



*Araştırma Makalesi / Research Article*

## TÜRKİYE’DE TİCARİ AÇIKLIK VE EKONOMİK BÜYÜME İLİŞKİSİNİN COBB-DOUGLAS ÜRETİM FONKSİYONU ÇERÇEVESİNDE ANALİZİ

Şeyma Yılmaz KUŞÇUOĞLU<sup>1\*</sup>  
Ergin UZGÖREN<sup>2</sup>

### Öz

Bu çalışmada, Türkiye’de 1987-2017 dönemi için ticari açıklık, finansal gelişme, beşeri sermaye ve reel GSYİH arasındaki ilişkiler genişletilmiş Cobb-Douglas üretim fonksiyonu kullanılarak incelenmiştir. Değişkenler arasında mevcut bir ilişki olup olmadığını belirlemek amacıyla ARDL sınır testi yapılmış ve uzun dönemde Türkiye’de ticari açıklık, finansal gelişme, beşeri sermaye ile reel GSYİH arasında eş bütünleşmenin olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Uzun dönemli katsayı tahminleri, ticari açıklığın reel GSYİH üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğunu göstermektedir. Diğer katsayılar incelendiğinde, uzun dönemde finansal gelişme dışındaki tüm değişkenlerin reel GSYİH üzerindeki etkisinin pozitif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu, fakat finansal gelişmenin reel GSYİH’yı negatif yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü belirlemek amacıyla yapılan VAR Granger nedensellik testinden elde edilen sonuçlar ise ekonomik büyümeden ticari açıklık, finansal gelişme ve beşeri sermayeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Böylece Türkiye’de büyüme öncül ticaret hipotezinin varlığı doğrulanmıştır. Ayrıca, ticari açıklık ile finansal gelişme arasında ve beşeri sermaye ile finansal gelişme arasında çift yönlü nedensellik ilişkileri bulunmaktadır.

**Anahtar Kelimeler:** Ticari açıklık, Finansal Gelişme, Ekonomik Büyüme, Cobb-Douglas Üretim Fonksiyonu.

**JEL Kodları:** E44, F43, F11

## THE ANALYSIS OF THE RELATION BETWEEN TRADE OPENNESS AND ECONOMIC GROWTH IN TURKEY WITH THE COBB-DOUGLAS PRODUCTION FUNCTION FRAMEWORK

### Abstract

In this study, trade openness, financial development, the relationship between human capital and real GDP in Turkey for the period of 1987-2017 were investigated using the extended Cobb-Douglas production function. In order to determine whether there is a relationship between the variables, ARDL bound test was performed and it was found that there is a co-integration between trade openness, financial development, human capital and real GDP in the long term. Long-term coefficient estimates show that the trade openness has a positive and statistically significant effect on real GDP. When the other coefficients are examined, it was concluded that all variables except financial development have positive and statistically significant effects on real GDP in the long run, but financial development negatively affects real GDP. The results obtained from the VAR Granger causality test conducted to determine the direction of the causality relationship between variables show that there is a one-way causality relationship from economic growth to commercial openness, financial development and human capital. Thereby confirming the presence of precursors trade growth hypothesis in Turkey. In addition, there are bidirectional causality relationships between trade openness and financial development, and between human capital and financial development.

**Keywords:** Trade Openness, Financial Development, Economic Growth, Cobb-Douglas Production Function.

**JEL Codes:** E44, F43, F11

<sup>1</sup> Doktora Öğrencisi, Dumlupınar Üniversitesi Lisansü Eğitim Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı, ORCID 0000-0002-2738-2032

\* Sorumlu yazar (Corresponding Author): [seyma.yilmaz6@ogr.dpu.edu.tr](mailto:seyma.yilmaz6@ogr.dpu.edu.tr)

<sup>2</sup> Prof. Dr., Dumlupınar Üniversitesi, İ.İ.B.F., İktisat Bölümü, ORCID 0000-0001-9031-9768

**Başvuru Tarihi** (Received): 03.11.2020 **Kabul Tarihi** (Accepted): 28.04.2021

## Giriş

Özellikle 1980’li yıllardan sonra, ekonomik faaliyet ve işlemlerde serbestleşme anlamına gelen liberal ekonomi politikaları dünyanın birçok ülkesinde ivme kazanmaya başlamıştır. Dış ticarete liberalleşme politikalarını benimseyen ülkelerin ekonomik performanslarındaki başarıları, 1980’li yıllarda birçok ülkenin bu tür politikaları benimsemesine sebep olmuştur (Çeştepe, Yıldırım ve Özbek, 2018: 2).

Liberalleşme, teknolojik ilerlemeler yardımıyla kaynakları gelişmiş ülkelere hareket ettirmeye olanak tanıyarak, ülke ekonomisinin büyümesine önemli bir katkı sağlamaktadır (Dritsaki ve Stamatiou, 2018: 466). İktisat teorisi, ticari açıklıktaki bir artışın ekonomik performansı olumlu yönde etkileyeceğine ilişkin birçok kanal sunmaktadır (Çevik, Atukeren ve Korkmaz, 2019: 2). Krueger (1978) ticaretin serbestleştirilmesinin, uzun dönemde verimlilik ve üretimi arttıran ölçek ekonomilerine sahip endüstrilerin uzmanlaşmasını destekleyerek ekonomik büyümeyi arttıracaklarını ileri sürmüştür. Teknolojik gelişmenin büyümenin motoru olarak ele alındığı içsel büyüme modellerinde dış ticaret, yurtiçi üretimi artırarak yeniliklere yardımcı olmakta ve böylece içsel teknoloji birikimi ile ölçeğe göre artan getiri ortaya çıkararak büyümeye neden olmaktadır (Romer, 1990). İçsel büyüme teorisyenlerinden Grossman ve Helpman (1991b) dışa açıklığın uzun vadede ekonomik büyümeyi etkileme yollarını şu şekilde belirtmiştir: (1) Dış ticaret ülkelerin üretimlerini arttırmak için gerekli mal ve sermayeye ulaşma imkânı sağlayarak üretimlerini arttırmaktadır, (2) doğrudan yabancı yatırımlar ileri teknolojiyi yatırımların geldiği ülkeye tanıtmakta, böylece teknik bilgi yardımıyla ekonomik büyümeye katkıda bulunmaktadır, (3) yurtiçi üreticiler için daha geniş bir piyasa sağlayarak üretimi arttırmaktadır.

Dış ticaretin ekonomik büyümeyi arttırdığı bu görüşlerin aksine, ekonomik büyümenin içe dönük politikalar ile gerçekleşebileceğini savunan görüşler de bulunmaktadır. Bir ekonomide henüz yeni kurulan ya da gelişme aşamasında olan bebek sanayiye koruma fikri üzerine odaklanmak, içe dönük politikalar açısından önemli diğer bir husustur. Ancak korumacı politikaları öneren teoriler, genellikle gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için korumacılığın sonuçlarının farklı olacağını vurgulamaktadırlar. Bu teorilere göre korumacı politikalar gelişmiş ülkeler için bir dezavantaj iken, bebek sanayisi fazla olan gelişmekte olan ülkeler için bir avantaj oluşturmaktadır (Özcan, Özmen ve Özcan, 2018: 62).

Dışa açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisini açıklayan bu görüşler incelendiğinde, iki değişken arasındaki ilişkiyi inceleyen teorik yazında fikir birliğine ulaşılamadığı anlaşılmaktadır. Teorideki bu çelişkinin yanı sıra, dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin yönü ve büyüklüğü konusunda ileri sürülen görüşler ve yapılan ampirik çalışmalar da çelişkili sonuçlar sunmaktadır. Ticari açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin yönüne odaklanan bu çelişkili çalışmalar ise genel olarak şu üç hipoteze ilişkin argümanlar sunmaktadır: 1) ihracattan ekonomik büyümeye doğru bir nedenselliği ifade eden “İhracat Önderliğinde Büyüme Hipotezi”, 2) ekonomik büyümeden ihracata doğru nedensel bir akış olduğunu ifade eden “Büyüme Önderliğinde İhracat Hipotezi” ve 3) ekonomik büyümenin öncelikli olarak ithalattaki artışa bağlı olduğunu ifade eden “İthalat Önderliğinde Büyüme Hipotezi” (Awokuse, 2008).

Türkiye’de 1980’den sonra ihracata dönük sanayileşme stratejilerinin uygulanmaya başlanması ile birlikte dışa açılma süreci başlamış ve 1989’da sermaye hareketlerine getirilen serbesti ile bu süreç gelişmiştir. Bu durum, Türkiye’de dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesini zorunlu hale getirmiştir (Kurt ve Berber, 2008). Bu kapsamda ele alınan bu çalışmada söz konusu ilişki, 1987-2017 dönemi için genişletilmiş bir Cobb-Douglas üretim fonksiyonu çerçevesinde analiz edilmiştir. Çalışmanın kullanılan model ve yöntem açısından konu ile ilgili literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Çalışma giriş bölümünü takip eden beş bölümden oluşmaktadır. İlk bölümde ticari açıklığın büyümeyle etkilediği kanallar incelenerek, ticari açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisinin teorik altyapısı sunulmuştur. İkinci bölümde konu hakkında literatürde bulunan mevcut çalışmalar özetlenmiştir. Üçüncü bölümde çalışmada kullanılan teorik model ve veri seti hakkında bilgi verilmiş, dördüncü bölümde analizde kullanılan ekonometrik yöntem açıklanarak, elde edilen bulgular sunulmuştur. Son bölümde ise çalışmadan elde edilen bulgular değerlendirilerek, politika önerilerinde bulunulmuştur.

## 1. Ticari Açıklık ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Teorik Çerçevesi

Ekonomik büyüme genel bir tanımla, ekonomideki üretim kapasitesinin artması olarak ifade edilebilmektedir. Bir ekonominin büyüebilmesi tam istihdamda olup olmamasına bağlı olarak farklı koşullar gerektirebilmektedir. Eksik istihdam düzeyinde bulunan bir ekonomi için büyümenin koşulu, üretim faktörlerinin istihdamını arttırmak ya da kısa dönemli iş çevrimlerini (business cycles) arttırmaktır. Eğer ekonomi tam istihdam düzeyinde ise ekonomik büyümenin gerçekleşmesi, üretim faktörlerinin artmasına ve/veya teknolojik ilerlemenin olmasına bağlıdır (Yalçınkaya, 2017: 458-459). Ancak ağırlıklı olarak ithal ikameci politikaların benimsendiği ülkelerde, kaynakların kıtlığı veya yabancı yatırımların kısıtlılığından dolayı, faktörlerin istihdamını ya da iş çevrimlerini arttırmak mümkün olamamaktadır. İçer dönük ticaret politikaları yerli firmaların faaliyet hacmini daraltarak ölçek ekonomisinden yararlanma şansını ve rekabeti ortadan kaldırmakta ve ekonomik başarısızlığa sebep olmaktadır (Yıldırım, Karaman ve Taşdemir, 2009: 531).

Serbest dış ticaret ve büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesi Adam Smith'in (1776) mutlak üstünlükler teorisi ve David Ricardo'nun (1817) karşılaştırmalı üstünlükler teorisine kadar dayanmaktadır. Bu teorilerde liberal ekonomi politikaları, iş bölümü ve uzmanlaşma yoluyla optimal kaynak dağılımının gerçekleşmesini ve dolayısıyla ülke ekonomilerinin büyümesini sağlamaktadır (Canbaloglu ve Gürgün, 2019: 444). Neo-Klasik büyüme modeli olarak da adlandırılan Solow modelinde ise ekonomik büyüme, teknolojik ilerleme yoluyla gerçekleşmektedir. Ancak tasarruflardaki artış ve sermaye birikiminin ancak kısa dönemde ekonomik gelişme üzerinde etkili olacağını ve ekonominin dışa kapalı olduğunu varsayan Solow modelinde, teknolojik gelişmenin model dışında belirlenen bir unsur olduğu varsayıldığından, bu model ekonomik büyümenin oluşumunu yeteri kadar açıklayamamaktadır. Solow modelindeki bu eksiklik, büyüme sürecini açıklamayı amaçlayan yeni bir yaklaşımın ortaya çıkmasına yol açmıştır (Ünsal, 2017: 718).

