir. Ancak küçük olan bu değer gecikme uzunluğu ile oluşturulan modelin hem otokorelasyon hem de değişen varyans sorunu içermemesi gerekmektedir. Modelin otokorelasyon sorunu içermesi sapmalı tahminlere yol açarken değişen varyans sorunu ise etkin olmayan tahminlere yol açacaktır. Bu nedenle öncelikle otokorelasyon sorunun ortadan kaldırılması gerekmekte değişen varyans sorunu ise eğer yapılan düzeltmeler sonucunda da ortadan kalkmıyor ise göz ardı edilebilmektedir. Uygun gecikme uzunluğu ile oluşturulan model otokorelasyon sorunu içeriyorsa ikinci en küçük olan kritik değer gecikme uzunluğu olarak seçilmelidir. Eğer bu sorun devam ediyorsa sorun ortadan kalkıncaya kadar bu işleme devam edilmelidir.

ARDL testi oluşturulurken lineer trendli ve sabitli model seçilmiş ve gecikme uzunluğu otomatik olarak belirlenmiştir. Sabitli ve trendli model seçilmesinin sebebi oluşturulan ARDL modelinde sabit ve trendin istatistiksel olarak anlamlı bulunmasıdır. Modele trend ve sabit eklendiğinde katsayılarında anlamlılıkları artmaktadır. Gecikme uzunluğunun tespit edilmesinde ise Schwarz bilgi kriteri (SC) kullanılmıştır. SC bilgi kriteri her zaman en sade modeli seçmeye odaklanır. Modelde aşırı uyum sorunu yaşamamak amacıyla bu çalışmada SC bilgi kriteri seçilmiştir. Kullanılan değişkenler çeyreklik veriler olduğundan dolayı gecikme uzunluğu maksimum sekiz olarak alınmıştır.

#### 2.3.4. ARDL (Autoregressive Distribution Lag) Modeli

Değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkinin incelenmesi için ARDL modeli aşağıdaki gibi kurulmuştur.

$$\ln GSYİH_t = \omega + n_0 \ln gsyih_{t-1} + n_1 TDA_{t-1} + n_2 FDA_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_{1j} \Delta \ln gsyih_{t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta TDA_{t-j} + \sum_{j=0}^m \beta_{1j} \Delta FDA_{t-j} + \gamma_1 DUMMY + e_t \quad (1)$$

ARDL (p, q, m) modelinde;

$$\omega = \beta_0 + \theta_0 \alpha, n_0 = \theta, n_1 = -\theta_1 \alpha, n_2 = -\theta_2 \alpha, \text{ olarak hesaplanmaktadır.}$$

ARDL testinin sonuçları Tablo 5’te verilmiştir.

Kukla değişken çoklu doğrusallık sorunundan kaçınmak amacıyla sabit regressör olarak modele dâhil edilmiştir.

**Tablo 5. Seçilmiş ARDL(1,0,0) Modelinin Tahmin Sonuçları**

| Değişkenler                | Katsayı             | T İstatistiği |
|----------------------------|---------------------|---------------|
| LNGSYİH(-1)                | 0.739233            | 17.10540      |
| TDA                        | -0.001789           | -2.982106     |
| FDA                        | 0.001507            | 3.505880      |
| DUMMY                      | -0.025296           | -4.556999     |
| C                          | 6.785958            | 6.065404      |
| @Trend                     | 0.003454            | 6.023443      |
| Test Sonuçları             |                     |               |
| R <sup>2</sup>             | 0.997112            |               |
| Düzeltilmiş R <sup>2</sup> | 0.996914            |               |
| LM Testi                   | 0.358830 [0.6998]   |               |
| Jarque Bera                | 4,383257 [0,111735] |               |
| White Testi                | 1.435803 [0.1457]   |               |
| Ramsey Reset               | 1.400680 [0.1656]   |               |

Not: LM Testi, Jarque Bera, White, Ramsey Reset sırasıyla otokorelasyon, normallik, değişen varyans ve model kurma hatası sınaması istatistikleridir.

ARDL modelinin geçerli olabilmesi için modelin öncelikle otokorelasyon sorunu içermemesi gerekmektedir. Aynı zamanda değişen varyans sorunu olmaması da modelin ekonometrik olarak etkin tahminler vermesini sağlamaktadır.

