

Received / Geliş
15.11.2017

Article History
Accepted / Kabul
30.11.2017

Available Online / Yayınlanma
15.12.2017

THE RELATIONSHIP BETWEEN TRADE OPENNESS AND ECONOMIC GROWTH; THE CASE OF TURKEY

**TİCARİ DİŞA AÇIKLIK VE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİ;
TÜRKİYE ÖRNEĞİ¹**

Yıldız SAĞLAM ÇELİKÖZ²

Emre BARUTÇU³

Mahmut Şaban AFSAL⁴

Abstract

For many years, the evaluation of the concept of trade openness in the context of economic growth has been the focus of attention in economics literature. In this study, an empirical approach is presented to evaluate the relationship between economic growth (LGDP) and trade openness (OPENNESS) in Turkey. In the study, the causality relationship between economic growth and outward trade openness was examined using Johansen (1988) and Johansen and Juselius (1990) cointegration analysis with annual frequency data for the period 1980-2016 in Turkey. According to results of study, economic growth and trade openness is a cointegration vector, that is, there is a long term relationship between both variables. An Error Correction Model (ECM) was created for the analysis of short-term relationships. Based on the error correction model, a one-way causality relationship from outward trade openness to economic growth is obtained.

Keywords: Trade openness, economic growth, cointegration.

Özet

Ticari dışa açıklık kavramının ekonomik büyüme bağlamında değerlendirilmesi uzun yıllardır iktisat literatüründe ilgi odağı olmuştur. Bu çalışmada, Türkiye’de ekonomik büyüme (LGDP) ve ticari dışa açıklık (OPENNESS) arasındaki ilişkinin değerlendirilmesi için ampirik bir yaklaşım sunulmaktadır. Çalışmada, Türkiye’de 1980-2016 dönemi için yıllık frekansta verilerle Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) eşbütünleşme analizi kullanılarak ekonomik büyüme ve ticari dışa açıklık arasındaki nedensellik ilişkisi incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar; ekonomik büyüme ve ticari dışa açıklık arasında bir eşbütünleşme vektörü olduğunu, yani her iki değişken arasında bir uzun dönem ilişki olduğunu göstermiştir. Kısa dönem ilişkilerin incelenmesi için ise Hata Düzeltme Modeli (HDM) oluşturulmuştur. Hata düzeltme modeline dayanarak ticari dışa açıklıktan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi elde edilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Ticari dışa açıklık, ekonomik büyüme, eşbütünleşme.

¹ Bu çalışma, Bandırma Onyedli Eylül Üniversitesi ev sahipliğinde Resconggress tarafından düzenlenen I. Uluslararası Eğitim Bilimleri ve Sosyal Bilimler Sempozyumu’nda sunulan sözlü bildirinin genişletilmiş halidir.

² Yrd. Doç. Dr., Mustafa Kemal Üniversitesi, İİBF İktisat bölümü, yildizsaglam@yahoo.com

³ Öğr. Gör., Mustafa Kemal Üniversitesi, Yayladağı SBMYO, emrebarutcu@gmail.com

⁴ Arş. Gör., Bozok Üniversitesi, İİBF İktisat Bölümü, mahmut.afsal@bozok.edu.tr

GİRİŞ

Dünya genelinde 1980'li yıllardan itibaren yoğunlaşan liberalleşme politikaları ekonomik, sosyal ve kültürel alanda kendini iyice hissettirmiştir. Bu durum birçok ülkede ekonomik ve kültürel değerlerin uluslararası platforma taşınmasını sağlamış ve özellikle ekonomik anlamda küreselleşen bir yapının ortaya çıkmasını motive etmiştir. Küreselleşen ekonomik yapı içerisinde küreselleşme hareketleri ticari anlamda dışa açıklık ve finansal anlamda dışa açıklık olmak üzere ikiye ayrılmaktadır. Ticari anlamda dışa açılma finansal dışa açılmanın ön koşulu olarak kabul edilmektedir (Edwards ve Van Wijnbergen, 1986: 143). Bu noktada ticari ve finansal dışa açıklık, mal ve hizmetler ile finansal sermayenin hiçbir engel olmadan serbestçe dolaşımında olması ve rekabeti olumsuz etkileyen kısıtlamaların kaldırılması olarak tanımlanabilmektedir (Yapraklı, 2007: 67). Ticari dışa açıklık, bir ülke ekonomisinin dünya ekonomileri ile ne kadar entegre olduğunu göstermekle birlikte gayri safi milli hasılası içinde dış ticaretin payının ne kadar olduğunu da göstermektedir. Ticari dışa açıklık, ülke ekonomileri üzerinde her ülkenin rekabet gücüne ve ihracat ve ithalat yaptığı ülkeler arasındaki pazar payına göre etkiler yaratır. Küreselleşmenin hızla artması ile uluslararası ticaret ve sermaye hareketlerinin yoğunlaşması, ülke ekonomilerinin birbirleri ile daha fazla etkileşim içine girmelerine sebep olmaktadır. Artan küreselleşme ile birlikte finansal ve ticari anlamda ülkelerin daha da etkileşim halinde olması hem kriz olasılığını da beraberinde getirebilmekte hem de ülkelerin büyüme oranlarında da çeşitli kanallar yoluyla iyileşme sağlayabilmektedir. Ticari dışa açıklık özellikle gelişmekte olan ekonomiler için büyümenin dinamiğini oluşturmaktadır. Aynı zamanda ülkenin ticari dışa açıklık ile birlikte dış ticarete söz konusu olan mallarda karşılaştırmalı birtakım üstünlüklere sahip olması ticari dışa açıklığın ekonomik büyüme üzerine önemli pozitif etkileri olabilmektedir (Miller ve Upadhyay, 2000). Bununla birlikte ticari dışa açıklığı avantaj haline çeviremeyen ülkelere ise ticari dışa açıklık arttıkça ülkenin ithalat miktarı artmakta ve dış ticaret hacmi açık vermektedir bu noktada birçok ülke için ticari dışa açıklığın birtakım negatif etkileri olabilmektedir. Ülkelerin bu noktada ticari dışa açıklığı ekonomik büyümeye katkı sağlayabilecek şekilde değerlendirmesi gereklidir. Ticari dışa açıklığın getirmiş olduğu avantajların yanında dışa açılma sürecine başlamış olan ülkelerin dünya çapındaki ekonomilere bağımlılığının artması gibi dezavantajları da beraberinde getirmektedir. Bu durum ülke ekonomisinin diğer ülkelerdeki olası ekonomik risklere maruz kalmasına sebep olur (Newbery ve Stiglitz, 1984). Bu noktada ticari dışa açıklığın getirmiş olduğu avantajlar ile olası riskleri minimize edebilecek politikalar uygulandığı sürece ticari dışa açıklık ülkenin lehine olabilir. Fakat ülke bu noktada sadece ticari dışa açıklık sadece tüketim mallarının ithalatında söz konusu ise üretim yapamayan ülke giderek dışa bağımlı hale gelecek, dış ticaret sürekli açık verecek ve küresel piyasalardaki ekonomik dalgalanmalara maruz kalma potansiyeli artacaktır. Bunu önleyebilmek için ülke ticari dışa açıklığı kendi üretim seviyesini arttırabilecek bir mekanizma olarak algılaması ve olası riskleri minimize edecek ekonomik önlemleri de alması gerekmektedir. Bu nedenlerden dolayı birçok ülke bu durumu göz önünde bulundurarak ekonomi politikalarında dışa açıklığa önem vermektedir.