İçsel büyüme modelleri olarak da adlandırılan yeni büyüme modelleriyle birlikte, ülkelerin büyüme oranları arasındaki farklılıkları açıklamakta faktör verimliliğinin (teknolojik ilerlemenin) kullanımı ön plana çıkmaya başlamıştır (Yalçınkaya, 2017: 458-459). Gelişmekte olan pek çok küçük ekonomide ithalat, ihracat için girdi olarak kullanılan üretim faktörlerini sağlamaktadır. Gelişmekte olan ülkelere bu ara malları ile gerçekleşen teknoloji transferi, ithalat yoluyla ekonomik büyümenin önemli bir kaynağı olarak hizmet edebilmektedir. İçsel büyüme modelleri, ithalatın yerli işletmelerin yabancı teknolojiye ve bilgiye erişimini sağlamasından dolayı uzun vadeli ekonomik büyüme için bir kanal olabileceğini göstermektedir (Grossman ve Helpman, 1991a; Romer, 1994). Dış ticaret ve büyüme arasındaki ilişkiyi ithalat kanalıyla açıklayan bu yaklaşım, "İthalat Önderliğinde Büyüme Hipotezi" olarak adlandırılmaktadır. Romer (1986) ve Lucas'a (1988) göre, gelişmekte olan ülkelerde ithalatın yaygınlığındaki artış yerli firmaları dış rekabete maruz bırakmaktadır. Firmalar ayakta kalabilmek için dış ticareti yapılan ileri teknoloji malları taklit etmeye başlamaktadır. Böylece gelişmekte olan ülkelerin gelişmiş ülkelere transfer edilen ileri teknolojilere uyum sağlama ve bu teknolojileri üretime aktarma kabiliyetleri de artmaktadır. Yerli üreticiler teknolojik rekabet baskısına cevap verdikçe, rakip ürünlerin ithalatındaki artış yeniliği teşvik etmekte ve verimliliği arttırmaktadır (Awokuse, 2008: 4). Sonuç

olarak gelişmekte olan ülke dış ticaretten kazanç sağlamakta ve ekonomi büyümektedir. Benzer şekilde Grossman ve Helpman (1991b), Romer (1993) ile Barro ve Sala-i-Martin (1997) de ticari açıklığı daha fazla olan ülkelerin ileri teknolojilere yetişme ve dolayısıyla daha hızlı büyüme yeteneklerinin, ticari açıklığı daha az olan ülkelere göre fazla olduğunu ileri sürmektedir. Edwards (1998) ise bu konu ile ilgili olarak, taklit maliyetinin ticari açıklık-büyüme ilişkisindeki önemine dikkat çekmektedir. Edwards’a (1998) göre, ancak az gelişmiş ülkelerdeki taklit maliyetleri gelişmiş ekonomilerdekinden daha düşük olduğu takdirde az gelişmiş ülkeler gelişmiş ülkelere göre daha hızlı büyüyebilmektedir. Tüm bu argümanlar, gelişmekte olan ülkelerin ithalat kanalıyla gelişmiş ülkeler ile olan dış ticarete daha kazançlı olacağını ileri sürmektedir.

Dış ticaret ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, sektörlerin dış piyasalara maruz kalmasına ve böylece pozitif dışsallıkların ortaya çıkmasına neden olan ihracat ile de açıklanabilmektedir. Bu bağlamda dış ticaret üç şekilde ekonomik büyümeye neden olmaktadır. İlk olarak, ihracatın genişlemesi doğrudan çıktıyı arttırıcı bir bileşen olarak ekonomik büyümeye neden olmaktadır. Başka bir deyişle, yurtiçi ihraç edilebilir ürünlere olan yabancı talepte bir artış, ihraç edilebilir sektörde istihdam ve gelir artışı yoluyla genel çıktıda bir artışa neden olmaktadır. İkinci olarak, ihracattaki artış büyümeyi verimli kaynak tahsisi, daha büyük kapasite kullanımı, ölçek ekonomilerinin kullanılması, dış pazar rekabeti nedeniyle teknolojik gelişimin uyarılması ve gelişmiş ülkelerdeki bilgi ve teknolojinin yayılması gibi dolaylı yollarla etkileyebilmektedir (Helpman ve Krugman, 1985). Üçüncü olarak ihracattaki artış, sermaye oluşumunu arttıran ve böylece çıktı artışını teşvik eden ara mallarının ithalatını arttırabilmek için gereken döviz sağlayabilmektedir (Balassa, 1978). İhracatın bu kanallar aracılığıyla büyümeyi arttırması, dış ticaret-büyüme ilişkisinde ihracattan büyümeye doğru bir nedensellik olduğunu ima ettiğinden, bu yaklaşım “Ticaret Önderliğinde Büyüme Hipotezi” olarak da adlandırılmaktadır (Awokuse, 2008: 3). Dış ticaret-büyüme ilişkisi nedenselliğin yönüne bağlı olarak büyümeden ticarete doğru da gerçekleşebilmektedir. Ekonomik büyüme firmaları ihraç ürünlerinde uluslararası rekabete sokabilmekte ve bu durum verimlilik artışına bağlı olarak dış ticareti arttırabilmektedir. Ekonomik büyümenin rekabet ve rekabetin getirdiği verimlilik artışı ile ihracatı arttırdığı bu ticaret-büyüme ilişkisi ise “Büyüme Önderliğinde Ticaret Hipotezi” olarak adlandırılmaktadır (Çevik ve diğerleri, 2019: 2).

Ekonomik büyüme ile dış ticaret arasında bu pozitif ve farklı yönlerdeki nedensellik ilişkilerini öne süren görüşlerin aksine bazı iktisatçılar, ticari açıklığın ekonomik büyümeye zarar verebileceğini vurgulamaktadır (Rigobon ve Rodrik, 2005; Sarkar, 2008). Bu durum, özellikle ülkelerin araştırma ve geliştirme faaliyetlerinin olmadığı çekirdek sektörlerde uzmanlaştığı zamanki durumlar için geçerli olmaktadır (Keho, 2017: 3). Literatürde yapılan bazı çalışmalar da ileri sürülen bu görüşleri destekler niteliktedir. Örneğin Kim, Lin ve Suen (2012) çalışmalarında dış ticaretin yüksek gelirli, düşük enflasyonlu ve tarım dışı ülkelere ekonomik büyümeyi hızlandırdığını ancak zıt özellikteki ülkelere ise olumsuz etkilediğini doğrulamışlardır.

## 2. Ampirik Literatür

Ticari açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, araştırmacılar ve politika yapıcılar için daima büyük bir ilgi konusu olmuştur. Fakat, ticari açıklığın ekonomik büyüme üzerinde herhangi bir etkisi olup olmadığı ampirik literatürde cevabı kesin olarak bulunamamış bir soru olmaya devam etmektedir (Krugman, 1994; Rodriguez ve Rodrik, 2001; Vamvakidis, 2002).

Literatürde ticari açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ele alan çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalar genel olarak iki gruba ayrılmaktadır. İlk gruptaki çalışmalar, ticari açıklığın büyüme üzerindeki etkisini geleneksel regresyon analizleri ile incelerken, ikinci gruptaki çalışmalar ise bu ilişkinin nedensel boyutunu ele almaktadır. Çalışmanın literatür kısmında bu iki grup birlikte sunulurken, değişkenler arasındaki uzun ve kısa vadeli nedensel bağların ve bu nedenselliğin yönüne ilişkin olarak ulaşılan farklı sonuçların bütünsel bir yaklaşımla ele alınması

amaçlanmıştır. Ayrıca, literatürde söz konusu değişkenler arasındaki ilişkiyi, bu çalışmanın temel deseninde olduğu gibi özel bir üretim fonksiyonu olan Cobb-Douglas üretim fonksiyonu çerçevesinde inceleyen birçok çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmalar ile Türkiye’de açıklık ve büyüme ilişkisini inceleyen çalışmalar da ayrı birer başlık altında ele alınarak, literatürdeki boşluğun görülmesi amaçlanmıştır.

## 2.1. Regresyon ve Nedensellik Bağlamında Açıklık-Büyüme Bağı

Ticari açıklık ve büyüme arasındaki bağlantıyı regresyon analizleri ile araştıran çalışmalar incelendiğinde, ticari açıklığın ekonomik büyüme için önemli bir açıklayıcı değişken olduğu sonucuna varılan çok sayıda çalışma bulunduğu görülmektedir. Mangır, Kabaklarlı ve Ayhan (2017) Afrika’nın en zengin 10 ülkesinde 1990-2015 dönemi için Panel ARDL modeli kullanarak ticari açıklık ve büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre, ticari açıklıktaki artış uzun vadede ekonomik büyümeyi arttırmaktadır. Çalışmadan elde edilen bulgular ayrıca, analize konu olan ülkelerde uzun dönemde ticaret öncül büyüme hipotezinin geçerli olduğunu da göstermektedir. Das ve Paul (2011), 12 Asya ekonomisinde 1971-2009 dönemi için dışa açıklık ile reel GSYİH büyümesi arasında herhangi bir bağlantı olup olmadığını araştırmıştır. Neo-Klasik büyüme modeline dayandırılan ve GMM yöntemi kullanılan çalışmada, ticari açıklığın ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisinin bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Dollar (1992), kişi başı GSYİH’deki artışın yatırım oranı, reel döviz kuru değişiklikleri ve reel döviz kuru çarpıklıklarının fonksiyonu olduğu bir model oluşturarak, 1976-1985 dönemi için 95 gelişmekte olan ekonomide büyümenin kaynağını incelemiştir. Çalışmada ticari açıklığın literatürdeki çoğu çalışmada kullanılan ölçülerinden farklı olarak, yazar tarafından uluslar arası fiyat karşılaştırmaları kullanılarak hazırlanan döviz kurundaki çarpıklık endeksi kullanılmıştır. Çalışmanın ampirik bulguları, ticari açıklık ve büyüme arasında pozitif bir korelasyonu gösterecek şekilde, reel döviz kuru çarpıklıkları ile büyüme arasında negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğunu göstermiştir.

Diğer taraftan bazı ampirik çalışmalar ise ticari açıklık ile ekonomik büyüme bağlantısına ilişkin herhangi bir kanıt bulamamıştır. Örneğin Ulaşan (2014), geniş bir ülke örnekleminde genişletilmiş Neo-Klasik büyüme modeli çerçevesinde 1960-2000 dönemi için ticaret açıklığı ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkileri incelemektedir. Çalışmada ticari açıklığı ölçmek için pek çok açıklık ölçüsü ve tarife oranları, tarife dışı engeller ve döviz kuru için karaborsa priminin ağırlıklı ortalamalarını içeren karma bir ticaret politikası endeksi oluşturulmuştur. Çalışmadan elde edilen bulgular, tüm ticaret açıklık ölçüleri için ticari açıklık ile uzun vadeli ekonomik büyümenin sistematik ve güvenilir bir bağlantı oluşturmadığını göstermektedir.

Ticari açıklık ve büyüme arasındaki nedensel bağlantıyı inceleyen çalışmalarda ise, nedenselliğin yönüne ilişkin farklı sonuçlara ulaşılmıştır. Örneğin Gries ve Redlin (2012), 158 farklı ülkede 1970-2009 dönemi için büyüme ve açıklık arasındaki nedensel bağlantıyı analiz etmiştir. Analiz sonuçlarına göre, uzun dönemde ticari açıklık ve büyümeye arasında çift yönlü ve pozitif bir nedensellik bağı bulunmaktadır. Ancak kısa dönemde ticari açıklık ekonomiyi olumsuz etkileyebilmektedir. Benzer şekilde Bajwa ve Siddiqi (2011) Bangladeş, Sri Lanka, Hindistan ve Pakistan için 1972-1985 ve 1986-2007 dönemleri için ticari açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki nedensel bağlantıyı incelemiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, bu ülkelerde Güney Asya Bölgesel İşbirliği Örgütü (SAARC) uygulamasından önceki dönemlerde büyümeden ticari açıklığa tek yönlü bir nedensellik bağı bulunmakta ve bu dönemde ticari açıklık büyümeyi olumsuz etkilemektedir. Ancak SAARC uygulamasından sonraki 1986-2007 döneminde, büyüme ile ticari açıklık arasında çift yönlü ve pozitif bir nedensellik bağı bulunmaktadır. Awokuse (2008), üç geçiş ekonomisinde, ülke düzeyinde ihracat ve ithalat genişlemesinin büyümeye etkisini incelemiştir. Sonuçlar, Bulgaristan’da ihracat ile büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik bağı olduğunu, Çek Cumhuriyeti’nde ihracat ve ithalattan

büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik bağı olduğunu, Polonya’da ise sadece ithalat kaynaklı büyüme hipotezinin desteklenebileceğini göstermektedir. Son olarak Sinha ve Sinha (1996), Hindistan için ekonomik büyüme ve ticari açıklık bağlantısını inceledikleri çalışmalarında, büyüme ile ticari açıklık arasında pozitif ve çift taraflı bir nedensellik bağlantısının olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Sonuç olarak ticari açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki nedenselliği inceleyen bazı çalışmalarda değişkenler arasında karşılıklı nedensellik bağı bulunurken, bazılarında ise bu bağlantının tek yönlü olduğu görülmektedir. Ayrıca ticari açıklık ve büyüme arasındaki nedensellik bağlantıları, kısa ve uzun dönem için de farklılıklar gösterebilmektedir.

