

TÜRKİYE'DE TİCARİ AÇIKLIK, FİNANSAL AÇIKLIK VE EKONOMİK BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİLER: SINIR TESTİ YAKLAŞIMI

A. Öznur ÜMIT*

Özet

Bu çalışmada, ticari açıklık, finansal açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki Türkiye için 1989-2014 dönemi kapsamında üçer aylık veriler yardımıyla analiz edilmiştir. Serilerin durağanlığı, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi ile analiz edilmiş ve ticari açıklık ile finansal açıklık değişkenlerinin düzeyde ve ekonomik büyüme değişkeninin ilk farkında durağan olduğu gözlenmiştir. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini belirlemek amacıyla Toda-Yamamoto nedensellik testi uygulanmıştır. Test sonuçları, finansal açıklık ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü ve büyümeden ticari açıklığa doğru olan tek yönlü nedensellik ilişkisinin varlığını göstermiştir. Değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi sınır testiyle incelenmiş ve değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir. Uzun ve kısa dönemli analiz sonuçları ise, ekonomik büyümenin ticari açıklıktan negatif, finansal açıklıktan pozitif ve istatistiki olarak anlamlı etkilendiğini göstermiştir.

Anahtar Kelimeler: Ticari Açıklık, Finansal Açıklık, Ekonomik Büyüme, Toda-Yamamoto Nedensellik Testi, Sınır Testi.

JEL Kodları: C32, F15, F21, F43.

RELATIONSHIP BETWEEN TRADE OPENNESS, FINANCIAL OPENNESS AND ECONOMIC GROWTH IN TURKEY: BOUND TESTING APPROACH

Abstract

In this study, trade openness, financial openness and economic growth for Turkey for 1989-2014 is analyzed with the help of quarterly data. Stationary of the series is analyzed with the multiple structural unit root test of Carrion-i-Silvestre et al (2009). According to the results of analysis, variables of trade openness and financial openness are level stationary and variable of economic growth is first difference stationary. Toda-Yamamoto causality test is applied in order to determine the causality relationship between the variables. The results of the test indicate that a bidirectional relationship between financial openness and economic growth and a one way directional causality relationship from economic growth to trade openness exists. Co-integration between the variables is examined with bound test and existence of a co-integration relationship between the variables is determined. Results of long and short term analyses indicates that economic growth is effected from trade openness negatively, effected from financial openness positively and statistically significantly effected.

Keywords: Trade Openness, Financial Openness, Economic Growth, Bound Testing, Toda-Yamamoto Causality Test.

JEL Codes: C32, F15, F21, F43.

* Yrd. Doç. Dr., Ondokuz Mayıs Üniversitesi İİBF, İktisat Bölümü, Kurupelit Kampüsü, Atakum/SAMSUN (oumit@omu.edu.tr)

GİRİŞ

Ticari ve finansal açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki ve ilişkinin yönünün araştırılması gerek teorik gerekse de ampirik olarak iktisat literatüründeki tartışmalı konulardan biridir. Ticari açıklığın büyüme üzerindeki olumlu etkisi D. Ricardo'nun (1817), karşılaştırmalı üstünlükler teorisine dayanmaktadır. Bu teoriye göre, mal ve hizmet ticareti üzerindeki kontrollerin kaldırılması ülkelerin uzmanlaştığı malları üretmelerini sağlamakta ve böylelikle ihracatta ve büyümede artış yaşanmaktadır. Ayrıca yeni içsel büyüme teorisi akımının içinde yer alan iktisatçılardan biri olan Grossman ve Helpman (1991)'e göre ticari açıklık dört mekanizmayla ekonomik büyümeyi etkilemektedir. Bunlar; uluslararası ticaretin teknik bilgi transferine neden olması, uluslararası rekabetin firmaları yeni teknolojiler bulmaya teşvik etmesi, uluslararası ekonomik entegrasyonun uluslararası rekabetin artmasına neden olması ve ülkelerarası dış ticaretin kaynakların yeniden dağılımını sağlamasıdır (Saçık Yapar, 2009: 69). Diğer bir ifadeyle, uluslararası ekonomik entegrasyon ve uluslararası rekabetteki artış, teknolojik yenilikleri teşvik ederek milli geliri arttırmaktadır.