Türkiye ekonomisi açısından bakıldığında ise 1980'li yıllardan itibaren dış ticarete korumacı politikalarından vazgeçilmesi ve ihracata yönelik büyüme modeline geçmesi ile birlikte ticari dışa açıklık kavramı önem kazanmıştır. Türkiye ekonomisi dışa açıklığın arttığı 80'li yıllardan günümüze kadar büyüme oranlarında dalgalı bir seyir izlemiş ve bazı krizlerle karşı karşıya kalmıştır. Özellikle 1990'lı yıllarda Türkiye ekonomisinde uluslararası sermaye hareketlerinin yoğunlaşması ile finansal dışa açıklığın artması finansal krizleri beraberinde getirmiştir (Utkulu ve Kahyaoğlu, 2005:2). Bununla birlikte Türkiye'de ticari dışa açıklığın artması ile birlikte ticaret hacminde önemli bir genişleme yaşanmış ve bu durum büyüme oranlarında artışa neden olmuştur. Ancak

Türkiye’de ticari dışa açıklığın üretimden ziyade tüketimi arttırdığı görülmektedir. Son dönemlerde bu durumun ithalatın artmasına neden olarak dış ticaret açığı verilmesine neden olduğu görülmektedir. Bu durumda ticari dışa açıklığın Türkiye’ye pozitif etkilerinin yanı sıra negatif etkilerinin de olduğu anlaşılmaktadır. Literatürde büyüme ve ticari dışa açıklık arasındaki ilişki ise ölçüm yöntemlerine göre değişebilmektedir (Harrison, 1995: 3). Rajan ve Zingales (2003), Gries vd. (2009), Yapraklı (2007), Baltagi vd.(2007: 2009), Do ve Levchenko (2006), Huang ve Temple (2005), Law ve Demetriades (2006) ve Svaleryd ve Vlachos (2002) çalışmalarında ticari dışa açıklık göstergesi olarak ithalat ve ihracatın toplamının gayri safi yurtiçi hasılaya oranını kullanmışlardır. Çalışmada da literatürü takiben en çok kullanılan ölçüm yöntemi kullanılmaktadır. Ticari dışa açıklık sürecinin başlaması ile ticari dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki önem kazanmaktadır. Literatürde ticari dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki hakkında bir görüş birliği bulunmamakla birlikte bazılarının pozitif bazılarının negatif ve bazılarının göre de belirsiz bir ilişki bulunmaktadır. Bu ilişkinin yönü, ölçüm yöntemine ve uygulanan dış ticaret politikalarına göre değişebilmektedir (Harrison, 1995: 7).

Çalışmanın devamında ticari dışa açıklığın büyümeyi etkilediği kanallar incelenecek ve ardından ekonomik büyüme ve ticari dışa açıklık arasındaki ilişkiyi ampirik olarak sınanan çalışmalara yer verilecektir. Daha sonra çalışmada kullanılan veri seti ve yöntem hakkında bilgi verilecek ve Türkiye ekonomisi açısından ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki ampirik olarak sınanacak ve elde edilen sonuçlar ile genel bir değerlendirme yapılacaktır.

1. TİCARİ DIŞA AÇIKLIK VE BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİ

1.1. Teorik Literatür

Dış ticaretin serbestleşmesi ile piyasaya giren yabancı firmalar mevcut yerli firmaların karlarının azalmasına sebep olabilmektedir. Oluşan rekabet ortamında karlarının azalması riskine karşı yerli firmalar yeni yatırımlar yaparak yeni teknolojiler yeni üretim teknikleri edinerek hem finansal gelişmeye hem de ekonomik büyümeye katkı sağlayabilmektedir (Rajan ve Zingales, 2003). Bu bağlamda ticari dışa açıklık ile firmalar inovasyon yapmak zorunda kalmakta ve bu zorunluluk kalitenin yükselmesine ve çıktı seviyesini arttırarak ekonomik büyümeyi sağlayabilmektedir (Harrison, 1996).

Gelişmiş ülkelerde ticari dışa açıklık beraberinde getirdiği sermaye akımı ile büyümeyi destekleyebilmektedir. Az gelişmiş ülkelerde ise ticari dışa açıklık rekabet ortamının varlığına sebep olmaktadır. Bu kapsamda firmalar varlıklarının devamlılığını sağlayabilmek için küresel ticarete konu olan kaliteli malların imitasyonu, teknoloji transferi ile üretimde etkinliği sağlayarak çıktı seviyesini arttırabilmektedir. Bu durum ekonomik büyümeye katkı sağlayabilmektedir. Ticari dışa açıklığın yüksek olması, aynı zamanda gelişmiş ülkelerde üretilen teknoloji yoğun ürünlerin satın alınması ve bu yüksek teknoloji ürünlerin taklit yoluyla üretilerek üretimde kalitenin yükseltilep çıktının arttırılması az gelişmiş ülkelerin gelişmesine de sebep olabilmektedir (Romer, 1986; Lucas, 1988; Miller ve Upadhyay, 2000: 400).

Kurumsal yapı da ticari dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin belirleyicilerindendir. Ticari dışa açıklık ile yabancı firmaların piyasaya girmesi ve orada yatırım yapması kurumsal yapının kalitesi ile doğrudan ilişkilendirilebilir. Özellikle düşük gelirli ülkelerde kurumsal yapı ekonomik büyümenin gerçekleşmesinde çok önemlidir (Baltagi vd., 2007; 2009; Rajan ve Zingales, 2003; Braun ve Raddatz, 2005).

Ticari dışa açıklıkla birlikte finansal işlemler hacminin genişlemesi finansal gelişmeyi sağlayabilmektedir. Finansal gelişme, kaynak hareketliliğini arttırarak sermaye oluşumunda etkinliği arttırabilmektedir (King ve Levine 1993a, b; Rajan ve Zingales, 2003; Gries, Kraft, Meierrieks, 2009; Edward, 1993). Bununla beraber finansal gelişme ekonomik büyümenin sağlanması ve gelir eşitsizliğinin giderilmesine yardımcı olabilmektedir (Banerje ve Newman, 1993; Galor ve Zeira, 1993). Bununla beraber gerçekleşen finansal dışa açıklık ülkeler arasındaki faiz oranları farkının azalmasına sebep olur. Bu sayede atıl tasarruflar etkin hale gelerek yatırıma dönüşür. Gerçekleşen yatırımlar ile çıktı seviyesi artar ve ekonomik büyüme gerçekleşir (Miller ve Upadhyay, 1991).