### 2.3.5. ARDL Sınır Eşbütünlüşme Testi

Tablo 5’te görüldüğü üzere kurulan model herhangi bir ekonometrik sorunu içermemektedir. Modelin hata terimleri ise normal dağılmaktadır. Böylece kurulan model ile çalışmaya devam edilebilmektedir.

“ARDL Sınır Testi Modeline” koşullu bir “Hata Düzeltme Modelinin” (Error Correction Model: ECM) eşlik ettiği bilinmektedir. Aşağıdaki formülde görülen model geleneksel ECM modeline benzemektedir. Bu modelin ECM modelinden farkı hata düzeltme teriminin LNGSYİH<sub>t-1</sub>, FDA<sub>t-1</sub>, TDA<sub>t-1</sub> terimleri ile yer değiştirmiş olmasıdır.

$$\Delta lgsyih = \beta_0 + \sum \beta_i \Delta lgsyih_{t-i} + \sum \gamma_i \Delta fda_{t-i} + \sum \delta \gamma_i \Delta tda_{t-i} + \theta_0 lgsyih_{t-1} + \theta_1 fda_{t-1} + \theta_2 tda_{t-1} + e_t \quad (2)$$

Sınır Testinde  $H_0 = \theta_0 = \theta_1 = \theta_2 = 0$  yokluk hipotezi  $H_1 H_1$  alternatif hipotezine karşı “F-test istatistiği” ile test edilmektedir. Bu testin amacı değişkenler arasında uzun dönem denge ilişkisinin yokluğunu tespit etmektir. Eğer LNGSYİH(-1), FDA(-1) ve TDA(-1) değişkenlerinin katsayıları sifıra eşit



ise uzun dönem denge ilişkisinin olmadığı anlaşılır.  $H_1$  hipotezinin kabulü durumunda ise uzun dönem ilişkiden söz edilebilir.

Tablo 6’da sınır testi sonuçları verilmiştir. Sınır testi için kritik değerler Pesaran ve diğerleri tarafından F istatistik dağılımı kullanılarak oluşturulmuştur.

**Tablo 6. Sınır Testi Sonuçları**

| k | F Testi  | %1 Anlamlılık Düzeyinde Kritik Değerler |           |
|---|----------|---|-----------|
|   |          | Alt Sınır                               | Üst Sınır |
| 2 | 8.402119 | 6.34                                    | 7.52      |

k: Denklemdaki bağımsız değişken sayısıdır.

Tablo 6’da görüldüğü üzere hesaplanan F istatistiği Pesaran’ın %1 anlamlılık düzeyi üst kritik değerini [I(1)] aştığı için seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir.  $H_0$  yokluk hipotezi, (eşbütünleşme ilişkisi yoktur) reddedilmiştir. Eşbütünleşme ilişkine bağlı olarak uzun ve kısa dönem ilişkilerini belirlemek için ARDL modeli kurulmuştur. Bu aşamadan sonra uzun ve kısa dönem katsayıların tespiti yapılmıştır.

#### 2.3.6. Hata Düzeltme Modeli

Değişkenlerin aralarındaki kısa dönemli ilişkilerin araştırılması için ARDL yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli sonuçları Tablo 7’de yer almaktadır.

**Tablo 7: ARDL (1,0,0) Yaklaşımına Dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları**

| Değişkenler | Katsayı   | T İstatistiği |
|-------------|-----------|---------------|
| D(TDA)      | -0.001789 | -2.518920**   |
| D(FDA)      | 0.001507  | 2.959986*     |
| D(TREND)    | -0.025296 | -3.881269*    |
| DUMMY       | 0.003454  | 5.476013*     |
| Cointeq(-1) | -0.260767 | -5.539601*    |

\*%1, \*\*%5, \*\*\*%10’da anlamlılığı gösterir.