## 2.2. Cobb-Douglas Üretim Fonksiyonu ve Açıklık-Büyüme Bağı

Bu çalışmanın temel deseninde olduğu gibi ticari açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi özel bir üretim fonksiyonunu kullanarak araştıran çalışmalar da bulunmaktadır. Dritsaki ve Stamatiou (2018), Cobb-Douglas üretim fonksiyonu kullanarak Polonya’da 1990-2016 dönemi için dış ticaret, finansal gelişme ve büyüme arasındaki bağlantıyı incelemiştir. Otot regresif dağıtılmış gecikme (ARDL) testinden elde edilen sonuçlar, incelenen değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermiştir. Çalışmada, sermayenin hem kısa hem de uzun vadede büyümenin itici gücü olduğu ancak iş gücünün Polonya’nın ekonomik gelişiminde olumsuz bir etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ticaret açıklığı ve finansal gelişmenin büyüme üzerindeki etkisi her iki vadede de anlamsız bulunmuştur. Çalışmada uygulanan nedensellik testinin sonuçları ise finansal gelişme ile iş gücünden büyümeye doğru tek taraflı bir nedensellik bağlantısı bulunduğunu ve ayrıca büyüme, sermaye ve ticaret açıklığı arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisi olduğunu ortaya koymuştur. Benzer şekilde, Jamel ve Maktouf (2017) da 1985-2014 döneminde Avrupa ekonomisinde ekonomik büyüme, karbon emisyonları (çevresel bozulma), finansal gelişme ve ticari açıklık arasındaki nedensel ilişkiyi Cobb-Douglas üretim fonksiyonu kullanarak araştırmıştır. Çalışmada, Avrupa ekonomilerinde büyüme ile çevresel bozulma, finansal sektör gelişimi ve ticaret açıklığı arasında çift yönlü bir bağlantıya dair kanıtlar sunulurken, ticaret açıklığı, finansal sektör gelişimi ve çevresel bozulma arasında ise karşılıklı bir nedensellik bağına ulaşılmıştır. Keho (2017) Cobb-Douglas üretim fonksiyonu kullanarak Fildişi Sahili’nde, 1965-2014 boyunca, ticari açıklık ile ekonomik büyüme bağlantısını incelemiştir. ARDL eş bütünleşme ve Granger nedensellik testi uygulanan çalışmanın ampirik bulguları, Fildişi Sahili’nde ticari açıklığın, her iki vadede de ekonomik büyüme üzerinde pozitif bir etkisinin olduğunu göstermektedir. Ayrıca, büyümeyi teşvik eden ticari açıklık ile sermaye birikimi arasında çok güçlü, pozitif yönlü ve tamamlayıcı bir ilişki bulunmaktadır. Polat, Shahbaz, Rehman ve Satti (2015), Güney Afrika’da 1970-2011 dönemi için Cobb-Douglas üretim fonksiyonuna ticaret açıklığı katarak finansal kalkınmanın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini incelemiştir. Bayer-Hanck birleşik eş bütünleşme yaklaşımını uygulanan çalışmanın sonuçları, finansal gelişmenin büyümenin itici güçlerinden birisi olduğunu ancak ticari açıklığın büyümenin önüne geçen engellerden biri olduğunu göstermektedir. Ayrıca çalışmada yapılan nedensellik testlerine göre, finansal gelişme ile ticari açıklık arasında karşılıklı ve ekonomik büyümeden finansal gelişmeye uzanan tek taraflı bir nedensellik bağı bulunmaktadır. Omisakin, Adeniyi ve Omojolaibi (2009), Cobb-Douglas üretim fonksiyonu kullanarak Nijerya’da 1970-2006 dönemi için yabancı doğrudan yatırımlar, ticari açıklık ve ekonomik büyüme değişkenleri arasındaki nedensel bağı ve karşılıklı ilişkiyi incelemiştir. Bağımlı değişkenin çıktı düzeyindeki artışlar olduğu çalışmada, bağımsız değişken olarak sermaye, işgücü, yabancı doğrudan yatırımlar ve ticari açıklık değişkenleri kullanılmıştır. ARDL testi uygulanan çalışmada, hem yabancı doğrudan yatırımların hem de ticari açıklığın, Nijerya’daki çıktı düzeyini arttırıcı bir etkisi olduğuna ilişkin güçlü kanıtlara ulaşılmıştır. Ayrıca değişkenler arasındaki nedensel bağı tespit etmek için yapılan Toda-Yamamoto nedensellik testinden elde edilen bulgulara göre, yabancı doğrudan yatırımlar ile ticari açıklıktan çıktıya doğru tek taraflı bir nedensellik bağı bulunmaktadır. Hossain (2006), Endonezya’da 1966-2003 dönemi için ekonomik büyümeye katkıda bulunan faktörleri Cobb-

Douglas üretim fonksiyonu ile tahmin etmiştir. Eş bütünleşme ve hata düzeltme modellerinin kullanıldığı çalışmada sermaye, emek ve toplam faktör verimliliğindeki artış ile temsil edilen teknolojik ilerlemenin Endonezya ekonomisini pozitif yönde etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Çalışmada ayrıca bütçe açıkları, enflasyon, ticari açıklık, reel döviz kuru büyüme oranı ve dış ticaret hadlerindeki büyüme oranı gibi değişkenler ile ekonomik büyüme arasındaki nedensel bağlantılar da ayrıca Granger-nedensellik testi ile incelenmiştir. Buna göre ticari açıklık, reel döviz kurundaki değer kaybı ve dış ticaret koşullarındaki değişiklikler ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir geri besleme bağlantısı bulunmaktadır. Son olarak Narayan ve Smyth (2005c), Fiji'de politik istikrarsızlığı da dikkate alarak genişletilmiş bir Cobb-Douglas üretim fonksiyonu vasıtasıyla ticaretin serbestleştirilmesinin ekonomik performans üzerindeki etkisini analiz etmiştir. Çalışmada ARDL eş bütünleşme yöntemi kullanılarak elde edilen sonuçlara göre beşeri sermaye büyüme üzerinde en etkili değişken iken, ihracat ve yatırım ile büyüme arasında zayıf bir ilişki bulunmaktadır.

### 2.3. Türkiye'de Açıklık-Büyüme Bağını İnceleyen Çalışmalar

Bu çalışmada olduğu gibi, Türkiye'de dışa açıklık ile ekonomik büyüme bağlantısını inceleyen çalışmalar da bulunmaktadır. Çevik ve diğerleri (2019) Türkiye'de, 1950-2014 boyunca, ticari açıklık ve büyüme arasındaki nedensel besleme ilişkilerini incelemişlerdir. Granger-nedensellik testi kullanılan çalışmanın ampirik bulguları, ticari açıklık ile ekonomik büyümenin doğrudan bir nedensellik ilişkisi sergilememelerine rağmen, belirgin bir zamansal sıralama için iki değişken arasında sıralı geri bildirim olarak adlandırdıkları bir geri besleme bağı gösterdiklerini ortaya koymaktadır. Çütçü ve Yaşar (2019) Türkiye'de 1924-2015 dönemi için yıllık verilerle yapısal kırılmaları dikkate alarak ithalat, ihracat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri incelemiştir. Çalışmanın ampirik bulguları, değişkenler arasında yapısal kırılmalar ile birlikte uzun dönemli bir ilişki olduğunu göstermiştir. Değişkenler arasındaki nedensel bağları belirlemek için yapılan Granger nedensellik testi ise, Türkiye'de ihracat ve milli gelir değişkenleri arasında herhangi bir nedensel besleme ilişkisi bulunmadığını, ancak milli gelirden ithalata doğru tek taraflı bir bağlantı bulunduğunu ortaya koymuştur. Eren ve Ergin Ünal (2019) Türkiye'de 1960-2016 yılları için yıllık verilerle ticari dışa açıklık ve büyüme arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Araştırmanın bulguları, uzun dönemde değişkenler arasında herhangi bir bağlantı bulunmadığını, ancak değişkenlerin nedensel olarak karşılıklı bir geri besleme ilişkisinin bulunduğunu ortaya koymuştur. Uslu (2019) çalışmasında, Türkiye'de 1960-2017 dönemi için Solow büyüme modeli çerçevesinde oluşturduğu ticari dışa açıklık ile ekonomik büyüme bağlantısını incelemiştir. Değişkenler arasındaki bağlantının belirlenebilmesi amacıyla Maki eş bütünleşme testi kullanılan çalışmada, iki değişken arasında uzun dönemli bir bağlantı bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Dinamik En Küçük Kareler (DOLS) metodu kullanılarak yapılan katsayı tahminlerinden elde edilen sonuçlar ise, ticari dışa açıklığın kısa dönemde hasıla üzerinde olumsuz bir etkisi bulunmasına rağmen, uzun dönemde hasılayı yükselttiğine yönelik kanıtlar üretmiştir. Çalışmada değişkenler arasındaki nedensel bağlantıları belirlemek üzere uygulanan test sonuçlarına göre ise, uzun dönemde ticari açıklıktan kişi başı reel milli gelire doğru tek taraflı nedensel bir bağ bulunmaktadır. Çeliköz, Barutçu ve Afsal (2017) 1980-2016 yıllarında, Türkiye'de ekonomik büyüme ile ticari dışa açıklık arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Çalışmanın ampirik bulguları Türkiye'de söz konusu iki değişken arasında bir uzun dönemde bir bağlantı olduğunu göstermektedir. Çalışmada nedensellik ilişkilerini belirlemeye yönelik olarak yapılan testler ise, ticari dışa açıklığın tek yönlü olarak ekonomik büyümeyi beslediğini ortaya koymaktadır. İki değişkenin nedensellik ilişkisinin yönüne ilişkin bu sonuçların aksine, Türkiye'de 1999-2016 dönemi için çeyreklik verilerle ticari açıklık ve büyüme arasındaki nedensel bağları inceleyen Öztürk ve Kırıcı (2017) ise, çalışmasında bu bağlantının yönünün büyümeden ticari açıklığa doğru olduğu sonucuna ulaşmıştır. Özel (2012) çalışmasında, Türkiye'de 1992-2010 dönemi için çeyreklik verilerle, ticari açıklık, finansal açıklık ve ekonomik büyüme bağlantılarını incelemiştir.

Analiz sonuçlarına göre, Türkiye’de finansal açıklık oranı büyümeyi negatif, ticari açıklık oranı ise pozitif yönde etkilemektedir. Türkiye’de 1970-2007 dönemini için, finansal kalkınma, ticari açıklık ve büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen Türedi ve Berber (2010) çalışmasında, ticari açıklık ile büyüme arasında karşılıklı bir geri besleme bağı, finansal kalkınmadan büyümeye doğru ise tek taraflı bir nedensel bağ olduğu sonucuna ulaşmıştır. Kurt ve Berber (2008), 1989-2003 dönemi için çeyreklik veriler kullanarak, Türkiye’de ticari açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki nedensel bağlantıları incelemişlerdir. Ticari açıklığı üç farklı açıklık göstergesi kullanarak ölçen çalışmada, ticari açıklık ile büyüme ve ithalat ile büyüme arasında karşılıklı, fakat ihracat ile büyüme arasında yalnızca ihracattan büyümeye doğru tek taraflı nedensellik bağları bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Yapraklı (2007), Türkiye’de 1990-2006 dönemi için çeyreklik verilerle, ticari ve finansal dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Çalışmadan elde edilen bulgulara göre, uzun dönemde ticari dışa açıklık ile büyüme arasında yönü pozitif olan, finansal dışa açıklık ile büyüme arasında ise yönü negatif olan bir bağlantı bulunmaktadır. Çalışmada değişkenler arasındaki nedensellik bağlantılarını belirlemeye yönelik olarak yapılan analizlerden elde edilen bulgulara göre ise, ticari dışa açıklık ile büyüme arasında karşılıklı bir geri besleme ilişkisi bulunmaktadır. Son olarak Utkulu ve Kahyaoğlu (2005), 1990-2004 dönemi için Türkiye’de ticari ve finansal dışa açıklık ile büyüme bağlantısını inceledikleri çalışmalarında, tek başına büyüme üzerinde pozitif bir etkisi bulunan ticari açıklığın oluşturduğu bu olumlu etkinin, finansal açıklık değişkeni tarafından sınırlandırıldığı sonucuna ulaşmışlardır.

### 3. Model ve Veri

Çalışmanın bu bölümünde 1987-2017 yılları arasında Türkiye’de ticari açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisine dair ampirik kanıtlar sunulmak üzere oluşturulan teorik model ve kullanılan veriler tanımlanmaktadır. Çalışmada seçilen zaman aralığı, Türkiye’de liberalizasyon politikalarına geçiş tarihi olan 24 Ocak 1980 tarihi ve verilerin ulaşılabilirliği göz önüne alınarak mümkün olan en uzun dönemi kapsayacak şekilde belirlenmiştir.

Türkiye’de ticari açıklık ve büyüme ilişkisini incelemek için Mankiw, Romer ve Weil (1992) tarafından genişletilen ve Dritsaki ve Stamatiou (2018) ile Shazbaz (2012) tarafından yeni değişkenler eklenerek kullanılan Cobb-Douglas üretim fonksiyonu yeniden düzenlenerek kullanılmıştır. Klasik bir Cobb-Douglas üretim fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$Q_t = A_t K_t^\beta L_t^{1-\beta} \text{ ve } 0 < \beta < 1 \quad (1)$$

Eşitlik (1)’de  $Q_t$  reel gayrisafı yurt içi hasıla,  $A$  teknolojik gelişme,  $K$  sermaye stoku ve  $L$  iş gücünü temsil etmektedir.  $\beta$  ve  $1-\beta$  ise sırasıyla sermaye ve emeğin çıktı esnekliğidir. Bu değerler sabittir ve mevcut teknoloji ile belirlenmektedir.