Dışa açıklıkla birlikte dış ticarete konu olan malların fiyat elastikiyetinin yüksek olmasının belirsizlik ve gelir dalgalanmasını arttırıcı etkisi olabilmektedir. Bu noktada artan sigorta talebi finansal gelişmeye katkı sağlayabilmektedir (Newbery ve Stiglitz, 1984). Gerçekleşen finansal gelişme ile atıl tasarrufların yatırıma dönüşmesi ekonomik büyümeye katkı sağlayabilmektedir (Edwards, 1997).

Ticari dışa açıklık ile birlikte ülkenin ihracat hacminin artması halinde döviz geliri artar. Artan döviz geliri üretime dâhil edilir ve çıktı seviyesi bu sayede artarak büyümeye katkı sağlayabilmektedir. (Esfahani, 1991).

1.2. Ampirik Literatür

Ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki uzun yıllardır ekonomi literatüründe ilgi odağı olmuştur. Ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisi üzerine yapılan ampirik çalışmalar 1960'lı yıllardan sonra yoğunlaşmaya başlamıştır. Literatürde ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme ilişkisi üzerine yapılan uygulamalı çalışmalar incelendiğinde genellikle iki değişken arasında pozitif ilişki tespit edilmesine rağmen pozitif ilişkinin olmadığını savunan çalışmalar da mevcuttur. Örneğin; Dollar (1992), Sachs ve Warner (1995), Edwards (1997), Yanikkaya (2003), ekonomik büyüme üzerine ticari dışa açıklığın pozitif etkisinin olduğunu ileri sürmektedir. Levine ve Renelt (1992), Harrison (1996), Rodriguez ve Rodrik (1999) ise ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişkinin var olmadığını savunmaktadır.

Ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki etkileşim, literatürde birçok çalışmada ülke ve ülke grupları kapsamında uzun dönem ve nedensel ilişkiler şeklinde incelenmiştir. Sinha ve Sinha (1996), ekonomik büyüme ve dışa açıklık arasındaki ilişkiyi incelediği çalışmada, ekonomik büyüme ve dış açıklık arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisine rastlandığını belirtmiştir. 94 ülke için yapılan zaman serisi analizleri ise ekonomik büyüme ve dışa açıklık arasındaki ilişkinin pozitif yönlü olduğunu göstermektedir. Benzer şekilde, Bahmani-Oskooee ve Niromand (1999), çalışmalarında ekonomik büyüme ve ticari dışa açıklık arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme testi ile analiz etmiştir. 1960-1992 dönemini kapsayan çalışmada analiz sonuçları, metodun uygulandığı 22 ülkeden 19'unda dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişkiye rastlandığını göstermektedir. Anorua ve Ahmad (2000), Endonezya, Malezya, Filipinler, Singapur ve Tayland için 1960-1997 dönemini kapsayan çalışmalarında dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme metodu ile hata düzeltme modellerini kullanarak incelemişlerdir. Analiz bulguları, dışa açıklık ve ekonomik büyüme değişkenlerinin tüm ülkeler için eşbütünleşik olduğunu göstermektedir. Ayrıca hata düzeltme modeli sonuçlarına göre, dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

Jin (2003), Kuzey Kore için dışa açıklık ve büyüme arasındaki ilişkiyi Granger nedensellik testi kullanarak incelemiştir. Kuzey Kore'nin 1974 yılı sonrası ticari

serbestliğinin azalmasından dolayı analiz dönemi 74 öncesi ve sonrası olarak iki alt gruba ayrılmıştır. Analiz sonuçları, serbest ticaret döneminde dışa açıklıktan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik olduğunu göstermekte ve dolayısıyla dışa açıklığın ekonomik büyümeyi olumlu etkilediği hipotezini desteklemektedir. Wu (2004), APEC (Asian-Pacific Economic Cooperation) ülkeleri için yaptığı çalışmada açıklığın verimlilik ve ekonomik büyüme üzerine olan etkilerini incelemiştir. Çalışmada elde edilen bulgulara göre, açıklığın ülke ekonomisinde etkin bir değişime neden olmasının yanı sıra üretim teknolojisinin de yapısını değiştirdiği anlaşılmıştır. Utkulu ve Kahyaoğlu (2005), çalışmalarında ticari ve finansal dışa açıklığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini Türkiye için 1990-2004 dönemini kapsayan doğrusal olmayan zaman serisi modelleri olan TAR ve STAR modellemesini ve Markov rejim değişimi modellemesi ile incelemiştir. Çalışmanın sonuçlarına göre, ticari dışa açıklığın ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkiye sahip olmasına rağmen finansal dışa açıklık, ticari açıklığın ekonomik büyüme üzerindeki olumlu etkilerini sınırlamaktadır.

Yapraklı (2007), Türkiye’de ticari ve finansal dışa açıklık arasındaki ilişkiyi, 1990-2006 dönemi için çok değişkenli Johansen eşbütünleşme testi, Granger nedensellik testi ve vektör hata düzeltme modelleri kullanarak analiz etmiştir. Analiz sonuçları, uzun dönemde ticari dışa açıklığın ekonomik büyümeyi pozitif etkilediğini ancak finansal dışa açıklığın ekonomik büyümeyi negatif etkilediğini göstermektedir. Hata düzeltme Granger nedensellik testine göre ise ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir. Sarkar (2008), farklı gelişmişlik düzeyindeki ülke grupları için ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi ülke grupları bazında panel data analizi, bireysel olarak ülkeler için de ayrıca zaman serisi analizi yaparak incelemiştir. 1961-2002 dönemini kapsayan çalışmada uzun dönem ilişki için ARDL yöntemi kullanılmıştır. Doğu Asya ülkeleri dâhil az gelişmiş ülkelerde ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemde pozitif bir ilişki bulunamamıştır. Ülke grupları açısından bakıldığında sadece orta gelir grubundaki ülkelerde ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasında pozitif ilişkinin olduğu belirtilmiştir.

Kurt ve Berber (2008), dışa açıklık ve ekonomik büyüme değişkenleri arasındaki nedensel ilişkileri ve dinamik ilişkileri 1989-2003 dönemi için VAR analiziyle test etmiştir. Analiz sonuçları, dışa açıklık ve büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi bulunduğunu göstermektedir. Çalışmada elde edilen sonuçlar, içsel büyüme teorileri tarafından öne sürülen ekonomik dışa açıklığın ekonomik büyümeyi destekleyeceği yönündeki hipotezi desteklediğini göstermektedir. Benzer şekilde Türedi ve Berber (2010), 1970-2007 dönemini kapsayan finansal kalkınma, ticari açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Johansen eşbütünleşme ve VAR modeline dayanan nedensellik testleri ile analiz etmiştir. Çalışmada elde edilen bulgular, ticari açıklık ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu, finansal kalkınmadan da ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edildiğini göstermektedir. Mercan vd. (2013) ise BRIC-T ülkeleri için ekonomik büyüme üzerine ticari dışa açıklığın etkilerini 1989-2010 dönemini kapsayan panel data analiziyle test etmiştir. Panel data analizinden elde edilen ampirik bulgular, ticari dışa açıklığın ekonomik büyüme üzerinde pozitif yönde ve istatistiki olarak anlamlı etkide bulunduğunu göstermektedir.