Kısa dönem uyarılama sürecini anlayabilmek için hata düzeltme katsayısının (cointeq (-1)) işaretine ve büyüklüğüne bakılmalıdır. Katsayı 0 ile -1 arasında ise uzun dönem denge değerine tek düze bir şekilde yaklaşılır. Katsayı pozitif veya -2’den küçük ise dengeden uzaklaşıldığı, -1 ila -2 arasındaysa uzun dönem denge değerinin etrafında azalan dalgalanmalar sergilediğini ifade etmektedir (Alam & Quazi, 2003, s. 97). Analizde, hata düzeltme değişkeninin katsayısı -0,26 olarak belirlenmiştir. Hata düzeltme katsayısı beklendiği gibi negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Bu sonuca göre uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar ortadan kalkmakta ve seriler tekrar uzun dönem denge değerine yakınsamaktadır. Kısa dönemde meydana gelen sapmaların her dönem yaklaşık %26’sı ortadan kalkmaktadır. Bu yakınsama yaklaşık dört (4) dönem içerisinde gerçekleşmektedir (1/0,26=3,8).

Ticari dışa açıklık ile büyüme arasında kısa dönemde negatif bir ilişki bulunurken finansal dışa açıklık ile pozitif bir ilişki bulunmuştur. Bu sonuca göre kısa dönemde ticari dış açıklıkta meydana gelecek bir azalış büyüme üzerinde pozitif yönde bir etki yaratırken finansal dış açıklıkta meydana gelecek bir azalış büyümede azalmaya yol açacaktır.

### 2.3.7. Uzun Dönem İlişki Analizi

Uzun dönem ilişki katsayıları aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır: ARDL (1,0,0) modelinin tahmin sonuçlarına göre hesaplanan uzun dönem katsayıları Tablo 8’de yer almaktadır.

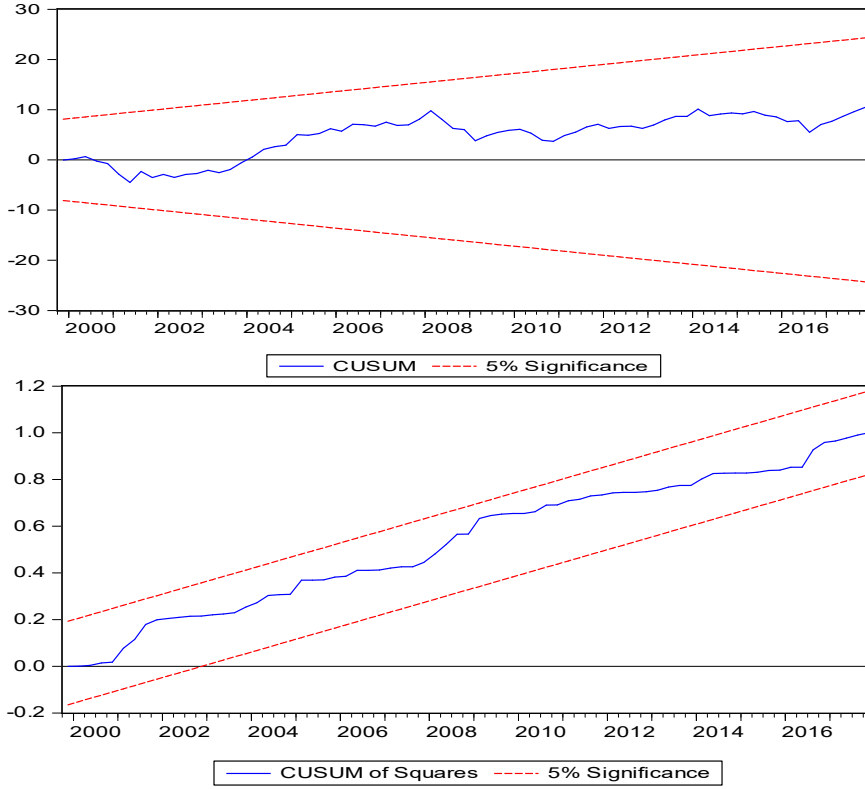
**Tablo 8. ARDL(1,0,0) Modelinden Elde Edilen Uzun Dönem Katsayıları**

| Değişkenler | Katsayı   | T İstatistiği |
|-------------|-----------|---------------|
| TDA         | -0.006861 | -2.634091**   |
| FDA         | 0.005779  | 3.651878*     |
| DUMMY       | -0.097008 | -3.219373*    |
| C           | 26.023023 | 279.803438*   |
| @TREND      | 0.013244  | 24.267536*    |

\*%1, \*\*%5, \*\*\*%10’da anlamlılığı gösterir.