Solow (1957) modeli olarak da adlandırılan Neo-klasik büyüme modelinde ekonomi dışa kapalı, girdiler azalan verimler kanununa tabi ve emek ile sermaye tam ikamedir. Ölçeğe göre sabit getiri ve tam rekabet varsayımının benimsendiği Solow Modelinde (Yardımcı, 2006: 18), emek miktarı sabitken, azalan verimler nedeniyle sermaye birikiminin getirisi azalmakta, bu nedenle sermaye birikimi büyümeyi sadece geçiş döneminde etkilemektedir. Başka bir deyişle, sermaye birikiminin büyüme üzerinde sürekli bir etkisi bulunmamaktadır (Kurt ve Berber, 2008: 61). Bunun yanı sıra uzun dönem ekonomik büyümenin temel kaynağı olarak ileri sürülen teknolojik ilerleme, modele dışsal bir unsur olarak dâhil olmaktadır. Solow modelinin teknolojik gelişmeyi meydana getiren unsurları açıklayamaması nedeniyle (Ünsal, 2017: 718), (1) numaralı denklemde gösterilen üretim fonksiyonu, içsel büyüme teorilerine dayanan ve teknolojik ilerleme sürecini açıklayan bazı değişkenler kullanılarak genişletilmiştir. Ticari açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisini inceleyen modelimizde teknolojik gelişme; ticari açıklık, finansal gelişme ve beşeri sermaye tarafından belirlenmektedir.



Dış ticaretteki engellerin kaldırılması ihracatı ve istihdamı artırırken, teknolojik yeniliklerin ulaşılabilirliğini arttırmakta ve böylece ekonomik büyümeyi pozitif etkilemektedir. Grossman ve Helpman'a (1991a) göre ticari açıklık gelişmekte olan ülkelerin gelişmiş ülkelerdeki teknolojik olanaklara erişimini kolaylaştırarak ekonomik büyümeyi arttırmaktadır. Benzer şekilde Romer (1986) ve Lucas'ın (1988) öncülük ettiği içsel büyüme teorilerinde de ticari açıklık ile büyüme arasında uzun vadeli ilişkiler kurmak mümkündür. İçsel büyüme modelleri, ithalatın yerel işletmelerin yabancı teknolojiye ve bilgiye erişimini sağlamasından dolayı uzun vadeli ekonomik büyüme için bir kanal olabileceğini göstermektedir (Grossman ve Helpman, 1991a; Romer, 1994). Romer'e (1990) göre teknolojik gelişme büyümenin ana motorudur. Dış ticaret, yurtiçi üretimi arttırarak yeniliklere yardımcı olmakta ve böylece içsel teknoloji birikimi ile ölçeğe göre artan getiri ortaya çıkararak büyümeye neden olmaktadır. Gelişmekte olan çoğu ekonomide ithalat, ihracat sektöründe girdi olarak kullanılan üretim faktörlerini sağlamaktadır. Gelişmekte olan ülkelere bu ara malları ile gerçekleşen teknoloji transferi, ithalat yoluyla ekonomik büyümenin önemli bir kaynağı olarak hizmet edebilmektedir.

Bu bağlamda, çalışmada ticari açıklığın teknolojik ilerleme kanalıyla ekonomik büyümeyi etkilediği varsayımı benimsenerek, modele ticari açıklık değişkeni eklenmiştir. Rodriguez ve Rodrik (2001) açıklık ölçüsünde eksikliklerin olması ve ekonometrik modellerin yanlış kurulmuş olması nedeniyle, ticari açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisini inceleyen çalışmalarda ulaşılan sonuçların güvenilir olmadığını iddia etmiştir. Bazı çalışmalarda ticari açıklığı ölçmek için ihracat (veya ihracatın GSYİH'ya oranı) kullanılmaktadır. Ticari açıklığın bir ölçüsü olarak ihracatı kullanmanın yol açtığı sorunlardan birisi ihracat ve GSYİH arasında otokorelasyon olmasıdır (Das ve Paul, 2011: 2220). Literatürde daha sonraki bazı çalışmalarda (Örneğin Sinha ve Sinha (1996), Bahmani-Oskooee ve Niroomand (1999), Yanikkaya (2003)) bu sorunun giderebilmek için, açıklık ölçüsü olarak ya toplam ticaret hacmi ya da ticaretin GSYİH'ya oranını kullanılmıştır. Çalışmamızda da aynı gerekçelerle ticari açıklık, literatürü takiben mal ve hizmet ihracat ve ithalatının toplamının GSYİH içerisindeki payı olarak ölçülmüştür.

İyi işleyen bir finansal sistem fiziksel sermaye birikimini teşvik etme, ekonomik etkinliği iyileştirme ve dolayısıyla uzun vadeli büyümeyi teşvik etme potansiyeline sahiptir. Bunun nedeni, etkin bir finansal sistemin sermayeyi en verimli şekilde tahsis etmesidir (Levine, Loayza, ve Beck, 2000; Levine, 2003). Levine'ye (1997) göre finansal sistemler mal ve hizmet ticaretinin kolaylaştırılmasını, yatırımcıların riski çeşitlendirerek riskten korunmasını, sermaye birikimi ve teknolojik yeniliklere neden olarak ekonomik büyüme oranının artmasını sağlamaktadır. Levine (2004) finansal düzenlemelerin borçlanmayı kolaylaştırarak, beşeri sermaye birikimini de teşvik ettiğini ileri sürmüştür. Buna göre, eğer beşeri sermaye birikimi toplumsal düzeyde azalan getirilere tabi değilse, beşeri sermaye yaratmayı kolaylaştıran finansal düzenlemeler ekonomik büyümeyi hızlandırmaya da yardımcı olacaktır. King ve Levine (1993) ise finansal sistemlerin ekonomik büyümeyi etkilediği dört kanala vurgu yapmaktadır. Buna göre daha gelişmiş bir finansal sistem, daha kaliteli girişimcileri ve projeleri seçerek, bu girişimciler için dış finansmana ulaşımı kolaylaştırarak, inovasyon faaliyetlerinin risklerini çeşitlendirmek için üstün araçlar sağlayarak ve belirsiz inovasyon işleri ile ilişkili potansiyel büyük karların daha doğru bir şekilde ortaya konmasını sağlayarak verimlilik artışı sağlamakta ve bu kanallar aracılığıyla ekonomik büyümeyi uyarılmaktadır.

Bu bağlamda, çalışmada finansal gelişmenin teknolojik ilerleme kanalıyla ekonomik büyümeyi etkilediği varsayımı benimsenerek, modele finansal gelişmeyi temsil etmek üzere Svirydzenka (2016) tarafından geliştirilen finansal gelişme endeksi eklenmiştir. Finansal gelişmeyi temsil eden bu genel endeks, ülkelerin finansal sistemlerini değerlendiren, iki temel alt endeksin (finansal

piyasalar ve finansal kurumlar) ağırlıklı ortalamasını yansıtmaktadır<sup>25</sup>. Bu endeksi kullanmanın arkasındaki temel gerekçe, bu endeksin alt endekslerinin finansal piyasalar ve finansal kurumları derinlik, erişim ve etkinliğini de ölçmesi ve böylece finansal gelişimin ekonomik büyüme üzerindeki etkilerinin bütün boyutlarıyla tahmin edilebilmesidir. Finansal piyasalar ve finansal kurumların derinlik ve erişim gibi alt boyutlarının ihmal edilmesi, finans ve ekonomik büyüme ilişkisinin kısıtlı bir şekilde anlaşılmasına neden olmaktadır. Çünkü finansal piyasalar ve finansal kurumlar bir bütün olarak finansal hizmetlerin sunumunu kolaylaştırmaktadır (Svirydzenka, 2016: 4).

Barro’ya (2001) göre bir ülkede beşeri sermayenin yüksek düzeyde olması, beşeri sermayenin fiziksel sermayeye oranının daha yüksek olduğunu göstermektedir. Bu oranın daha yüksek olması, daha yüksek büyüme sağlamak için en az iki kanal üretmektedir. İlk olarak daha yüksek beşeri sermaye ilerlemiş ülkelerdeki üstün teknolojilere daha kolay şekilde adapte olunmasını sağlamaktadır. Beşeri sermayenin ekonomik büyümeyi etkilediği bu kanal, özellikle orta öğretim ve lise düzeylerinde okullaşma için önemlidir. İkincisi, beşeri sermaye uyum sağlamak fiziki sermaye uyum sağlamaktan daha zordur. Bu nedenle, beşeri sermayenin fiziksel sermayeye daha yüksek bir oranıyla başlayan bir ülke (örneğin, bir savaş sonucunda temel fiziksel sermayesi tahrip olmuş) fiziksel sermaye miktarını yukarı doğru ayarlayarak, aynı durumda beşeri sermaye fiziki sermaye oranı daha düşük olan bir ülkeye göre daha hızlı büyüme eğilimindedir (Barro, 2001: 14). Bu bağlamda çalışmada beşeri sermayenin teknolojik ilerleme kanalıyla büyüme üzerinde pozitif bir etkisinin olduğu varsayımı benimsenerek, modele Feenstra, Inklaar ve Timmer (2015) tarafından ortalama okullaşma yılına ve eğitimin getiri oranı olduğu varsayımlarına dayanılarak geliştirilen, geniş kapsamlı beşeri sermaye endeksi eklenmiştir.

Eşitlik (1)’deki Teknolojik gelişme modele eklenen değişkenlerle içsel olarak yeniden tanımlandığında, yeni A terimi aşağıdaki gibidir:

$$A_t = \emptyset TL_t^\gamma FD_t^\delta HC_t^\lambda \quad (2)$$

Eşitlik (2)’de  $\emptyset$  zamanla değişmeyen ülkeye özgü sabiti;  $TL$ , ticari açıklığı;  $FD$ , finansal gelişmeyi ve  $HC$  beşeri sermayeyi göstermek üzere, eşitlik (2) eşitlik (1) içerisine yerleştirildiğinde yeni üretim fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$Q_t = \emptyset TL_t^\gamma FD_t^\delta HC_t^\lambda K_t^\beta L_t^{1-\beta} \quad (3)$$

Eşitlik (3)’te tüm değişkenlerin doğal logaritmaları alındığında aşağıdaki eşitliğe ulaşılabacaktır:

$$\ln Q_t = a_1 + a_2 \ln TL_t + a_3 \ln FD_t + a_4 \ln HC_t + a_5 \ln K_t + a_6 \ln L_t + u_t \quad (4)$$

Eşitlik (4)’de  $\ln Q_t$  reel GSYİH’nın logaritmasını,  $\ln TL$  ticari açıklığın logaritmasını,  $\ln FD$  finansal gelişmenin logaritmasını,  $\ln HC_t$  beşeri sermaye endeksinin logaritmasını,  $\ln K$  reel brüt sermaye birikimi ile temsil edilen sermaye stokunun doğal logaritmasını,  $\ln L_t$  iş gücünün logaritmasını,  $a_1$  sabiti ve  $u_t$  hata terimini göstermektedir.  $a_2, \dots, a_6$  ile gösterilen parametreler ise bağımsız değişkenlere ait tahmin edilecek parametreleri göstermektedir.  $t$  serinin temsil ettiği zamanı göstermekte olup 1987-2017 yılları arasında 31 yıllık bir dönem için değerler almaktadır.  $FD$  değişkeni “0” ve “1” arasında finansal gelişimi temsil eden değerler alırken,  $HC$  değişkeni ortalama okullaşma yılını ve getirisini temsil etmektedir. İşgücü değişkeni istihdam edilen işgücü miktarı ile temsil edilirken, finansal gelişme endeksi dışındaki diğer veriler ise yıllık olarak, 2010

<sup>25</sup> Bu endeksler; (i) Finansal kurumlara erişimi, bu kurumların verimliliğini (faiz marjı, yaygınlık ve aktif getirisini) ve bu kurumların derinliğini (krediler, emeklilik fonları ve yatırım fonu varlıkları) ölçen finansal kurumlar endeksi (FI), (ii) Finansal piyasaların derinliğini (borsa sermaye miktarı, hisse senedi ticareti ve borçlanma senetleri), sermaye piyasalarına erişimini (sermaye miktarı ve borç verenler) ve finansal piyasaların verimliliğini (devir hızı) ölçen finansal piyasalar endeksi (FM) ve (iii) Temel bileşenler analizi kullanılarak elde edilen ağırlıklarla, FI ve FM endekslerinin ağırlıklı ortalamalarından oluşan genel finansal gelişme endeksidir (FD). Ayrıntılar için, bkz. Svirydzenka (2016).

sabit fiyatlarıyla Amerikan Doları cinsinden hesaplanan reel değerleriyle kullanılmıştır. Tüm değişkenlerin doğal logaritması alınmıştır. Değişkenlerin ve veri kaynaklarının özeti Tablo 1'de verilmiştir.