Literatürde ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki incelendiğinde genellikle içsel büyüme teorilerinin, dışa açıklığın ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkiye sahip olacağı görüşünü doğrular nitelikte sonuçların olduğu görülmektedir. Ayrıca yapılan çalışmalarda iki değişken arasında nedensel ilişkilerin varlığına dair kanıtlar bulunmuştur.

2. YÖNTEM, VERİ SETİ VE BULGULAR

2.1. Birim Kök Testleri

Ekonometrik çalışmalarda kullanılan ancak durağan olmayan (birim kök içeren) zaman serileri ile oluşturulan regresyon hatalı olarak anlamlı bir ekonomik ilişkinin varlığını gösterecektir (Harris, 1995: 27). Granger ve Newbold (1974) durağan olmayan zaman serileriyle oluşturulan regresyonun sahte regresyon problemini ortaya koyacağını göstermiştir (Altıntaş, 2009, 18). Bunun nedeni ise her iki seri arasında anlamlı bir ilişki olmasa bile oluşturulan regresyonda yüksek bir R^2 ortaya çıkacak ve t-istatistikleri anlamlı olacaktır, fakat sonuçlar herhangi bir ekonomik anlam taşımayacaktır. Sahte regresyonun nedeni ise, zaman serilerinin sahip olduğu stokastik trend veya aynı yönlü güçlü eğilimden kaynaklanabilir. Böylelikle, durağan olmayan serilerin kullanılması ile oluşturulan regresyon, gerçek dışı ilişkiler ortaya koyacak ve sahte regresyon problemine yol açacaktır. (Lewis ve Mizen, 2000: 291 ve Gujarati, 1999:725). Bu nedenle zaman serileriyle yapılan regresyon analizlerinde değişkenler arasındaki ilişkinin varlığını araştırmadan önce mutlaka analizlerde kullanılan değişkenlerin durağanlığının incelenmesi gerekmektedir (Altıntaş, 2009: 18).

Genel olarak söylemek gerekirse; ortalama ve varyansı zaman içinde değişmeyen yani sabit olan ve iki dönem arasındaki ortak varyansı, varyansın hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa bağlı olan olasılıklı bir süreç durağan olarak adlandırılır (Gujarati, 1999: 713).

Ortalama: $E(Y_t)=\mu$

Varyans: $var(Y_t)=E(Y_t-\mu)^2=\sigma^2$

Ortak Varyans: $\gamma_k=E[(Y_t-\mu)(Y_{t+k}-\mu)]$

Durağanlığı sınamanın bir yollarından biri ADF birim kök testidir. Bu sınamada kullanılan model; $Y_t = Y_{t-1} + u_t$. Burada u_t klasik varsayımlara uyan, yani ortalaması sıfır σ^2 varyansı değişmeyen ardışık bağımlı olmayan hata terimidir. Burada model, (t) dönemindeki Y 'nin (t-1) dönemindeki kendi değerine göre regresyonunda Y_{t-1} 'in katsayısı 1'e eşitse, birim kök sorunu ile karşı karşıyayız. Dolayısı ile $Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t$ Regresyonu hesaplanır ve $\rho = 1$ olarak bulunursa Y_t olasılıklı değişkeninde birim kök sorunu olduğu kabul edilmektedir (Gujarati 1999:718).

Kullanılan denklemin her iki tarafından bir önceki değerleri çıkarılırsa yani farkı alınrsa seri durağan olacaktır. Bu durumda model şu şekilde değişmektedir; $\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t$ ya da $\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t$ Birim kök testi için şu hipotezlerden yararlanır:

$H_0: \delta = 0, \rho = 1$ ise; Y_t zaman serisi durağan değildir, normal dağılmamaktadır ve otokorelasyona sahiptir (birim kök vardır). $H_1: \delta \neq 0$ ise; Y_t zaman serisi durağandır, normal dağılmaktadır ve otokorelasyona sahip değildir (birim kök yoktur) (Bağdiken ve Beşer, 2009: 6). Dickey ve Fuller (1979) birim kök testinde kullanılabilecek üç farklı regresyon denklemi kullanılmışlardır.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (1)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (2)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + \delta Y_{t-1} + a_2 t + u_t \quad (3)$$

$\delta = 0$ Hipotezinin test edilmesinde τ τ_μ τ_x istatistikleri kullanılmaktadır. Dickey ve Fuller (1981), katsayılar üzerindeki bileşik hipotezin test edilmesi için ϕ_1 ϕ_2 ϕ_3 olarak adlandırılan üç ilave F-istatistiği sağlamışlardır. 2.denklemin $\delta = a_0 = 0$ null hipotezi, ϕ_1 istatistiği kullanılarak test edilir. Regresyonda bir zaman trendi ele alarak- yani (3)-bileşik hipotez $a_0 = \delta = a_2 = 0$, ϕ_2 istatistiği kullanılarak test edilir. $\delta = a_2 = 0$ bileşik hipotezi ϕ_3 istatistiği kullanılarak test edilir (Enders, 1995: 221-222).

Çalışmada kullanılan değişkenlerin, 1. 2. ve 3. Modele göre ADF test sonuçları Tablo.1'de verilmiştir. Tablo.1'de görüldüğü gibi ADF test sonuçları değişkenlerin düzey değerinde durağan olmadıklarını göstermektedir. Durağanlığın sağlanabilmesi için değişkenlerin I. Derece farklarının alınması gerekmektedir (Gül ve Ünlü, 2006: 11). Bu nedenle, değişkenlerimizi I. Dereceden farkları alınmıştır.

Tablo 1. Birim kök testleri

Düzye	SIC		AIC	
	Lgdp	Openness	Lgdp	Openness
Sabitli	-0.434294 (0) (0.8924)	-2.623870 (0) (0.0976)	-0.434294 (0) (0.8924)	-2.623870 (0) (0.0976)
Sabitli veTrendli	-2.864106(0) (0.1855)	-3.267154 (0) (0.0880)	-2.864106(0) (0.1855)	-3.811873 (1) (0.0277)
Sabitsiz ve Trendsiz	2.700849 (0) (0.9977)	0.536337 (0) (0.8271)	2.700849 (0) (0.9977)	0.536337 (0) (0.8271)
1.fark	SIC		AIC	
	Lgdp	Openness	Lgdp	Openness
Sabitli	-6.176726 (0) (0.0000)	-5.528450 (0) (0.0001)	-4.283100 (0) (0.0020)	-5.381669 (1) (0.0001)
Sabitli veTrendli	-6.078957 (0) (0.0001)	-5.601448 (0) (0.0003)	-4.145371 (3) (0.0135)	-5.456796 (1) (0.0005)
Sabitsiz ve Trendsiz	-5.191172 (0) (0.0000)	-5.474894 (0) (0.0000)	-5.191172 (0) (0.0000)	-5.259838 (1) (0.0000)

****Birim kök testi Akaike Info Criterion (AIC)'e ve Schwarz InfoCriterion (SIC)'e göre yapılmıştır.

Serilerin durağanlık şartının test edilmesi sonrasında eş bütünleşme ilişkisinin varlığı incelenmeden önce uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Bu nedenle modelimiz açısından en uygun gecikme uzunluğu VAR analizi kapsamında bilgi kriterlerine göre belirlenmiştir.