Tablo 8’deki sonuçlar ekonomik büyüme ile ticari dışa açıklık ve finansal dışa açıklık arasında uzun dönemde anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir. Ticari dışa açıklık değişkeninin katsayısı negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Modelde yer alan diğer değişkenlerin sabit olduğu varsayımı altında uzun dönemde ticari dışa açıklığın 1 birim artması ekonomik büyümeyi yaklaşık %0,69 azaltacaktır. Finansal dışa açıklık değişkeninin katsayısı ise pozitif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Modelde yer alan diğer değişkenlerin sabit olduğu varsayımı altında uzun dönemde finansal dışa açıklığın 1 birim artması ekonomik büyümeyi yaklaşık %0,58 arttıracaktır. Kukla (Dummy) değişken de uzun dönemde negatif işaretli ve anlamlı çıkmıştır. Yani, uzun dönemde kriz dönemlerinin ekonomik büyüme üzerine etkisinin negatif olduğu görülmektedir. Bu durumda kriz dönemlerinin ortalama ekonomik büyüme yüzdesinin yaklaşık %9,7 daha düşük olduğu görülmektedir. Yapılan çalışma sonuçları literatürde yapılan araştırmalar ile uyumlu ve beklentilere uygundur.

İncelenen dönemde Türkiye ekonomisinde yaşanan krizlerin varlığından dolayı kısa ve uzun dönem katsayılarının uygunluğunu test etmek amacıyla CUSUM ve CUSUMSQ testleri yapılmıştır. Şekil 4’te CUSUM (ardışık hataların birikimli toplamı) ve CUSUMSQ (ardışık hata karelerinin birikimli toplamı) test istatistiklerinin %5 anlamlılık düzeyinde güven sınırları içerisinde kaldıkları görülmektedir. Bu sonuca göre modelde tahmin edilen parametreler incelenen dönem içerisinde istikrarlı bir yapıya sahiptirler.



Şekil 4. CUSUM VE CUSUMSQ Testleri

#### 2.3.8. Toda-Yamamoto Yöntemi ile Granger Nedensellik Testi

Toda-Yamamoto nedensellik testi (TY), Granger nedenselliğini incelemek için, düzeltilmiş VAR modelinin tahminine dayalı bir yöntemdir. TY nedensellik testinde serilerin durağanlık düzeyleri ya da eşbütünleşme ilişkisinin olup olmaması testin geçerliliğini etkilemediğinden bu test diğer nedensellik testlerine göre daha avantajlıdır. Nedensellik testleri iki değişken arasında sebep sonuç ilişkisi olup olmadığını eğer varsa ilişkinin yönünü test etmek amacıyla kullanılmaktadır. Granger nedensellik testi, kolay uygulanabilmesi sebebiyle en çok tercih edilen yöntemlerden biridir. Ancak çalışmada kullanılan seriler durağan olmadığından dolayı ve farklı eşbütünleşme derecelerine sahip olmaları dolayısı ile kullanılamamaktadır. Bu nedenle “Toda-Yamamoto Yöntemi ile Granger Nedensellik Testi” yapılmıştır (Toda & Yamamoto, 1995, s. 225-250).

TY testi uygulanırken öncelikle bilinen ekonometrik şartların sağlandığı (otokorelasyon ve değişen varyansın olmadığı en uygun gecikme)  $k$  gecikmeli VAR( $k$ ) modeli ve incelenen verilerin maksimum eşbütünleşme derecesi ( $d_{max}$ ) belirlenir. Bu değer tespit edildikten sonra  $k+d_{max}$  gecikmeli bir VAR modeli tahmin edilir ve bu modeldeki bağımsız değişkenlerin parametrelerine kısıtlamalar konularak bağımlı değişkeni anlamlı düzeyde etkileyip etkilemediği

yani nedensellik ilişkisinin varlığı belirlenir. VAR modeline kukla (dummy) ve Trend bileşenleri eklenmiştir. Mevsimsellikten arındırılmış verilere uygulanan TY testi için aşağıdaki VAR modeli “En Küçük Kareler Yöntemi” ile kurulmuştur.