**Tablo 1:** *Değişken Tanımları ve Veri Kaynakları*

Değişken	Tanım	Kaynak
$Q_t$	Reel GSYİH	(WDI)
$TL_t$	Ticari Açıklık	(WDI)
$FD_t$	Finansal kurumların ve finansal piyasaların ne kadar derin, erişilebilir ve verimli olduğunu ölçmek için altı seviye ile oluşturulan iki alt endeksin (finansal kurumlar ve finansal piyasalar) ağırlıklı toplamları alınarak finansal gelişmenin genel bir ölçütü olan finansal gelişme endeksi (FD) elde edilmektedir.	(IMF)
$HC_t$	Beşeri sermaye endeksi	(PWT)
$K_t$	Reel brüt sermaye stoku	(WDI)
$L_t$	İstihdam edilen iş gücü	(PWT)

*Not: GSYİH; Gayri safi yurt içi hasıla, IMF; Uluslar Arası Para Fonu, WDI; Dünya Bankası'nın Dünya Kalkınma Göstergeleri Veri tabanı ve PWT 9.1; Penn Dünya Masası Sürüm 9.1 (Penn World Table Version 9.1).*

#### 4. Yöntem ve Bulgular

Çalışmanın bu bölümünde, Türkiye'de ticari açıklık ile reel GSYİH arasındaki ilişkileri incelemek için oluşturulan model (Eşitlik 4), Peseran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen Otoregresif Dağıtılmış Gecikme Modeli (ARDL) kullanılarak tahmin edilmiştir. Eş bütünleşmenin incelenmesinde ARDL sınır testi yaklaşımı kullanmanın bazı avantajları bulunmaktadır. Örneğin, ARDL sınır testinde değişkenlerin  $I(0)$  ya da  $I(1)$  derecelerinde durağanlaşıp durağanlaşmaması bu testin işleyişi açısından sorun oluşturmamaktadır. Bu yöntemin ikinci bir avantajı ise küçük örnekler için elde edilen tahminlerde tutarlı sonuçlar vermesidir. Monte Carlo araştırması bu yaklaşımın küçük örnekler için tutarlı sonuçlar verdiğini göstermiştir. Ayrıca, ARDL sınır testi kısıtsız hata modeline dayanmaktadır. Dolayısıyla kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM) basit bir lineer dönüşüm yoluyla ARDL sınır testinden türetilmekte ve böylece UECM ile uzun dönemde herhangi bir bilgi kaybetmeden kısa dönem dinamiğini uzun dönem dengesiyle birleştirilebilmektedir (Shazbaz, 2012: 18-19).

##### 4.1. Birim Kök Testleri

ARDL sınır testi, değişkenlerin farklı derecede durağan olmaları durumunda uygulanabilmesine rağmen, modelde ikinci dereceden durağan ( $I(2)$ ) değişkenlerin varlığı testin sağlam sonuçlar üretmesine engel olabilmektedir (Kıran ve Gürış, 2011: 74). Bu bağlamda, ARDL testinden elde edilen tahminlerin sağlamlığını arttırabilmek amacıyla analizden önce değişkenler için birim kök testleri yapılmıştır. Serilerde birim kökün varlığını incelemek için üç farklı birim kök testi kullanılmıştır. Bu testler; ADF (Dickey ve Fuller, 1981), PP (Phillips ve Perron, 1988) ve KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin; 1992) testleridir. ADF ve PP birim kök testleri, durağan olmayan seriyi sıfır hipotezi olarak ele alırken, KPSS testi durağan seriyi sıfır hipotezi olarak ele almaktadır.

ADF birim kök testinde hata terimlerinin istatistiksel olarak bağımsız, homojen ve sabit varyanslı olduğu varsayılmaktadır. Bu metodoloji kullanılırken, hata terimleri arasında korelasyon olmadığına ve sabit varyansa sahip olduklarına emin olmak gerekmektedir. ADF testinde sabitli

ve sabitli&trendli modeller için birim kökün varlığı, aşağıdaki denklemler kullanılarak incelenmektedir:

$$\text{Sabitli Model; } \Delta Y = \beta_0 + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^p \delta_j \Delta Y_{t-j+1} + u_t \quad (5)$$

$$\text{Sabitli&Trendli Model; } \Delta Y = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^p \delta_j \Delta Y_{t-j+1} + u_t \quad (6)$$

Eşitlik (5) ve (6)’da  $\Delta$ ; fark işlemcisini,  $Y$ ; durağanlığı incelenen değişkeni,  $\beta$  ve  $\delta$ ; katsayıları,  $u$ ; hata terimini göstermektedir. ADF testinde otokorelasyon sorununu engellemek amacıyla bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri, bağımsız değişken olarak denklemlerin sağ tarafına eklenmektedir.  $Y$ ’nin gecikmeli değeri için hesaplanan  $\delta$  katsayısının hesaplanan  $t$  istatistiği McKinnon (1996) tablo kritik değeriyle karşılaştırılarak serinin durağan olup olmadığına karar verilmektedir.  $H_0$  hipotezi, serinin durağan olmadığını (birim kök içerdiğini),  $H_1$  hipotezi ise serinin durağan olduğunu (birim kök içermediğini) ifade etmektedir. Test istatistiği kritik değerden büyük ise  $H_0$  reddedilememekte ve seri birim kök içermektedir. Test istatistiği kritik değerden küçük ise  $H_0$  reddedilmekte ve serinin birim kök içermediği yani durağan olduğu kabul edilmektedir.

Phillips ve Perron (1988) testinde ise hata terimlerine ilişkin daha esnek varsayımlar benimsenmiştir. Bu testte, ADF birim kök testindeki hata terimlerinin bağımsızlığı ve homojenlik varsayımları terk edilerek, hata terimlerinin zayıf bağımlılığı ve heterojen dağılımı kabul edilmiştir (Tarı, 2010: 400). PP Testinde olası bir otokorelasyon sorununun hesaplanan  $t$  istatistiği üzerindeki etkileri, Newey-West hata düzeltme mekanizması ile ardışık bağımlılık ortadan kaldırılarak ve böylece eş varyans varsayımı yerine getirilerek çözülmektedir. PP testinde sabitli ve sabitli&trendli modeller için birim kökün varlığı, aşağıdaki denklemler kullanılarak incelenmektedir:

$$\text{Sabitli Model; } \Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (7)$$

$$\text{Sabitli&Trendli Model; } \Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \beta_2 \left(t - \frac{T}{2}\right) + u_t \quad (8)$$

Eşitlik (7) ve (8)’de  $\Delta$ ; fark işlemcisini,  $Y$ ; durağanlığı araştırılan değişkeni,  $\beta_1$  sabit terimi,  $\beta_2$  eğim katsayısını,  $\delta$  durağanlığı incelenen değişkenin önceki dönem değerinin katsayısını,  $T$ ; gözlem sayısını ve  $u$  ise hata terimini ifade etmektedir. Burada da ADF testinde olduğu gibi,  $\delta$  katsayısının hesaplanan  $t$  istatistiği McKinnon (1996) tablo kritik değeriyle karşılaştırılarak serinin durağan olup olmadığına karar verilmektedir (Türedi ve Berber, 2010: 307-308).  $H_0$  hipotezi, serinin durağan olmadığını (birim kök içerdiğini),  $H_1$  hipotezi ise serinin durağan olduğunu (birim kök içermediğini) ifade etmektedir. Test istatistiği kritik değerden büyük ise  $H_0$  reddedilememekte ve seri birim kök içermektedir. Test istatistiği kritik değerden küçük ise  $H_0$  reddedilmekte ve serinin birim kök içermediği yani durağan olduğu kabul edilmektedir.

KPSS birim kök testinde ise incelenen seri trend etkisinden arındırılarak test edilmekte ve temel hipotezin reddedilememesi, incelenen serinin durağan olduğunu göstermektedir. Kullanılan test istatistiği kalıntılara dayanan bir LM testidir (Şentürk ve Akbaş, 2014: 5824). KPSS testinde birim kökün var olup olmadığını incelemek için, aşağıdaki denklem kullanılmıştır:

$$\text{Sabitli ve Sabitli&Trendli Model; } KPSS = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{s^2} \quad (9)$$

$$S_T = \sum_{s=1}^T e_s \quad (10)$$

Burada  $T$  gözlem sayısı,  $S_t$  birikimli artık fonksiyonu ve  $\sigma_\infty$  ise artık spektrumunun tahmincisidir. KPSS testinin uygulanmasında Bartlett Kernel fonksiyonunun yaygın olarak kullanıldığı görülmektedir. Elde edilen KPSS test istatistiği literatürde yaygın kullanım şekliyle Kwiatkowski ve diğerlerinin (1992) %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerleriyle karşılaştırılarak serinin durağan olup olmadığına karar verilmektedir. KPSS testinde kurulan hipotezler, ters hipotezlerdir.

Başka bir deyişle, KPSS testinde H0 hipotezi serinin durağan olduğunu gösterirken, H1 hipotezi ise serinin durağan olmadığı anlamına gelmektedir. Test istatistiği kritik değerden büyük ise H0 reddedilmekte ve seri birim kök içermektedir. Test istatistiği kritik değerden küçük ise H0 reddedilememekte ve serinin birim kök içermeyeceği yani durağan olduğu kabul edilmektedir.

**Tablo 2: Birim Kök Test Sonuçları**

ADF Birim Kök Test Sonuçları				
Değişken	Sabitli		Sabitli & Trendli	
	Seviye	Birinci Fark	Seviye	Birinci Fark
lnQ	0.767 (0)	-5.683 (0)*	-2.105 (0)	-4.118 (0)**
lnTL	-1.759 (0)	-4.657 (1) *	-3.269 (1)***	-
lnHC	1.123 (6)	-3.595 (4)**	-2.806 (1)	-4.467 (4)*
lnFD	-3.806 (5)*	-	-3.121 (2)	-4.060 (7)**
lnK	-0.449 (1)	-4.089 (5)*	-3.823 (0)**	-
lnL	1.594 (1)	-4.723 (0)*	-0.183 (1)	-5.217 (0)*
Kritik Değerler	*-3.670	*-3.689	*-4.310	*-4.324
	** -2.963	** -2.972	** -3.574	** -3.581
	***-2.621	***-2.625	***-3.222	***-3.225
PP Birim Kök Test Sonuçları				
Değişken	Sabitli		Sabitli & Trendli	
	Seviye	Birinci Fark	Seviye	Birinci Fark
lnQ	2.140 (6)	-5.800 (4)*	-2.120 (1)	-7.518 (6)*
lnTL	-1.423 (6)	-5.813 (10)*	-2.612 (4)	-5.388 (9)*
lnHC	1.829 (3)	-2.081 (2)	-1.248 (2)	-2.518 (1)
lnFD	-1.398 (4)	-5.664 (0)*	-1.566 (1)	-7.082 (6)*
lnK	-0.350 (1)	-8.034 (2)*	-3.816 (1)**	-
lnL	1.704 (0)	-4.768 (3)*	-0.192 (1)	-5.217 (1)*
Kritik Değerler	*-3.670	*-3.679	*-4.297	*-4.310
	** -2.964	** -2.968	** -3.568	** -3.574
	***-2.621	***-2.623	***-3.218	***-3.222
KPSS Birim Kök Test Sonuçları				
Değişken	Sabitli		Sabitli & Trendli	
	Seviye	Birinci Fark	Seviye	Birinci Fark
lnQ	0.727 (4)	0.183 (3)**	0.167 (3)	0.177 (7)
lnTL	0.582 (4)	0.217 (13)**	0.122 (2)**	-
lnHC	0.732 (4)	0.294 (3)**	0.128 (4)**	-
lnFD	0.638 (4)	0.143 (1)**	0.154 (4)	0.062 (4)**
lnK	0.717 (4)	0.052 (1)**	0.078 (2)**	-
lnL	0.686 (4)	0.373 (3)**	0.158 (4)	0.129 (1)**
Kritik Değerler	**0.463	**0.463	**0.146	**0.146

Not: Tahmin edilen test istatistiklerinin parantez içindeki değerleri ADF testi için Akaike Bilgi Kriterlerine (AIC) göre belirlenmiş optimal gecikme uzunluğunu gösterirken, PP ve KPSS testleri için Bartlett kernel kullanılarak Newey-West bant genişliği yöntemine göre belirlenmiş bant genişliklerini göstermektedir. Serilerin durağan olup olmadıklarına karar vermek için serilerin ADF ve PP testleri t-istatistikleri McKinnon (1996) kritik değerleri ile karşılaştırılırken, LM istatistikleri ise Kwiatkowski vd. 'nin (1992) %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değerleri ile karşılaştırılmaktadır. \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir. Tüm testler, değişkenler logaritmik formlarına dönüştürülerek kullanılmıştır.