Tablo 2. Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme Uzunluğu	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.002075	-0.502286	-0.411589	-0.471769
1	129.2291*	3.56e-05*	-4.567497*	-4.295405*	-4.475946*
2	3.662519	4.00e-05	-4.455877	-4.002390	-4.303293
3	2.482374	4.67e-05	-4.308929	-3.674047	-4.095310

4	6.758127	4.56e-05	-4.348093	-3.531816	-4.073441
NOT: * İlgili kriterlere göre en uygun gecikme uzunluğunu göstermektedir. LR: Likelihood Ratio, FPE: Final Prediction Error, AIC: Akaike Information Criterion, SC: Schwarz Information Criterion, HQ: Hannan-Quinn information criterion					

Seriler için bilgi kriterleri çerçevesinde gecikme uzunluğu test sonuçları Tablo 2’de verilmiştir. VAR modeline yönelik uygun gecikme sayısı belirlenirken, LR: Sequential modified LR test statistic (each test at 5% level), FPE: Final Prediction Error ve AIC: Akaike Information Criterion, SC: Schwarz information criterion ve HQ: Hannan-Quinn information criterion bilgi kriterleri kullanılmış ve en düşük kriteri veren gecikme dikkate alınmıştır. VAR’ın durağanlığını sağlayan gecikme sayısı LR, FPE, AIC, SC ve HQ kriterlerine göre 1 olarak saptanmıştır.

2.2. Johansen Eşbütünleşme testi

Eşbütünleşme kavramı kısaca tek tek durağan olmayan birden çok zaman serisinin lineer bir birleşimlerinin durağan olması anlamına gelmektedir (Topçu, 2006: 39). Eşbütünleşme ilişkisinin varlığını sınamak için uygulamada en çok kullanılan iki yöntem; Engle – Granger ve Johansen yöntemleridir. Bunlardan Engle ve Granger (1987)’nin önerdiği, en küçük kareler yöntemine dayanmaktadır, kısaca regresyondan elde edilen artıklar serisi durağan ise seri eşbütünleşiktir. Ancak Engle ve Granger yöntemi iki değişkenli bir sistem için önerilmiştir. Johansen yöntemi ise ikiden fazla değişkene de uygulanabilmektedir (Topçu, 2006: 39).

Johansen yöntemi, durağan olmayan serilerde, eşbütünleşme vektörünün varlığını belirlemek için Maximum Olabilirlik (Likelihood) tahmin yöntemini uygular. Bu yöntem eşbütünleşme vektörlerinin sayısını araştırır ve eşbütünleşme vektörlerinin unsurları ile ilgili hipotez testlerine izin verir (Choudhry, 1995: 664).

Johansen-Juselius (1990) eşbütünleşme testi, aşağıda p.inci dereceden verilen Vektör Autoregressive (VAR) başlangıç noktası olarak alır (Atgür ve Altay, 2015: 528).

$$Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Burada Y_t , birinci farkında durağan yani I(1) olan değişkenlerden oluşan $n \times 1$ boyutunda değişkenler vektörünü, ε_t , şoklar vektörünü ifade eder (Çetin, 2012:222). VAR-modelinin bu türü, a priori kısıtlar (değişkenlerin bazılarının dışsallığı veya yapısal ilişkileri) olmaksızın birkaç içsel değişken arasındaki dinamik ilişkiyi tahmin etmenin bir yolu olarak Sims (1980) tarafından önerilmiştir. Bu sistem, Y_t ’deki her bir değişkenin kendisi ve sistemdeki diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerine regress edilmesi ile indirgenmiş bir şekildedir. Sistemde yer alan her bir denklemin sağ tarafı (gecikmeli ve önceden belirlenmiş) regressorlar setini içerdiğinden SEK, Y_t ’de yer alan her bir denklemin etkin bir tahmin yoludur (Harris 1995: 77).

Fakat çoğu ekonomik değişken düzey olarak durağan olmadığından denklem (4.8)’deki gibi, VAR modelleri genellikle birinci fark şeklinde tahmin edilir (Hafer ve Jansen 1991: 157).

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.9)$$

Burada $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I$ ve $\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j$ olarak hesaplanır (Çetin, 2012: 222).

Π matrisi, Y değişkenleri arasındaki uzun-dönem ilişki hakkında bilgi içerir. Y_t düzey olarak durağan değil, fakat ΔY_t durağan ise Y_t birinci dereceden bütünseldir. Y_t ’nin bireysel unsurları eşbütünleşebilir. Bununla birlikte, durağan olmayan bu unsurların

bir veya birden fazla lineer bileşimleri durağan olabilir. Eşbütünleşme, Π matrisinin araştırılması ile bulunabilir. Eğer, $p \times p$ boyutlu Π matrisi rank 0'a sahipse Y_t 'nin bütün unsurları birim köke sahiptir ve bu durumda fark alınması önerilir. Eğer, Π tam rank p 'ye sahip ise Y_t 'nin bütün unsurları düzey olarak durağandır. Ancak ilginç olan, $0 < \text{rank}(\Pi) = r < p$ 'dir. Bu durumda Y_t 'nin unsurları arasında r eşbütünleşme vektörü ve $p-r$ genel stokastik trendler vardır (Hafer ve Jansen 1991:158).

Π matrisi $\alpha\beta'$ şeklinde çarpanlara ayrılabilir. α ve β , her biri r rankına sahip, $p \times r$ boyutunda matrislerdir. Burada " α " vektör hata düzeltme modelindeki $p \times r$ boyutunda vektör hata düzeltim parametreleri matrisini ve " β " ise $p \times r$ boyutunda eşbütünleşme vektörlerini temsil eder (Akçoraoğlu, 1999: 57 ve Çetin, 2012: 222)

Johansen ve Juselius (1990) bu çerçevede tahmin ve testler için bir maksimum olasılırlık prosedürü sağlar. Buna göre, yukarıdaki modele uygun VAR denklemi tahmin edilir. Buradan elde edilen kalıntılardan hareketle eşbütünleşme vektörlerini bulmak için olasılırlık testleri (LR) hesaplanır (Bilgin ve Şahbaz, 2009: 185). Johansen ve Juselius (1990), eşbütünleşme vektörlerinin sayısını ve anlamlı olup olmadıklarını belirlemek için iz ve maksimum özdeğer olmak üzere iki temel test istatistiği geliştirmişlerdir (Çetin, 2012: 222).

$$J_{iz(trace)} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

En fazla r sayıda eşbütünleşme vektörü bulunduğu hipotezini test etmek için iz(trace) test istatistiği hesaplanır. Maksimum eigen değer test istatistiği ise; eşbütünleşmiş vektörlerin sayısının r olduğu şeklindeki sıfır hipotezini, $r+1$ eşbütünleşmiş vektör bulunduğu alternatif hipotezine karşı test eder. Bu iki test istatistiğinin kritik değerleri Johansen-Juselius (1990) tarafından tablolaştırılmıştır (Akçoraoğlu, 1999: 57).