$$LNGSYİH_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_{1i} TDA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} a_{2j} TDA_{t-j} + \sum_{i=1}^k a_{3i} FDA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} a_{4i} FDA_{t-j} + \sum_{i=1}^k a_{5i} LNGSYİH_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} a_{6i} LNGSYİH_{t-j} + a_{7i} DUMMY + e_{t1} \quad (3)$$

$$TDA_t = \theta_0 + \sum_{i=1}^k \theta_{1i} TDA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \theta_{2j} TDA_{t-j} + \sum_{i=1}^k \theta_{3i} FDA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \theta_{4i} FDA_{t-j} + \sum_{i=1}^k \theta_{5i} LNGSYİH_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \theta_{6i} LNGSYİH_{t-j} + \theta_{7i} DUMMY + e_{t2} \quad (4)$$

$$FDA_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} TDA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \beta_{2j} TDA_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{3i} FDA_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \beta_{4i} FDA_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{5i} LNGSYİH_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{d_{max}} \beta_{6i} LNGSYİH_{t-j} + \beta_{7i} DUMMY + e_{t3} \quad (5)$$

Formül 3’te TDA ve FDA değişkeninin LGSYİH değişkeninin nedeni olup olmadığı sınanmaktadır. İlk denklemden LGSYİH değişkeninin TDA değişkeninin Granger nedeni olmadığını belirten boş hipotez;  $H_0=a_2=a_3=...=0$ , Granger nedeni olduğunu belirten  $H_1=a_2=a_3=... \neq 0$  alternatif hipotezine karşı ( $i \leq k$ ) serbestlik dereceli  $\chi^2$  dağılımlı Wald testiyle sınanır. Denklemden  $e_{ti}$  hata terimlerinin sıfır ortalamalı, sabit varyanslı ve otokorelasyonsuz bir beyaz gürültü sürecine tabii olduğu varsayılır.

Maksimum gecikme uzunluğu seçim kriterlerine göre belirlenen gecikme uzunluğu (k) Tablo 9’da görüldüğü üzere iki kritik değer belirleme kriterine göre bir (1) olarak bulunmuştur.

**Tablo 9: Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi Kriterleri Sonuç Tablosu**

| Gecikme  | FPE              | AIC             | SC               | HQ               |
|----------|------------------|-----------------|------------------|------------------|
| 0        | 0.168666         | 6.733650        | 7.018234         | 6.846944         |
| <b>1</b> | <b>0.017121*</b> | <b>4.445047</b> | <b>5.014213*</b> | <b>4.671633*</b> |
| 2        | 0.018339         | 4.510951        | 5.364701         | 4.850832         |
| 3        | 0.019646         | 4.574354        | 5.712687         | 5.027528         |
| 4        | 0.021461         | 4.653544        | 6.076461         | 5.220012         |
| 5        | 0.020314         | 4.584706        | 6.292205         | 5.264466         |
| 6        | 0.017172         | 4.396860*       | 6.388943         | 5.189914         |
| 7        | 0.018307         | 4.433727        | 6.710393         | 5.340075         |
| 8        | 0.020728         | 4.521979        | 7.083228         | 5.541620         |

\*Seçilen gecikme uzunluğunu göstermektedir.

Tablo 9’da gecikme uzunluğunda yer alan, FPE, AIC, SC ve HQ kriterleri en uygun değerleri (\*) işaretiyle ifade etmektedir. Ancak değişkenlerin

durağanlık analizinde SC bilgi kriteri kullanılmıştır. Tercih edilen gecikme uzunluk kriteri SC olduğundan modele ait en uygun gecikme uzunluğu (1) bir olarak belirlenmiştir. Ayrıca FPE ve HQ bilgi kriterleri de 1 gecikme uzunluğunu teyit etmektedir.

Tahmin edilen modelin iyi tanımlanmış bir model olduğunu anlamak için artıklarda otokorelasyon olup olmadığı kontrol edilmelidir. Bu nedenle Lagrange Çarpanı (LM) testi yapılmıştır.

Kurulan hipotezler;

$H_0$ : Modelde birinci sıra otokorelasyon yoktur.

$H_1$ : Modelde birinci sıra otokorelasyon vardır.

F-istatistiği =0.358830, p-değeri = 0.6998>0.05 olduğu için  $H_0$  (Yokluk Hipotezi) kabul edilecektir ve istatistiksel olarak %5 anlamlılık düzeyinde modelde birinci sıra otokorelasyon yoktur.