Tablo 2'de serilere ait ADF, PP ve KPSS birim kök test sonuçları verilmiştir. Test sonuçları incelendiğinde lnQ serisinin ADF ve PP testlerinde, hem sabitli hem sabitli&trendli modelde birinci farkı alındığında durağanlaştığı (I(1)) görülmektedir. Ancak KPSS testinde lnQ değişkeni sabitli ve sabitli&trendli model için durağan değildir. Bununla birlikte ADF ve PP test sonuçları

göz önünde bulundurularak, serinin I(1) olduğuna karar verilmiştir. lnTL serisi sabitli model için her üç testte de I(1) olmakla birlikte, sabitli&trendli model için ise testler farklı dereceden durağanlaşmalara işaret etmektedir. Buna göre lnTL serisi sabitli&trendli model için ADF ve KPSS testlerinde düzeyde durağan (I(0)) iken, PP testinde I(1)’dir. lnHC serisi için yapılan ADF ve PP birim kök test sonuçları, serinin durağanlığı ile ilgili karar vermemizi engelleyecek şekilde farklı sonuçlar üretmiştir. Bu seri ADF testinde hem sabitli hem sabitli&trendli model için I(1) iken, PP testinde her iki model içinde durağan değildir. Bu bağlamda, serinin durağan olup olmadığına karar vermek için KPSS testinin sonuçları dikkate alınmıştır. KPSS testinde lnHC serisi için ulaşılan sonuçlar, serinin sabitli modelde I(1) olduğu sonucunu desteklemektedir. Ancak bu serinin sabitli&trendli model için I(0) ya da I(1) olduğuna ilişkin iki farklı sonuç bulunmakta ve serinin durağanlaşma derecesi hakkında kesin bir çıkarım yapılamamaktadır. lnFD serisinin sabitli modeli ADF ve KPSS testlerinde I(1) iken, PP testinde I(0)’dır. Sabitli&trendli model için yapılan tüm birim kök tahminleri ise, serinin I(1) olduğunu göstermektedir. lnK ile ilgili test sonuçları ise her üç test içinde tutarlı şekilde, sabitli model için I(1) ve sabitli&trendli model için ise I(0) göstermektedir. Son olarak lnL için yapılan durağanlık testinin sonuçları ise her üç testte de sabitli ve sabitli&trendli model için serinin I(1) olduğunu göstermektedir. Birim kök test sonuçları serilerin durağanlık dereceleri ile ilgili I(0) ve I(1) arasında farklılıklar gösterse de genel olarak reel GSYİH, ticari açıklık, finansal gelişme, beşeri sermaye, brüt sermaye birikimi ve iş gücü değişkenlerinin en çok birinci farkları alındığında durağanlaştıkları anlaşılmaktadır.

#### 4.2. ARDL Sınır Testi ve Katsayıların Tahmini

ARDL sınır testinin eş bütünleşmeyi test eden ampirik formülasyonu aşağıdaki gibidir:

$$\Delta \ln Q_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Q_{t-1} + \beta_2 \ln TL_{t-1} + \beta_3 \ln FD_{t-1} + \beta_4 \ln HC_{t-1} + \beta_5 \ln K_{t-1} + \beta_6 \ln L_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_{1i} \Delta Q_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{2i} \Delta TL_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{3i} \Delta FD_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{4i} \Delta HC_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{5i} \Delta K_{t-i} + \sum_{i=0}^m \delta_{6i} \Delta L_{t-i} + u_t \quad (11)$$

Eşitlik (11)’de  $\Delta$  fark işlemcisi m, ilgili değişkenler için optimal gecikme uzunluğunu ve  $u_t$  otokorelasyonsuz hata terimini göstermektedir. ARDL sınır testi yöntemi gecikme uzunluğunun (m) seçimine duyarlıdır. Gecikme uzunluğunun uygun olmayan şekilde seçilmesi yanlış sonuçlar verebilmektedir (Shazbaz, 2012). Bu nedenle analize geçmeden önce optimal gecikme uzunluğu AIK, SC ve HQ olmak üzere üç bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiştir. Gecikme uzunluğunun belirlenmesi için maksimum 3 gecikmeye kadar modeller tahmin edilmiş ve hesaplanan AIC, SC ve HQ bilgi kriterleri incelenmiştir. Söz konusu gecikme uzunluklarında otokorelasyon olasılığı değerlendirmek amacıyla otokorelasyon testi yapılmıştır. Tahminlerden elde edilen AIC, SC ve HQ bilgi kriteri değerleri ile LM otokorelasyon testinden elde edilen olasılık değerleri Tablo 3’de sunulmuştur.

**Tablo 3:** Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme	AIC	SC	HQ	LM
1	-25.52931	-23.53100	-24.91840	0.0358
2	-28.37138	-24.66024	-27.23685	0.1677
3	-31.90870*	-26.48473*	-30.25054*	0.7983

Not: AIC; Akaike bilgi kriteri, SC; Schwarz bilgi kriteri, HQ; Hannan-Quinn bilgi kriteri.

Tablo 3 incelendiğinde, üç bilgi kriterinin de işaret ettiği ve otokorelasyon bulunmayan uygun gecikmenin 3 olduğu görülmektedir. Gecikme uzunluğu belirlendikten sonra değişkenler arasında eş bütünleşmenin olup olmadığını test etmek için Eşitlik (11) tahmin edilmiş ve F istatistiği hesaplanmıştır. Narayan ve Narayan’a (2005a) göre, Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından büyük

örnekler (T=500 ila T=40,000) için geliştirilen alt ve üst kritik sınırların küçük örneklerde kullanılması durumunda, seriler arasındaki eş bütünleşmeye ilişkin yanlış tahminler oluşabilmektedir. Bu nedenle F istatistiğinin değerlendirilmesinde, Narayan (2005b) tarafından küçük örnekler (T=30'dan T=80) için oluşturulan alt ve üst kritik sınırlar kullanılmıştır.

Eşitlik (4) için değişkenler arasında uzun dönem ilişkinin olmadığı yokluk hipotezi (H0) ve uzun dönem ilişkinin varlığını gösteren alternatif hipotez (H1) aşağıdaki gibidir:

$$H0: a_2 = a_3 = a_4 = a_5 = a_6 = 0 \quad (12)$$

$$H1: a_2 \neq a_3 \neq a_4 \neq a_5 \neq a_6 \neq 0 \quad (13)$$

Buna göre, F istatistiği üst sınır değerlerinden daha büyükse, değişkenler arasında uzun dönem ilişkisinin olmadığını söyleyen H0 hipotezi reddedilmekte ve H1 hipotezi kabul edilmektedir. F istatistiği alt ve üst kritik değerlerin arasına düşerse, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkileri hakkında kesin bir yorum yapılamamakta ve F istatistiği alt kritik değerden küçük ise H0 hipotezi kabul edilmektedir (Kıran ve Gürış, 2011). Analizden elde edilen tahmin sonuçları, seri korelasyon (Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test), normallik (Jarque-Bera), fonksiyonel form (Ramsey RESET Test) ve değişen varyans (Breusch-Pagan-Godfrey) testleri ile birlikte Tablo 4'de verilmiştir.

**Tablo 4:** ARDL Sınır Testi Sonuçları

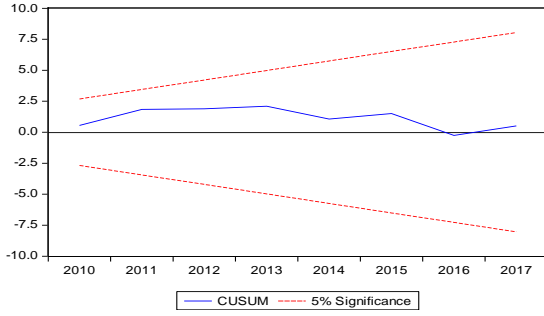
Model	Optimal Gecikme Uzunluğu	t-stat.	F-stat.	Tanı Testleri (F stat. ve Prob.)			
				Jarque-Bera	Breusch-Pagan-Godfrey Heteroskedasticity Test	Ramsey RESET Test	Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test
$Q = f(TL, FD, HC, K, L)$	(2, 3, 3, 2, 2, 2)	-8.71*	7.78*	3.75 (0.15)	0.41 (0.94)	[1] 1.69 (0.24)	[2] 3.26 (0.11) [3] 2.61 (0.16)
Anlamlılık Düzeyi	F-istatistiği için Kritik Değerler [Narayan (2005), Case III, T=30 ve k=5]						
	Alt Sınırlar I(0)			Üst Sınırlar I(1)			
%1	4.537			6.370			
%5	3.125			4.608			
%10	2.578			3.858			
Anlamlılık Düzeyi	t-istatistiği için Kritik Değerler						
	Alt Sınırlar I(0)			Üst Sınırlar I(1)			
%1	-3.43			-4.79			
%5	-2.86			-4.19			
%10	-2.57			-3.86			

Not: \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılığı göstermektedir. Kritik değerler sabitli model için yapılan tahminlerden elde edilmiştir. Uygun gecikme uzunluğunun seçiminde SC bilgi kriteri kullanılmıştır. Tüm testler, değişkenler logaritmik formlarına dönüştürülerek yapılmıştır.

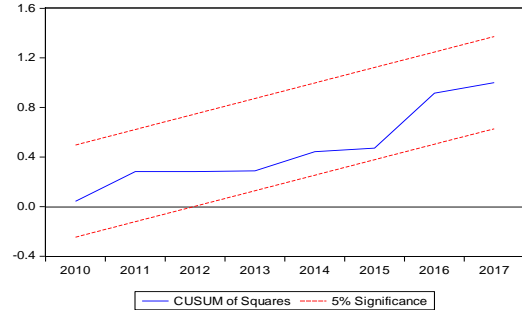
ARDL sınır testinin sonuçları Tablo 4'te gösterilmektedir. Oluşturulan model için sınır testinden elde edilen F istatistik değerinin %1 anlamlılık düzeyinde üst kritik değerden yüksek olması nedeniyle, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığını gösteren boş hipotez (H0) reddedilerek, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki bulunduğunu gösteren alternatif hipotez

(H1) kabul edilmiştir. Test edilen model için yapılan tüm tanısal testler, %1 anlamlılık düzeyinde klasik doğrusal regresyon modeli varsayımlarının herhangi birinin ihlal edilmediğini göstermektedir. Buna göre, modelde değişen varyans ve seri korelasyon sorunu yoktur ve kalıntılar normal dağılımlıdır. Ayrıca modelde herhangi bir spesifikasyon hatası olmadığı anlaşılmaktadır. ARDL sınır testi tahminlerinin kararlılığını incelemek için CUSUM ve CUSUMSQ Kararlılık testleri uygulanmıştır. Test sonuçları Şekil 1 ve Şekil 2’de verilmiştir.

**Şekil 1: Özyinelemeli Kalıntıların Kümülatif Toplamı**



**Şekil 2: Özyinelemeli Kalıntıların Karelerinin Kümülatif Toplamı**



Şekil 1 ve 2 incelendiğinde, özyinelemeli kalıntıların kümülatif toplamını (CUSUM) ve özyinelemeli kalıntıların karelerinin kümülatif toplamını (CUSUMQ) gösteren çizimlerin sınırlar içinde (%95 güven aralığında) olduğu görülmektedir. Bu testler modelin kararlılığını doğrulamaktadır.

Değişkenler arasında eş bütünleşmenin bulunmasının ardından, ARDL kullanılarak ticari açıklık, finansal gelişme, beşeri sermaye, brüt sermaye stoku ve iş gücünün uzun dönemde reel çıktı üzerindeki etkileri tahmin edilmiştir. Değişkenlere ilişkin uzun dönemli katsayı tahminleri Tablo 5’de verilmiştir. Finansal gelişme değişkeni dışında tahmin edilen tüm katsayılar beklenen işaretle ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Katsayılar incelendiğinde, finansal gelişme dışındaki tüm değişkenlerin uzun dönemde reel GSYİH’ı pozitif yönde etkilediği, finansal gelişimin reel GSYİH üzerindeki etkisinin ise negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Buna göre; diğer koşullar sabitken ticari açıklıktaki %1’lik bir artış uzun dönemde çıktıyı %0.19 arttırmaktadır. Çalışmadan elde edilen bu bulgu, Özel (2012) ve Uslu’nun (2019) Türkiye için elde ettikleri sonuçlarla tutarlıdır.

Finansal gelişme katsayısı incelendiğinde, diğer koşullar sabitken finansal gelişmedeki %1’lik bir artışın, uzun dönemde reel çıktıyı %0.12 azalttığı görülmektedir. Finansal gelişmenin katsayısı, beklentimizin dışında sonuçlar vererek negatif tahmin edilmiştir. Çalışmadan elde edilen bu bulgu, Utkulu ve Kahyaoğlu (2005) ve Yapraklı’nın (2007) Türkiye için elde ettikleri sonuçlarla tutarlıdır. Literatürdeki bazı çalışmalar, finansal gelişmenin olası bir krizi tetikleyecek mekanizmalara sahip olması nedeniyle ekonomik büyümeye zarar verebileceğini ileri sürmektedir. Örneğin Rodrik (1999) finansal piyasaların krizlere yol açtığı ve ekonomik büyümeye zarar verdiğini ileri sürmüştür. Ayrıca Utkulu ve Kahyaoğlu (2005) dış borcu yüksek olan ülkelerde finansal açıklığın ekonomik krizlere yol açarak negatif büyümeye neden olabileceğini ileri sürmüştür. Son olarak Shan (2005) finansal piyasaların büyük fon akışlarını karlı girişimlere tahsis etmekte başarısız olmasından dolayı 1997’deki Asya ekonomik krizinin temel nedeninin, ekonomik büyümenin itici gücü olarak görülen finansal gelişmeye dayandığını ileri sürmüştür. Uzun dönemli tahmin sonuçlarından elde edilen diğer katsayılar incelendiğinde; reel brüt sermaye stokundaki %1’lik bir artışın uzun dönemde reel çıktıyı %0.29 arttırdığı ve iş gücündeki %1’lik bir artışın ise reel çıktıyı %0.50 oranında arttırdığı görülmektedir. Beşeri sermaye endeksinin reel



çıktı üzerindeki etkisi incelendiğinde ise, beşeri sermayedeki %1’lik bir artışın diğer koşullar sabitken reel çıktıyı %1.76 arttırdığı görülmektedir.