Bir sonraki aşamada eşbütünleşme vektörünün varlığı trace (İz) ve maksimum eigen değer testlerine dayalı olarak belirlenmiştir. Eşbütünleşme sonuçları Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 3: Eşbütünleşme Analizi Sonuçları

Değişkenler, LGDP, OPENNESS				
H_0	H_1	Maksimum Eigenvalue testi istatistiği	%5 Kritik Değer	Olasılık
r=0	r=1	17.45265*	14.26460	0.0151
r=1	r=2	1.441713	3.841466	0.2299
H_0	H_1	Trace Testi İstatistiği	%5 Kritik Değeri	Olasılık
r=0	r>1	18.89436*	15.49471	0.0148
r≤1	r>1	1.441714	3.841466	0.2299

Tablo 3'ten görüldüğü üzere trace ve en büyük özdeğer test istatistiklerine dayanarak yapılan eşbütünleşim analizi sonuçlarına göre, LGDP ve OPENNESS değişkenleri arasında bir eşbütünleşim ilişkisi olmadığını ileri süren H_0 hipotezi reddedilmelidir. Bir diğer deyişle LGDP ve OPENNESS değişkenleri arasında uzun dönemli bir ilişki mevcuttur.

Tablo 3'teki sonuçlar incelendiğinde, hem maksimum öz değer testi hem de iz testi için ele alınan seriler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı görülmektedir. Herhangi

bir eşbütünleşik vektörün bulunmadığını gösteren temel hipotez ($r=0$) için maksimum öz değer istatistiği 17.45265, %5 anlamlılık düzeyindeki kritik değer 14.26460'den büyüktür. Temel hipotez için iz test değeri 18.89436, %5 anlamlılık düzeyinde iz testi kritik değeri 15.49471'den büyüktür. Elde edilen sonuçlara göre her iki test içinde %5 anlamlılık düzeyinde *LGDP* ve *OPENNES* serileri arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı mevcuttur. Diğer bir deyişle, ele alınan seriler arasında Max-Eigen istatistiğine göre en az bir eşbütünleşik vektör, iz testine göre ise en az bir eşbütünleşik vektör bulunmaktadır.

Tablo 4: Eşbütünleşme Denklemi

Eşbütünleşme Denklemi*		
LGDP	OPENNESS	C
1.000000	-12.62674 (1.55933)	-20.98348 (10.8399)

*() içinde t-değerleri verilmiştir.

Ticari dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi test etmek için kullanılan Johansen Eşbütünleşme testi sonuçlarına göre, ticari dışa açıklığın ekonomik büyümeyi pozitif yönde etkilediğini göstermektedir. Test sonucundan elde edilen denklemde bağımsız değişken olan ticari dışa açıklıkta meydana gelen 1 birimlik değişme bağımlı değişken olan ekonomik büyümeyi 12,6 birim arttırdığı görülmektedir. Analiz bulguları, Türkiye'nin ekonomik büyümesi üzerinde ticari dışa açıklığın önemli bir etkisi olduğunu göstermektedir. Bu etki ticari dışa açılma ile ülkeye giren ithal mallarının girdi olarak üretimde kullanılması suretiyle ekonomik büyümeye katkı sağladığını göstermektedir. İthal edilen ürünler ile ülke ekonomimizden döviz çıkmakta fakat ithal edilen ürünlerin üretimde etkin kullanılmasından dolayı ürünlerde yaratılan katma değer kaybedilen döviz değerinden daha fazla olmaktadır. Ayrıca dış ticaret hacminin genişlemesi sonucunda ihracat hacmi de genişlemekte ve bu durum reel kesimde üretimi arttırarak net döviz kazancı elde edilmesine olanak vermektedir.

2.3. Hata Düzeltme Modeli

Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olması sebebiyle, kısa ve uzun dönemli ayarlama sürecini gösteren ve dinamik bir modele uyarlanan bir hata düzeltme mekanizması kullanılması gerekmektedir (Paleologos ve Georgantelis, 1997: 238, aktaran Bayrak ve Kanca, 2013).

Seriler arasındaki uzun dönem ilişki belirlendikten sonra uygulamada takip edilen yol, seriler arasındaki nedensellik ilişkisini ve yönünü saptamaktır. Granger (1988:199-211, aktaran Arısoy, 2005; 11), değişkenlerin eş bütünleşik olması durumunda Standart Granger Nedenselliğin geçerli olmayacağını, bu durumda seriler arasındaki nedensellik analizinin Hata Düzeltme Modeli çerçevesinde (Error Corection Model) yapılmasının daha uygun olacağını belirtmiştir. Hata düzeltme modeli bu amaçla geliştirilmiş olup, değişkenler arasındaki uzun dönem dengesi ile kısa dönem dinamikleri arasında ayırım yapma da ve kısa dönem dinamiklerinin belirlenmesi amacıyla da kullanılmaktadır (Arısoy, 2005: 11). Çalışmamızda Hata Düzeltme Modelinin işleyişi şu şekilde ifade edilebilir:

$$\Delta LGDP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta LGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_{2i} \Delta OPENNES_{t-i} + \lambda ECM_{1t-1} + u_{1t}$$

$$\Delta OPENNES_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \beta_{1i} \Delta OPENNES_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_{2i} \Delta LGDP_{t-i} + \theta ECM_{1t-1} + v_{1t}$$

Ele alınan bu iki modelin katsayıları (α_{1i} , α_{2i} , β_{1i} , β_{2i}) kısa dönem katsayılarıdır: λ ve θ katsayıları ise uyarlanma hızı katsayılarıdır (Arısoy, 2005: 11). İlgili regresyon modellerinde, ECM_{t-1} terimi hata düzeltme terimi olarak bilinir ve eşbütünleşme denklemlerinden elde edilen kalıntılar serisinin bir gecikmeli değerini yansıtır. Hata düzeltme teriminin katsayısı, dengeden sapmalara bağımsız değişkenin verdiği reaksiyonu gösterir. Hata düzeltme katsayılarının (λ , θ) negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı çıkması, sapmanın varlığını gösterir. Katsayının büyüklüğü ise uzun dönem denge değerine doğru yaklaşma hızının bir göstergesidir. Uygulamada, hata düzeltme katsayısının negatif ve istatistiksel açıdan anlamlı olması beklenir. Bu katsayıya ilişkin anlamlı t-istatistiği uzun dönemli nedenselliğe işaret eder. Ayrıca, modeldeki bağımsız değişkenlerin katsayılarının bir bütün olarak F-istatistiğinin anlamlı olması kısa dönemli nedenselliğin varlığını gösterir (Çetin, 2012: 224).