Elde edilen sonuçlara göre Toda-Yamamoto nedensellik testi için uygun gecikme sayısı VAR modeli için belirlenen optimal gecikme sayısına (k=1), değişkenlerin maksimum eşbütünlüşme derecesi ( $d_{max}=1$ ) eklenerek belirlenmiştir. Gecikmesi arttırılmış VAR (2) modeli tahmin edilerek  $H_0$  hipotezleri MWALD testleriyle sınanmıştır. Tablo 10'da MWALD testi sonuçları verilmiştir.

Tablo 10: MWALD Testi Sonuçları

| $H_0$  | $\chi^2$ istatistiği | Olasılık         | Karar         |
|--|----------------------|------------------|---------------|
| TDA, FDA'nın granger nedeni değildir.          | 1,4457               | 0,2292           | Ho kabul      |
| TDA, GSYİH'nin granger nedeni değildir.        | 0,0794               | 0,7782           | Ho kabul      |
| FDA, TDA'nın granger nedeni değildir.          | 0,0277               | 0,8677           | Ho kabul      |
| <b>FDA, GSYİH'nin granger nedeni değildir.</b> | <b>7,0295</b>        | <b>0,0080***</b> | <b>Ho red</b> |
| GSYİH, TDA'nın granger nedeni değildir.        | 2,1572               | 0,1419           | Ho kabul      |
| GSYİH, FDA'nın granger nedeni değildir.        | 0,3942               | 0,5301           | Ho Kabul      |

\*%1, \*\*%5, \*\*\*%10'da anlamlılığı gösterir.

Tablo 10'daki sonuçlar değerlendirildiğinde; değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi için kurulan 6 hipotezin 5'inde yokluk hipotezi ( $H_0$ ) kabul edilirken 1'inde reddedilmiştir. Test sonuçlarına göre finansal dışa açıklıktan reel GSYİH'ye doğru tek yönlü nedensellik tespit edilmiştir. GSYİH'dan finansal dışa açıklığa doğru herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanmamıştır. Ticari dışa açıklık ile finansal dışa açıklık ve GSYİH arasında da herhangi bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır.

### **Sonuç**

Finansal ve ticari serbestleşme küreselleşmenin sermaye boyutunu ifade etmektedir. Ülkeler arasında artan mal ve hizmet hareketliliği beraberinde sermaye mobilizasyonunu da getirmiştir. Ülkelerin iktisadi açıdan serbestleşme düzeyleri finansal ve ticari dışa açıklık değişkenleriyle ölçümlenmektedir. İktisat literatüründe finansal ve ticari serbestleşmenin ekonomik büyüme üzerindeki etkisine dair net bir görüş birliği yoktur. Ancak yapılan çalışmalardan da anlaşıldığı gibi gelişmiş ülkelerde serbestleşme politikaları gelişmekte ve az gelişmiş ülkelere göre ekonomik büyümeye daha olumlu katkı sunmaktadır. Bu durum gelişmiş ülke ekonomilerinin istikrarlı ve derin piyasa yapılarıyla izah edilmektedir.

Bu makalede Türkiye’de finansal ve ticari serbestleşme ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki finansal ve ticari dışa açıklık değişkenleri ile analiz edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre; ekonomik büyüme ile finansal ve ticari dışa açıklık göstergeleri arasında kısa ve uzun dönemde istatistiksel olarak anlamlı ilişkiler tespit edilmiştir. Buna göre; kısa dönemde ticari dışa açıklık ile büyüme arasında negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunurken finansal dışa açıklık ile pozitif ve anlamlı bir ilişki tespit edilmiştir. Uzun dönem sonuçlarına bakıldığında; modelde yer alan diğer değişkenlerin sabit olduğu varsayımı ile ticari dışa açıklığın artmasının ekonomik büyümeyi azaltacağı, finansal dışa açıklığın artması durumunda ise büyümenin artacağı sonucuna varılmıştır. Bir diğer ifadeyle finansal açıklıktaki her bir puanlık artış büyümeyi 0,58 puan artırırken bir puanlık ticari açıklık artışı 0,69 puan azaltacaktır. Uzun dönemli ilişkide krizlerin büyüme üzerindeki etkisini ölçmek amacıyla oluşturulan kukla değişkenin katsayısının da negatif işaretli ve anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik bulgularına göre finansal dışa açıklıktan GSYİH’ye doğru tek yönlü bir nedensellik tespit edilmiştir. Ticari dışa açıklık ile gerek finansal dışa açıklık gerekse de GSYİH arasında ise herhangi bir nedenselliğe rastlanmamıştır.