**Tablo 5:** ARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

ARDL Uzun Dönem Tahmin Sonuçları				
Bağımsız Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	T-stat.	Olasılık
$\ln TL_t$	0.19***	0.100	1.854	0.10
$\ln FD_t$	-0.12***	0.060	-1.996	0.08
$\ln HC_t$	1.76*	0.193	9.066	0.00
$\ln K_t$	0.29*	0.0161	18.128	0.00
$\ln L_t$	0.50*	0.056	8.772	0.00
ARDL Kısa Dönem Tahmin Sonuçları				
Bağımsız Değişkenler	Katsayı	Std. Hata	T-stat.	Olasılık
C	-4.54*	0.522	-8.69	0.00
$\Delta \ln TL_t$	0.02	0.016	1.42	0.19
$\Delta \ln FD_t$	0.01	0.014	1.083	0.31
$\Delta \ln HC_t$	9.25*	1.404	6.59	0.00
$\Delta \ln K_t$	0.25*	0.007	37.57	0.00
$\Delta \ln L_t$	0.26*	0.039	6.74	0.00
$ECT_{t-1}$	-0.95*	0.109	-8.71	0.00
$R^2$		0.99		
Adjusted $R^2$		0.99		
F-stat.		200.786 (0.00)		
Durbin-Watson		2.943		

Not: \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılığı göstermektedir. Katsayılar sabitli model için yapılan tahminlerden elde edilmiştir. Uygun gecikme uzunluğunun seçiminde SC bilgi kriteri kullanılmıştır. Tüm testler, değişkenler logaritmik formlarına dönüştürülerek yapılmıştır.

Değişkenlere ilişkin kısa dönemli katsayı tahminleri Tablo 5’de verilmiştir. Hata teriminin bir dönem gecikmeli değerinin ( $ECT_{t-1}$ ) katsayısının negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı olması, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin istikrarına ilişkin kanıtlar sunmaktadır (Keho, 2017: 8). Bu katsayının anlamlı olabilmesi; hesaplanan t istatistiğinin (-8.71) mutlak değerinin, Tablo 4’de t istatistiği için hesaplanan kritik değerlerin üzerinde olmasına bağlıdır. Tablo 5’de ( $ECT_{t-1}$ ) katsayısının değerinin -0.95 olduğu görülmektedir. Bu katsayının yüksek olması, Türkiye’de bir şoktan sonra uzun dönem dengesine dönme hızının yüksek olduğunu ve

uzun dönem dengesinde meydana gelen bir sapmanın ya da dengesizliğin yaklaşık % 95’inin bir yılda düzelebileceğini göstermektedir. Kısa dönemde bağımsız değişkenler için tahmin edilen katsayılar incelendiğinde, ticari açıklık ve finansal gelişimin kısa dönemde reel çıktı üzerindeki etkilerinin istatistiksel olarak anlamsız olduğu görülmektedir. Beşeri sermaye, reel brüt sermaye stoku ve işgücü ise kısa dönemde reel çıktı düzeyine istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir katkı sağlamaktadır.

### 4.3. VAR Granger Nedensellik Testi

ARDL sınır testi reel çıktı düzeyi, ticari açıklık, finansal gelişme, beşeri sermaye, reel brüt sermaye stoku ve iş gücü arasında eş bütünleşmenin olup olmadığına ilişkin bir sonuca ulaşmamızı sağlarken, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönü ile ilgili bir bilgi vermemektedir. Bu nedenle aralarında eş bütünleşme bulunduğu anlaşılan bu değişkenler için nedensellik ilişkisini belirlemek amacıyla VAR Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Nedensellik testinin sonuçları Tablo 6’da verilmiştir.

**Tablo 6:** VAR Granger Nedensellik Test Sonuçları

Bağımlı Değişken	Nedensel Değişken					
	lnQ	lnTL	lnFD	lnHC	lnK	lnL
lnQ	-	0.75	0.90	0.25	0.92	0.52
lnTL	0.00*	-	0.00*	0.00*	0.00*	0.05*
lnFD	0.00*	0.00*	-	0.00*	0.00*	0.00*
lnHC	0.10***	0.41	0.00*	-	0.04*	0.00*
lnK	0.82	0.60	0.88	0.11	-	0.69
lnL	0.67	0.86	0.89	0.57	0.65	-

Not: \*, \*\*, \*\*\* sırasıyla %1, %5 ve %10 düzeylerinde anlamlılığı göstermektedir. Tabloda verilen değerler olasılık değerleridir. Katsayılar sabitli model için yapılan tahminlerden elde edilmiştir. Uygun gecikme uzunluğunun seçiminde SC bilgi kriteri kullanılmış ve gecikme uzunluğu 3 olarak belirlenmiştir.

Tablo 6 incelendiğinde reel çıktı ile diğer değişkenler arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığı görülmektedir. Ancak ticari açıklık, finansal gelişme ve beşeri sermaye ile reel çıktı düzeyi arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunmakta ve bu ilişkilerin yönü reel çıktıdan bu değişkenlere doğru gerçekleşmektedir. Başka bir deyişle reel çıktı düzeyi ticari açıklığın, finansal gelişmenin ve beşeri sermayenin Granger nedenidir. Ekonomik büyümenin ticari açıklığın nedeni olduğu bulgusu, Türkiye’de büyüme önderliğinde ticaret hipotezinin varlığını desteklemektedir. Bu sonuç Türkiye için yapılan çalışmalardan Öztürk ve Kırıcı’nın (2017) elde ettiği bulgularla uyusmaktadır. Reel çıktı düzeyi ile finansal gelişme arasında, reel çıktıdan finansal gelişmeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığına ilişkin bulgumuz ise Türkiye için yapılan çalışmalardan Kar ve Pentecost (2000), Onur (2005), Kandır, İskenderoğlu, ve Önal (2007) ile Nazlıoğlu, Ege ve Bayrakdaroğlu’nun (2009) çalışmalarında ulaşılan sonuçlar ile tutarlıdır. Nedensellik testinin sonuçları incelendiğinde, çalışmamız açısından önemli diğer bulgular ise finansal gelişmeden ticari açıklık ve beşeri sermayeye tek yönlü bir nedenselliğin bulunmasıdır. Levine’ye (1997) göre finansal sistemler mal ve hizmet ticaretinin kolaylaştırılmasını, yatırımcıların riski çeşitlendirerek riskten korunmasını, sermaye birikimi ve teknolojik yeniliklere neden olarak ekonomik büyüme oranının artmasını sağlamaktadır. Demirgüç-Kunt ve Levine’ye (2008) göre beşeri sermaye düzeyi yalnızca kişilerin becerilerine değil, aynı zamanda bu eğitimi finanse edebilecek gelirlerinin olmasına da bağlıdır. Bu nedenle finansal gelişme bireylerin beşeri

sermayeleri için finansman bulmalarına olanak sağlayarak beşeri sermaye düzeyini arttırmaktadır. Finansal gelişmeden ticari açıklık ve beşeri sermayeye tek yönlü nedensellik bulunduğu sonuçlarına ulaşılması, bu görüşlerin Türkiye için geçerliliğini desteklemektedir.

## 5. Sonuç

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de 1987-2017 döneminde ticari açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkiyi incelemektir. Çalışmada söz konusu ilişkiyi incelemek için teknolojinin ticari açıklık, finansal gelişme ve beşeri sermaye tarafından belirlendiği, genişletilmiş bir Cobb-Douglas üretim fonksiyonu oluşturulmuştur. Oluşturulan model, ARDL sınır testi yaklaşımı uygulanarak analiz edilmiştir. Sınır testi ile değişkenler arasında uzun dönemli bir eş bütünleşme bulunmasının ardından, uzun dönemli katsayı tahminleri yapılmıştır. Tahmin sonuçlarına göre, finansal gelişme dışındaki tüm değişkenler uzun dönemde reel GSYİH’ı pozitif yönde etkilerken, finansal gelişmenin reel GSYİH üzerindeki etkisi negatif ve istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna göre, diğer koşullar sabitken ticari açıklıktaki %1’lik bir artış uzun dönemde reel çıktıyı %0.19 arttırmakta ve finansal gelişmedeki %1’lik bir artış ise uzun dönemde reel çıktıyı %0.12 azaltmaktadır. Uzun dönemli tahmin sonuçlarından elde edilen diğer katsayılar incelendiğinde ise reel brüt sermaye stokundaki %1’lik bir artışın uzun dönemde reel çıktıyı %0.29 arttırdığı ve iş gücündeki %1’lik bir artışın reel çıktıyı %0.50 oranında arttırdığı görülmektedir. Son olarak beşeri sermayedeki %1’lik bir artış, diğer koşullar sabitken reel çıktıyı %1.76 oranında arttırmaktadır. Analiz sonucu elde edilen hata teriminin bir dönem gecikmeli değerinin ( $ECT_{t-1}$ ) negatif işaretli ve istatistiksel olarak anlamlı olması, değişkenler arasındaki bu uzun dönemli ilişkilerin istikrarlı olduğunu göstermektedir. Buna göre, Türkiye’de bir şoktan sonra uzun dönem dengesinde meydana gelen bir sapma ya da dengesizliğin yaklaşık % 95’i bir yılda düzelmektedir.

Çalışmada uzun dönem katsayı tahminlerine ek olarak kısa dönem için tahmin edilen katsayılar da incelenmiştir. Kısa dönem için yapılan tahminlerden elde edilen bulgular, ticari açıklık ve finansal gelişimin kısa dönemde reel çıktı üzerindeki istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin bulunmadığını göstermektedir. Beşeri sermaye, reel brüt sermaye stoku ve işgücü ise kısa dönemde reel çıktı düzeyine istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir katkı sağlamaktadır. Ayrıca çalışmada değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü belirlemek amacıyla VAR Granger Nedensellik Analizi uygulanmıştır. Analiz sonucunda; ticari açıklık, finansal gelişme ve beşeri sermaye ile reel çıktı düzeyi arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi bulunduğu belirlenmiştir. Buna göre, reel çıktı düzeyi ticari açıklığın, finansal gelişmenin ve beşeri sermayenin Granger nedenidir. Reel çıktı düzeyinin ticari açıklığın nedeni olduğu bulgusu, Türkiye’de büyüme önderliğinde ticaret hipotezinin varlığını desteklemektedir.

Çalışmada elde edilen bu bulgular, Türkiye’de dışa açıklık ve beşeri sermaye birikiminin ekonomik büyümeyi arttırması ve finansal gelişmenin ekonomik büyümeyi azaltması açısından önemlidir. Çalışmanın bulguları Türkiye’de finansal gelişmenin bazı ekonomik sonuçları olduğunu düşündürmektedir. Türkiye’de finansal piyasalara ve araçlara erişimin tüm ekonomik birimler için artması sonucu oluşacak toplam kredi hacminin ülke ekonomisi açısından olumsuz bir etki yaratabileceği, para politikası uygulamalarında politika yapıcılar tarafından göz önüne alınmalıdır. Bununla birlikte Türkiye’de maliye politikaları uygulanırken dış ticareti teşvik edecek vergi sistemlerinin benimsenmesi, bireylerin beşeri sermayelerini arttırmaları için sübvansiyonlar sağlamak ve nitelikli iş gücü için istihdam olanaklarını arttırmak, istikrarlı bir ekonomik büyüme açısından önemli adımlar olacaktır.

**Yazarlık Katkıları (Authorship Contributions):** Şeyma Yılmaz Kuşçuoğlu, Ergin Uzgoren.

## Kaynakça

Awokuse, T. O. (2008). Trade openness and economic growth: Is growth export-led or import-led? *Applied Economics*, 40(2), 161-171.