Tablo 5: Vektör Hata Düzeltme Modelinin Sonuçları

Denkl	Bağımlı Değişken	Bağımsız Değişken	Katsayılar	t-istatistikleri	Olasılık Değerleri	F-İstatistikleri
1	$\Delta(LGDP)$	$\Delta(LGDP(-1))$	-0.122616	-0.690581	0.4950	0.013676
		$\Delta(OPENNESS(-1))$	-0.922471	-1.375508	0-1788	
		$ECM(-1)$	-0.134858	-3.501434	0.0014	
		C	0.088506	3.073555	0.0044	
2	$\Delta(OPENNESS)$	$\Delta(LGDP(-1))$	0.040004	0.439906	0.6631	0.009224
		$\Delta(OPENNESS(-1))$	0.323897	1.714929	0.0963	
		$ECM(-1)$	0.040004	3.688070	0.0009	
		C	0.002845	0.350756	0.7281	

Ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edildiğinden dolayı uzun dönem dengesinden sapmalar durumunda modelin tepkisi hata düzeltme modeli ile test edilmiştir. Tabloda yer alan vektör hata düzeltme modeli sonuçlarına göre, hata düzeltme katsayısı negatif ve anlamlı bir sonuç vermiştir. Hata düzeltme katsayısı anlamlı ve negatif olmasından dolayı uzun dönem dengesinden uzaklaşmalar karşısında yeniden dengeye doğru yönelme ortaya çıkacaktır. Gecikmeli hata düzeltme katsayılarına bakıldığında ticari dışa açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki uzun dönem dengesinden sapmalar karşısında her yıl %13 kadarının düzeltilerek uzun dönem dengesine yaklaşıldığı görülmektedir. Değişkenler arasında bir eş bütünleşme ilişkisinin varlığı halinde vektör hata düzeltme modeli yardımıyla değişkenler arasındaki kısa dönemli nedenselliğin test edilmesi mümkündür. Analiz bulguları incelendiğinde, LGDP'nin bağımlı değişken olduğu ilk denklemde anlamlı bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Ticari dışa açıklıktan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Türkiye'de Ticari dışa açıklıkta meydana gelebilecek değişmelerin ekonomik büyümeyi etkileyebileceği anlaşılmaktadır.

Sonuç

Ticari dışa açıklığın artması ile birlikte yabancı firmaların yurtiçi piyasaya girmesi yerli üreticiler için bir rekabet ortamı yaratarak üretimde kalitenin yükseltilmesi için yeni yatırımları teşvik etmekte ve üretimde etkinliği sağlayarak çıktı seviyesini arttırabilmektedir. Artan çıktı seviyesi rekabet ortamının bir sonucu olarak karşımıza çıkmakta ve bu da ekonomik büyümeye katkı sağlamaktadır. Bununla birlikte az gelişmiş ülkelerde yurtiçi talebi olan ithal ürünlerin imitasyonu da üretimde çıktı seviyesini arttırabilmektedir. Bu ilişkilere dayanarak çalışmada, Türkiye ekonomisi

için ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişki Johansen eşbütünleşme testi ve vektör hata düzeltme modeli ile test edilmiştir. Analiz bulguları, Türkiye ekonomisi için ticari dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli pozitif bir ilişkinin varlığını göstermektedir. Kısa dönem ilişkilerin incelenmesi amacıyla uygulanan vektör hata düzeltme modeli sonucunda, ticari dışa açıklıktan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Bu sonuçlara göre, ticari dışa açıklık derecesinde meydana gelen değişmelerin ekonomik büyümeyi etkilediği görülmektedir. Dış ticaret hacminin genişlemesinin, reel üretimi artırarak ihracatı teşvik ettiği ve bu sayede yaratılan rekabet ortamının Türkiye'nin ekonomik olarak büyümesine katkıda bulunduğu anlaşılmaktadır.

Kaynakça

- Akçoraoglu, A. (1999). Kamu Harcamaları, Kamu Gelirleri ve Keynesçi Politikalar: Bir Nedensellik Analizi, *G.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi*, 51-65.
- Alper, C. E. ve Öniş Z. (2001). Finansal Küreselleşme, Demokrasi Açığı ve Yükselen Piyasalarda Yaşanan Sürekli Krizler: Sermaye Hareketlerinin Liberalleşmesi Sonrasında Türkiye Deneyimi, *Doğu Batı Dergisi*, 4(17), 203-225.
- Altıntaş, H. (2009). Türkiye'de Döviz Kurunun Enflasyon Üzerine Geçiş Etkisinin Ekonometrik Analizi:1989-2007, *EconAnadolu 2009: Anadolu Üniversitesi Uluslararası İktisat Kongresi'nde sunulmuş tebliğ*, 17-19 Haziran 2009, Eskişehir, Türkiye.1-35.
- Arısoy, İ. (2005). Türkiye'de Kamu harcamaları ve Ekonomik Büyüme İlişkisi (1950-2003), *Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni*, 1-18.
- Atgür, M. ve Altay, O. (2015). "Enflasyon ve Nominal Faiz Oranı İlişkisi: Türkiye Örneği (2004-2013), Yönetim ve Ekonomi, Cilt:22, Sayı:2, 521-533.
- Anorua, E., ve Ahmad, Y. (2000). Openness and Economic Growth: Evidence from Selected Asian Countries, *The Indian Economic Journal*, 47(3), ss. 110-117.
- Bağdiken M. ve Beşer B. (2009). Ekonomik Büyüme ile Kamu Harcamaları Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Wagner Tezi kapsamında bir Analizi: Türkiye Örneği, *ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 5 (9), 1-17.
- Bahmani-Oskooee, M. Ve Niromand, F. (1999). Openness and Economic Growth: An Empirical Investigation. *Applied Economics Letters*, 6: 557-561.
- Baltagi, H., Demetriades, P. O. ve Law, S. H. (2007). Financial Development, Openness and Institutions", *University of Leicester Discussion Paper in Economics*, 2007/05.
- Baltagi, H., Demetriades, P. O. ve Law, S. H. (2009). Financial Development and Openness: Evidence From Panel Data. *Journal of Development Economics* 89, 285-296.
- Banerjee, A. V. ve Newman, A. F. (1993). Occupational Choice And The Process Of Development. *Journal of Political Economy* 101, 274-298.
- Bayrak M. ve Kanca, O. C. (2013). Türkiye'de Kamu Kesimi Açıklarının Nedenleri ve Fiyatlar Genel Düzeyi Üzerindeki Etkileri, *İ.Ü. Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, No:48, ss.91-111.
- Bilgin, C. ve Şahbaz, A. (2009). Türkiye'de Büyüme ve İhracat Arasındaki Nedensellik İlişkileri, *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi* (<http://sbe.gantep.edu.tr>) 2009 8(1): 177-198 ISSN: 1303-0094.
- Braun, M. ve Raddatz, C. (2005). Trade Liberalization and Politics of Financial Development. *World Bank Working Paper*, No: 3517.
- Choudhry, T., (1995). Long-run Money Demand Function in Argentina During 1935-1962: Evidence From Cointegration and Error Correction Models, *Applied Economics*, No:27, 1995:661-667.