### **Kaynaklar**

- Acaravcı, A. (2000). *Uluslararası Sermaye Hareketleri ve Türkiye Ekonomisi Üzerine Etkileri(1986-1998)*. Adana: Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Afşar, M. (2007). The Causality Relationship Between Economic Growth and Foreign Direct Investment in Turkey. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 1-9.
- Agrawal, P. (2000). Economic Impact of Foreign Direct Investment in South Asia. *Indira Gandhi Institute of Develeopment Research*, 1-22.
- Ağayev, S. (2010). Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımları Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Geçiş Ekonomileri Örneğinde Panel Eştümleşme Ve Panel Nedensellik Analizleri. *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 159-184.

- Aizenman, J. (2008). On The Hidden Links Between Financial and Trade Opening. *Journal of International Money and Finance*, 372-386.
- Alam, I., & Quazi, R. M. (2003). Determinants of Capital Flight: An Econometric Case study of Bangladesh. *International Review of applied Economics*, 85-103.
- Al-irani, M., & Al-Shamsi, F. (2007). Foreign Direct Investment and Economic Growth in The GCC Countries: A Causality Investigation Using Heterogeneous Panel Analys. *Middle East Economic Association and Loyola*, 1-32.
- Ayaydın, H. (2010). Doğrudan Yabancı Yatırımlar İle Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin İncelenmesi, Türkiye Örneği. *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 1-13.
- Borenztein, E., De Gregorio, J., & Lee, J.-W. (1995). How Does Foreign Direct Investment Affect Economic. *National Bureau of Economic Research Working Paper* , 1-21.
- Carmignani, F., & Chowdhury, A. (2005). Does Financial Openness Promote Economic Integration? *Unu-Wider Research Paper* , 1-15.
- Çeştepe, H., Yıldırım, E., & Özbek, Z. (2017). Ticari ve Finansal Dışa Açıklığın Ekonomik Büyüme Üzerine Etkisi: Türkiye Üzerine Ampirik Kanıtlar. *Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 1-17.
- Dalkılıç, R. (2015). *Finansal Serbestleşmenin Türkiye Ekonomisi Üzerindeki Etkileri*. Aydın: Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Durusoy, S. (2000). Finansal Liberalleşmenin Sorgulanmasının Nedenleri. *Dış Ticaret Dergisi*, 15-25.
- Faras , R. Y., & Ghali, K. H. (2009). Foreign Direct Investment and Economic Growth: The Case of The GCC Countries. *International Research Journal of Finance and Economics*, 134-145.
- Feridun, M., & Sissoko, Y. (2011). Impact of FDI on Economic Development: A Causality Analysis for Singapore. *International Journal of Business and Economic Sciences Applied Research (JBESAR)*, 7-17.
- Gemech, F., & Struthers, J. (2003). The Mckinnon-Shaw Hypothesis: Thirty Years on: A Review of Recent Developments in Financial Liberalization Theory. *Annual Conference on "Globalisation and Development (s. 1-25)*. Glasgow: Development Studies Association (DSA).
- Gujarati, D. (1999). *Temel Ekonometri*. İstanbul: Literatür Yayıncılık.
- İlter, Ş., & Doğan, B. B. (2018). Ticari Ve Finansal Dışa Açıklık Oranı İle Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Dicle Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 89-115.
- Katerina, L., John, P., & Athanasios, V. (2004). Foreign Direct Investment and Economic Growth in Transition Economies. *South Eastern Europe Journal of Economics* , 97-110.
- Keho, Y. (2017). The Impact of Trade Openness On Economic Growth: The Case of Cote d'Ivoire. *Cogent Economics & Finance* , 1-14.