- Bahmani-Oskooee, M. ve Niroomand, F. (1999). Openness and economic growth: An empirical investigation. *Applied Economics Letters*, 6(9), 557-561.
- Bajwa, S. ve Siddiqi, M. W. (2011). Trade openness and its effects on economic growth in selected south Asian countries: A panel data study. *International Scholarly and Scientific Research & Innovation*, 5(2), 212-217.
- Balassa, B. (1978). Exports and economic growth: Further evidence. *Journal of Development Economics*, 5(2), 181-189.
- Barro, R. (2001). Human capital and growth. *American Economic Review*, 92(2), 12-17.
- Barro, R. ve Sala-i-Martin, X. (1997). Technological diffusion, convergence and growth. *Journal of Economic Growth*, 2(1), 1-26.
- Canbaloglu, B. ve Gürgün, G. (2019). Finansal sektör gelişimi, ticari açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisi: Yükselen piyasa ve gelişmekte olan ekonomiler panel-VAR örneği. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 17(1), 441-457.
- Çeliköz, Y. S., Barutçu, E. ve Afsal, M. Ş. (2017). Ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki: Türkiye örneği. *Route Educational and Social Science Journal*, 4(7), 104-117.
- Çeştepe, H., Yıldırım, E. ve Özbek, Z. (2018). Ticari ve finansal açıklığın ekonomik büyüme üzerine etkisi: Türkiye’ye ilişkin ampirik kanıtlar. *Abant İzzet Baysal Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 18(4), 1-17.
- Çevik, E. İ., Atukeren, E. ve Korkmaz, T. (2019). Trade openness and economic growth in Turkey: A rolling frequency domain analysis. *Economies*, 7(2), 1-16.
- Çütçü, İ. ve Yaşar, M. (2019). Ekonomik büyüme ve dış ticaret politikaları arasındaki ilişki: Yapısal kırılmalı testlerle ekonometrik bir analiz. *İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 33(1), 265-282.
- Das, A. ve Paul, B. (2011). Openness and growth in emerging Asian economies: Evidence from GMM estimations of a dynamic panel. *Economics Bulletin*, 31(3), 2219-2228.
- Demirgüç-Kunt, A. ve Levine, R. (2008). *Finance and economic opportunity* (Policy Research Working Paper No: 4468). Erişim Adresi: <http://documents1.worldbank.org/curated/en/789171468349832745/pdf/wps4468.pdf>
- Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- Dollar, D. (1992). Outward-oriented developing economies really do grow more rapidly: Evidence from 95 LDCs. *Economic Development and Cultural Change*, 40(3), 523-544.
- Dritsaki, C. ve Stamatiou, P. (2018). Cobb-Douglas production function: The case of Poland's economy. *Proceedings of the 2018 International Conference on Applied Economics (ICOAE)*, Warsaw, Poland. Erişim Adresi: [https://www.researchgate.net/publication/325957662\\_Cobb-Douglas\\_Production\\_Function\\_The\\_Case\\_of\\_Poland's\\_Economy/citations](https://www.researchgate.net/publication/325957662_Cobb-Douglas_Production_Function_The_Case_of_Poland's_Economy/citations)
- Edwards, S. (1998). Openness, productivity and growth: What do we really know? *Economic Journal*, 108(447), 383-398.
- Eren, M. V. ve Ergin Ünal, A. (2019). Ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin analizi: Türkiye örneği. *Sosyoekonomi*, 27(39), 81-93.

- Feenstra, R. C., Inklaar, R. ve Timmer, M. P. (2015). The next generation of the Penn World Table. *American Economic Review*, 105(10), 3150-3182.
- Gries, T. ve Redlin, M. (2012). *Trade openness and economic growth: A panel causality analysis* (Center For International Economics Working Paper Series No. 2011-06). Erişim Adresi: <http://groups.uni-paderborn.de/wp-wiwi/RePEc/pdf/ciepap/WP52.pdf>.
- Grossman, G. M. ve Helpman, E. (1991a). *Innovation and economic growth in the global economy* (7th ed.). Cambridge: The MIT Press.
- Grossman, G. M. ve Helpman, E. (1991b). Trade, knowledge spillovers and growth. *European Economic Review*, 35(2-3), 517-526.
- Helpman, E. ve Krugman, P. R. (1985). *Market structure and foreign trade: Increasing returns imperfect competition, and the international economy*. Cambridge: The Meet Press.
- Hossain, A. (2006). Sources of economic growth in Indonesia. *Applied Econometrics and International Development*, 1966-2003, 6(2), 183-208.
- IMF. (2020). *IMF Financial Development Index Database* [Veri Seti] . <https://data.imf.org/?sk=F8032E80-B36C-43B1-AC26-493C5B1CD33B>.
- Jamel, L. ve Maktouf, S. (2017). The nexus between economic growth, financial development, trade openness, and CO2 emissions in European countries. *Cogent Economics & Finance*, 5(1341456), 1-25.
- Kandır, S. Y., İskenderoğlu, Ö. ve Önal, Y. B. (2007). Finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin araştırılması. *Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 16(2), 311-326.
- Kar, M. ve Pentecost, E. J. (2000). *Financial development and economic growth in Turkey: Further evidence on the causality issue* (Loughborough University Economic Research Paper No:00/27). Erişim Adresi: [https://www.researchgate.net/profile/MuhsinKar/publication/228581900\\_Financial\\_development\\_and\\_economic\\_growth\\_in\\_Turkey\\_further\\_evidence\\_on\\_the\\_causality\\_issue/links/09e41513205d1039d1000000/Financial-development-and-economic-growth-in-Turkey-further-evidence-on-the-causality-issue.pdf](https://www.researchgate.net/profile/MuhsinKar/publication/228581900_Financial_development_and_economic_growth_in_Turkey_further_evidence_on_the_causality_issue/links/09e41513205d1039d1000000/Financial-development-and-economic-growth-in-Turkey-further-evidence-on-the-causality-issue.pdf).
- Keho, Y. (2017). The impact of trade openness on economic growth: The case of Cote d'Ivoire. *Cogent Economics & Finance*, 5(1), 1-14.
- Kim, D. H., Lin, S. C. ve Suen, Y. B. (2012). The simultaneous evolution of economic growth, financial development and trade openness. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 21(4), 513-537.
- King, R. L. ve Levine, R. (1993). Finance, entrepreneurship and growth: Theory and evidence. *Journal of Monetary Economics*, 32, 513-542.
- Kıran, B. ve Güriş, B. (2011). Türkiye'de ticari ve finansal açıklığın büyümeye etkisi. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 11(2), 69-80.
- Krueger, A. O. (1978). Foreign trade regimes and economic development: Liberalization attempts and consequences. *National Bureau of Economic Research*, 1-304.
- Krugman, P. (1994). The myth of asias miracle. *Foreign Affairs*, 73(6), 62-78.
- Kurt, S. ve Berber, M. (2008). Türkiye'de dışa açıklık ve ekonomik büyüme. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(2), 57-80.

- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Levine, R. (1997). Financial development and economic growth: Views and agenda. *Journal of Economic Literature*, 35(2), 688-726.
- Levine, R. (2003). More on finance and growth: More finance more growth? *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 85, 31-46.
- Levine, R. (2004). *Finance and growth: Theory and evidenc.* (NBER Working Paper Series, No:10766). Erişim Adresi: <https://www.nber.org/papers/w10766>.
- Levine, R., Loayza, N. ve Beck, T. (2000). Financial intermediation and growth: Casualty and causes. *Journal of Monetary Economics*, 46(1), 1-24.
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
- Mangır, F., Kabaklarlı, E. ve Ayhan, F. (2017). An analysis for the relationship between trade openness and economic growth: Evidence for ten African countries. *Yönetim ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 15(1), 58-71.
- Mankiw, N. G., Romer, D. ve Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407-437.
- McKinnon, J. G. (1996). Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601-618.
- Narayan, P. K. ve Narayan, S. (2005a). Estimating income and price elasticities of imports. *Economic Modelling*, 22(3), 423-438.
- Narayan, P. K. (2005b). The saving and investment nexus for China: Evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990.
- Narayan, P. ve Smyth, R. (2005c). Trade liberalization and economic growth in Fiji: An empirical assessment using the ARDL approach. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 10(1), 96-115.
- Nazlıoğlu, Ş., Ege, İ. ve Bayrakdaroğlu, A. (2009). Financial development and economic growth: Cointegration and causality analysis for Turkey. *Banking and Finance Letters*, 1(2), 59-66.
- Omisakin, O., Adeniyi, O. ve Omojolaibi, A. (2009). Foreign direct investment, trade openness and growth in Nigeria. *Journal of Economic Theory*, 3(2), 13-18.
- Onur, S. (2005). Finansal liberalizasyon ve GSMH büyümesi arasındaki ilişki. *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 1(1), 127-152.
- Özcan, C. C., Özmen, İ. ve Özcan, G. (2018). Ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi: Yükselen piyasa ekonomileri. *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 40, 60-73.
- Özel, H. A. (2012). Küreselleşme sürecinde ticari ve finansal açıklığın ekonomik büyüme üzerine etkisi:Türkiye örneği. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 10(19), 1-30.
- Öztürk, S. ve Kırıcı, B. (2017). Ticari açıklık ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi: 1999-2016 dönemi Türkiye örneği. *Sosyal Bilimler Metinleri*, 2017(1), 139-146.
- Pesaran, M. H., Shin, Y. ve Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.

- Phillips, P. C. ve Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Polat, A., Shahbaz, M., Rehman, I. U. ve Satti, S. L. (2015). Revisiting linkages between financial development, trade openness and economic growth in South Africa: Fresh evidence from combined cointegration test. *Quality and Quantity*, 49, 785-803.
- PWT. (2020). *International comparisons of production, income and prices 9.1*. Penn World Table: *Real GDP, employment and population levels* [Veri Seti].  
<https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/pwt-releases/pwt9.1?lang=en>.
- Rigobon, R. ve Rodrik, D. (2005). Rule of law, democracy, openness, and income: Estimating the interrelationships. *Economics of Transition*, 13(3), 533-564.
- Rodriguez, F. ve Rodrik, D. (2001). Trade policy and economic growth: A skeptic's guide to the cross-national evidence. *NBER Macroeconomics Annual 2000*, 15, 261-325.
- Rodrik, D. (1999). Where did all the growth go? External shocks, social conflict, and growth collapses. *Journal of Economic Growth*, 4(4), 385-412.
- Romer, P. (1986). Increasing returns and long run growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.
- Romer, P. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5), 71-102.
- Romer, P. (1993). Two strategies for economic development: Using ideas and producing ideas. *The World Bank Economic Review*, 6, s. 63-91.
- Romer, P. (1994). New goods, old theory and the welfare costs of trade restrictions. *Journal of Development Economics*, 43(1), 5-38.
- Sarkar, P. (2008). Trade openness and growth: Is there any link? *Journal of Economic Issues*, 42(3), 763-785.
- Shan, J. (2005). Does financial development lead economic growth? A vector auto-regression appraisal. *Applied Economics*, 37(12), 1353-1367.
- Shazbaz, M. (2012). Does trade openness affect long run growth? Cointegration, causality and forecast error variance decomposition tests for Pakistan. *Economic Modelling*, 29(6), 2325-2339.
- Sinha, D. ve Sinha, T. (1996). Openness and economic growth in India. *Indian Journal of Economics*, 77(1), 115-125.
- Svirydzenka, K. (2016). *Introducing a new broad-based index of financial development* (International Monetary Fund Working Paper No. 16/5). Erişim Adresi: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Introducing-a-New-Broad-based-Index-of-Financial-Development-43621>.
- Şentürk, M. ve Akbaş, Y. E. (2014). İşsizlik-enflasyon ve ekonomik büyüme arasındaki karşılıklı ilişkinin değerlendirilmesi: Türkiye örneği. *Journal of Yasar University*, 9(34), 5820-5832.
- Tarı, R. (2010). *Ekonometri*. Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Türedi, S. ve Berber, M. (2010). Finansal kalkınma, ticari açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki: Türkiye üzerine bir analiz. *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 35, 301-316.

- Ulaşan, B. (2014). *Openness to international trade and economic growth: A cross-country empirical investigation* (Türkiye Merkez Bankası Working Paper No. 14/07). Erişim Adresi:  
<https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/562472aa-4671-4baa-a645-5455e04e99e6/WP1407.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-562472aa-4671-4baa-a645-5455e04e99e6-m3fw65W>.
- Uslu, H. (2019). Ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisi: Türkiye için çoklu yapısal kırılmalı bir analiz. *Anadolu İktisat ve İşletme Dergisi*, 3(1), 39-64.
- Utkulu, U. ve Kahyaoğlu, H. (2005, Ekim). Ticari ve finansal dışa açıklık Türkiye’de büyümeyi ne yönde etkiledi? *Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni 2015/13*.
- Ünsal, E. M. (2017). *Makro iktisat* (11. Baskı). Ankara: Murat Yayınları.
- Vamvakidis, A. (2002). How robust is the growth-openness connection: Historical evidence. *Journal of Economic Growth*, 7, 57-80.
- WDI. (2020). *World development indicators: GDP (constant 2010 US\$), Trade (% of GDP), Gross fixed capital formation (% of GDP)* [Veri Seti].  
<https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>.
- Yalçinkaya, Ö. (2017). Ticari dışa açıklığın ve finansal gelişmişliğin ekonomik büyüme üzerindeki etkileri: G-20 ülkeleri için yeni nesil panel veri analizi (1994-2015). *International Journal of Academic Value Studies (Javstudies)*, 3(15), 458-477.
- Yanikkaya, H. (2003). Trade, openness and economic growth: A cross-country empirical investigation. *Journal of Development Economics*, 72(1), 57-89.
- Yapraklı, S. (2007). Ticari ve finansal dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki: Türkiye üzerine bir uygulama. *İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, 5, 67-89.
- Yardımcı, P. (2006). *İçsel büyüme ve Türkiye’de içsel büyümeyi etkileyen faktörlerin ampirik analizi*. Yayımlanmamış doktora tezi, Selçuk Üniversitesi, Konya.
- Yıldırım, K., Karaman, D. ve Taşdemir, M. (2009). *Makro ekonomi* (8. Baskı). Ankara: Seçkin Yayıncılık.