- Çetin, M. (2012). Sabit Sermaye Yatırımları ve Ekonomik Büyüme: Ampirik Bir Analiz, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 7(1), 211-230.
- Do, Q. T. ve Levchenko, A. (2006). Comparative Advantage, Demand for External Finance and Financial Development. *Public Disclosure Authorized*, WPS 3889.
- Dickey D. A. ve Fuller A.W. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-31.
- Dollar, D. (1992). Outward-Oriented Developing Economies Really Do Grow More Rapidly: Evidence From 95 Ldcs, 1976-1985, *Economic Development and Cultural Change*, 40: 523- 544.
- Edwards, S. ve Van Wijnbergen, S. (1986); "The Welfare Effects of Trade and Capital Market Liberalization", *International Economic Review*, 27(1), 141-48.
- Edwards, S. (1997). Openness, Productivity and Growth: What Do We Really Know? *The Economic Journal*, 108 (March): 383-398.
- Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series*, John Willey and Sons inc., U.S.A. :Canada.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation And Testing, *Econometrica*, 55; 251-276.
- Esfahani, H.S. (1991). Exports, Imports and Economic Growth in Semi-Industrialized Countries, *Journal of Development Economics*, 35, 93-116.
- Galor, O. ve Zeira, J. (1993). Income Distribution and Macro Economics. *Review of Economic Studies*, 60, 35-52.
- Granger, C.W.J. (1988). Some Recent Developments in a Concept of Causality, *Journal of Econometrics*, Vol.39.
- Granger C.W.J. and P. Newbold, (1974). Spurious Regression in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Gries, T., Kraft, M. ve Meierrieks, D. (2009). Linkages Between Financial Deepening, Trade Openness, and Economic Development: Causality Evidence from Sub-Saharan Africa, *World Development*, 12, 1849-1860.
- Gujarati, D. N. (1999). *Temel Ekonometri*, İstanbul Literatür Yayınları:33.
- Gül, E. ve Ünlü A. (2006). Türkiye’de Bütçe Açıkları ile Borçlanmalar Arasındaki Nedensellik İlişkileri, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 7 (2), 1-22.
- Hafer, R.W. ve Jansen, W. (1991). The Demand for Money in the United States: Evidence from Cointegration Tests, *Journal of Money, Credit and Banking*, vol:23, 1991:155-168.
- Harris, R. (1995). *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, T.J.Press(Padstow) Ltd: Great Britain:1995.
- Harrison, A. (1995). Openness and Growth: A Time Series, Cross Country Analysis for developing Countries, *NBER Working Paper*, No: 5221, August-1995, ss.10-26.
- Harrison, A. (1996). Openness and Growth: A Time Series, Cross-Country Analysis for Developing Countries, *Journal of Development Economics*, 48, ss. 419-447.
- Huang, Yongfu ve Temple, Jonathan (2005). Does External Trade Promote Financial Development?, *Department of Economics University of Bristol*, 05/575.
- Jin, Jang C. (2003). Openness and Growth In North Korea: Evidence From Time-Series Data, *Review Of International Economics*, 11(1), Ss. 1827.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration- with Applications To The Demand for Money, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:2, 1990, 169-210.
- King, R. G. ve Levine, R. (1993a). Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right, *Quarterly Journal of Economics*, c. 108, s. 3, ss.717-737.

- King, R. G. ve Levine, R. (1993b). Finance, Enter Preneurship and Growth: Theory and Growth, *Journal of Monetary Economics* 32, 513-542.
- Kurt, S. ve Berber, M. (2008). Türkiye’de Dışa Açıklık ve Ekonomik Büyüme, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(2): 57-79.
- Law, Siong H. ve Demetriades, Panicos O. (2006). Openness, Institutions and Financial Development, *World Economy and Finance Research Programme Working Paper Series, Economic & Social Research Council, WEF*, 0012.
- Levine, R. ve Renelt, D. (1992). A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions. *American Economic Review*, 82:, 942-963.
- Lewis, K. M. ve Mizen P. (2000), *Monetary Economics*, Newyork, Oxford University Press.
- Lucas, R. E., (1988) “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, 22(1), ss. 3-42.
- Mercan, M., Gocer, I., Bulut, S. ve Dam, M. (2013). The Effect of Openness on Economic Growth for BRIC-T Countries: Panel Data Analysis, *Eurasian Journal of Business and Economics*, 6 (11), 1-14.
- Miller, S.M. ve Upadhyay, M.P. (2000), The Effects of Openness, Trade Orientation, and Human Capital on Total Factor Productivity, *Journal of Development Economics*, 63, 399-423.
- Newbery, D. ve Stiglitz, J. (1984). Pareto Inferior Trade, *Review of Economic Studies*, 51, 1-12.
- Paleologos, J.M. ve Georgantelis, S.E. (1997). Does the Fisher Effect Apply in Greece a Cointegration Analysis, *Economia Internazionale*, 2, 238.
- Rajan, R. G. ve Zingales, L. (2003). The Great Reversals: The Politics of Financial Development in the Twentieth Century, *Journal of Financial Economics*, 69, 5-50.
- Rodriguez, F. ve Rodrik, D. (1999). Trade Policy and Economic Growth: A Skeptic’s Guide To Cross-National Evidence, *NBER Working Paper*, 7081.
- Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long Run Growth, *Journal of Political Economy*, 94(5), ss. 1002-1037.
- Sachs, J. D. ve Warner, A. (1995). Economic Reform and The Process of Global İntegration, *Brooking Papers of Economic Activity*, (1): 195.
- Sarkar, P. (2008). Trade Openness and Growth: Is There Any Link?, *Journal of Economic Issues* 42:3 763-785 No.3 September 2008.
- Sims, C.A. (1980). Macroeconomics and Reality, *Econometrica*, 48, 1-48.
- Sinha, D. Ve Sinha, T. (1996). Openness and Economic Growth: Time Series Evidence From İndia, *Applied Economics*: 21-28.
- Svaleryd, H. ve Vlachos, J. (2002). Markets for Risk and Openness To Trade: How Are They Related? *Journal of International Economics*, 57: 369-395.
- Turedi, S. ve Berber, M. (2010). Finansal Kalkınma, Ticari Açıklık Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye Üzerine Bir Analiz, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 35(1): 301-316.
- Topçu, A. (2006). Türkiye'nin Borç Stoklarının Enflasyona Etkisi: Modelleme ve Analiz, *Ankara Üniversitesi, Fen Bilimleri Enstitüsü: Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi*.
- Utkulu, U. ve Kahyaoğlu, H. (2005). Ticari ve Finansal Açıklık Türkiye’de Büyüme Ne Yönde Etkiledi? *Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni*, 2005/13, 1-31.
- Wu, Y. (2004). Openness, Productivity and Growth in the Apec Economies, *Empirical Economics*, 29: 593-604.
- Yanıkaya, H. (2003). Trade Openness and Economic Growth: A Cross-Country Empirical Investigation, *Journal of Development Economics*, 72, 57-89.

Sađlam eliköz, Y., Barutu, E. ve Afsal, M. Ő. (2017). Ticari DıŐa Aıklık Ve Ekonomik Byme Arasındaki İliŐki; Trkiye rneđi, ss. 104-117.

Yapraklı, S. (2007). Ticari ve Finansal DıŐa Aıklık İle Ekonomik Byme Arasındaki İliŐki: Trkiye zerine Bir Uygulama, *İstanbul niversitesi İktisat Fakltesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi*, Sayı:5, 68-89.