- Kim, D.-H., Lin, S., & Suen, Y. (2012). Dynamic Effects of Financial Openness On Economic Growth and Macroeconomic Uncertainty. *Emerging Markets Finance and Trade*, 25-54.
- Kim, K., & Bang, H. (2008). The Impact of Foreign Direct Investment on Economic Growth: A Case Study of Ireland. *Korea Institute for International Economic Policy (Kiep) Working Paper*, 1-43.
- Kıran, B., & Gürış, B. (2011). Türkiye’de Ticari ve Finansal Dışa Açıklığın Büyüme Etkisi: 1992-2006 Dönemi Üzerine Bir İnceleme. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 69-80.
- Korkmaz, T., Çevik, E. İ., & Birkan, E. (2010). Finansal Dışa Açıklığın Ekonomik Büyüme ve Finansal Krizler Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği. *Yaşar Üniversitesi Dergisi*, 2821-2831.
- Kornecki, L., & Borodulin, V. (2010, 20 12). Foreign Direct Investment Stock Contributes To Economic Growth in The U.S. Economy. Florida, Dayton Beach, USA.
- Mangır, F., Kabaklarlı, E., & Ayhan, F. (2017). An Analysis for The Relationship Between Trade Openness and Economic Growth: Evidence for Ten African Countries. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 58-71.
- Moudatsou, A., & Kyrkilis, D. (2009). Foreign Direct Investment and Economic Growth: Granger Causality Tests in Panel Data Model-Comparative Results in The Case of European Union Countries. *EEFS2008 Conference* (s. 1-16). Warsaw: Eu (European Union Countries) and Asean Association of South East Asian Nations Conference.
- Musullugil, A. (2007). *Finansal Serbestleşme ve Ekonomik Büyüme: Türkiye Örneği*. Muğla: Muğla Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Narayan, P. K. (2005). The Saving and Investment Nexus for China: Evidence From Cointegration Tests. *Applied Economics*, 1979-1990.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bound Testing Approaches to The Analysis of Level Relations. *Journal of Applied Econometrics*, 289-326.
- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches To The Analysis Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 286-326.
- Quinn, D. P. (1997). The Correlates of Changes in International Financial Regulation. *American Political Science Review*, 531-551.
- Rashid, A., Kashif, R., & Sobia, S. (2017). Impact of Trade Openness on Economic Growth: A Case Study of Pakistan. *Review of Economics and Development Studies*, 57-68.
- Sani Ibrahim, S., & Tanimu, N. (2016). The Linkages between Trade Openness, Financial Openness and Economic Growth in Nigeria. *Munich Personal RePEc Archive*, 1-17.
- Stiglitz, J. E. (2000). Capital Market Liberalization, Economic Growth and Instability. *World Development Volume*, 1075-1086.



- Toda, H. Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions With Possibly Integrated Processes. *Journal Econometrics*, 225-250.
- Topal, M. H., & Şentürk, S. H. (2019). Dolaylı Vergi Reformlarının Türk Vergi Sisteminin Esnekliği Ve Canlılığı Üzerindeki Etkisi. *Güncel Maliye Tartışmaları-1: Prof. Dr. Ömer Faruk Batirel'e Armağan* (s. 189-222). Ankara: Seçkin Yayıncılık.
- Tükel, Ö. (2007). *Finansal Serbestleşmenin Türkiye'nin Ekonomik Performansı Üzerine Etkileri*. İstanbul: İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Uçak, A. (2006). *Finansal Serbestleşmenin Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi*. İstanbul: Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Utkulu, U., & Kahyaoglu, H. (2005). Ticari ve Finansal Dışa Açıklık Türkiye'de Büyüme Ne Yönde Etkiledi? *Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni* (s. 1-31). İzmir: Türkiye Ekonomi Kurumu.
- Ümit, A. Ö. (2016). Türkiye'de Ticari Açıklık, Finansal Açıklık ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkiler: Sınır Testi Yaklaşımı . *Niğde Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 255-272.
- Vogelsang, T. J., & Perron, P. (1998). Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in The Trend Function at an Unknown Time. *International Economic Review*, 1073-1100.
- Walter, E. (2004). *Applied Econometrics Time Series*. Newyork: John Wiley High Education.
- Yapraklı, S. (2007). Ticari ve Finansal Dışa Açıklık İle Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye Üzerine Bir Uygulama. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 63-83.
- Zhu, M. (2018). An Empirical Study on The Relationship between Economic Openness and Economic Growth in China. *International Journal of Computer Applications Technology and Research* , 203-207.