Ticari açıklığın ekonomik büyümeyi olumsuz etkilediğine yönelik görüşler de mevcuttur. Bu görüşlerden; Singer (1950) ve Prebisch (1950), dış ticaret hadlerinin uzun dönemde tarımsal ürünler ihraç eden gelişmekte olan ülkeler aleyhine döneceğini ve dolayısıyla da ticari açıklığın daha çok gelişmekte olan ülkelerde büyümeyi arttıracaklarını ifade etmişlerdir. Ayrıca, ticari açıklığın ekonomik büyümeyi olumsuz etkilediğine yönelik görüşlerin dayandığı sebeplerden bazıları; özellikle genç endüstrilerin kurulmasının ve/veya gelişiminin kısıtlanması, nitelikli emek gücü ve teknolojik gelişmişlik düzeylerindeki farklılıklar nedeniyle gelişmekte olan ülkelerin gelişmiş olan ülkelere bağımlı hale gelmesi ve böylelikle gelişmekte olan ülkelere cari işlemler hesabının bozulmasıdır (Sandalcılar-Yalman, 2012: 51).

Finansal açıklığın büyüme üzerindeki etkisi ise, teorik olarak McKinnon (1973) ve Shaw (1973) tarafından geliştirilen McKinnon-Shaw hipotezi ile desteklenmektedir. Bu hipotezde, finansal olarak dışa açılan gelişmekte olan ülkelere finansal araçların fazla olması tasarrufları ve yatırımları arttırdığını ve bu durumun da ekonomik büyümeyi olumlu etkilediği ileri sürülmektedir. McKinnon-Shaw yaklaşımı ödünç verilebilir fonlar teorisine dayanmakta olup, söz konusu yaklaşımda sermaye hareketleri üzerindeki kısıtlamaların kaldırılması ile sermayenin görece olarak bol ve fakat getirisinin az olduğu ülkelere sermayenin kıt ve fakat getirisinin yüksek olduğu ülkelere kayması ile finansal derinliğin artacağı savunulmaktadır. Böylelikle hem ülkelerarası faiz oranlarının eşitlenmesi hem de iç tasarrufların artışı ile büyüme için kaynak sağlanmış olacaktır. Diğer bir ifadeyle, finansal serbestleşme sonucu, ülkeye giren dış tasarruflar gelişmekte olan ülkelerin tasarruf oranlarını arttırarak yatırım, üretim ve ihracat hacminin genişlemesine neden olmakta ve böylelikle milli gelir artmaktadır. (Atamtürk, 2007: 76-77).

Diğer yandan, küreselleşme süreciyle birlikte, özellikle 1960 ve 1970' li yıllardan itibaren dış ticarete açık ekonomilerin dış ticarete kapalı ekonomilere göre yüksek büyüme performansına sahip olmaları gelişmekte olan birçok ülkenin 1980'li yıllarda dış ticarete açık büyüme stratejisini benimsemesine neden olmuştur. Bu çerçevede birçok dünya ekonomisi ticari açıklıkla birlikte finansal serbestleşmeye yönelmiştir (Yapraklı, 2007: 70). Gelişmekte olan ülkelere biri olan Türkiye'de de 1980 yılının başında dış ticarete açık büyüme stratejisi izlenmiş ve 1989 yılında uluslararası sermaye hareketlerinin serbestleştirilmesine yönelik düzenlemeler yapılarak finansal serbestleşme sürecine geçilmiştir. Ancak, 1990'lı yıllardan sonra birçok ülkede (Latin Amerika, Güneydoğu Asya, Rusya ve Türkiye) finans ve ödemeler bilançosu krizleri yaşanmıştır (Yapraklı, 2007: 70). Bu kapsamda, ekonomilerin dış borçlarının yüksek olması finansal açıklığın, rekabet gücünün zayıflığı ise, ticari açıklığın yüksekliğine bağlı olarak ülkelerin kriz ortamına girmelerine ve ticari ve finansal açıklığın büyümeyi pozitif etkilediğine yönelik teorik yaklaşımların aksine, ticari ve finansal açıklık büyümenin düşmesine neden olabilmektedir (Utkulu-Kahyaoglu, 2005: 3).

Bu çalışmanın amacı, Türkiye’de ticari ve finansal açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki uzun dönemli ilişkiyi ve ilişkinin yönünü 1992:Q1-2014:Q4 dönemine ait üçer aylık verilerle analiz edilmesidir. Çalışmanın ilgili literatürde yer alan diğer çalışmalardan farkı ve dolayısıyla da ampirik literatüre sunduğu katkı, söz konusu değişkenler arasındaki ilişki analiz edilirken Türkiye’de yaşanan içsel ve dışsal krizler nedeniyle ortaya çıkan yapısal değişmelerin dikkate alınmasıdır. Çalışmada söz konusu değişkenler arasındaki ilişki; Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök, Toda-Yamamoto nedensellik ve gecikmesi dağıtılmış otoregresif modele (ARDL) dayanan sınır testi yöntemleriyle analiz edilmiştir. Çalışmanın izleyen ikinci bölümünde literatürde yer alan ampirik çalışmalar, üçüncü bölümünde; model ve veri seti, dördüncü bölümünde, ekonometrik yöntem ve ampirik bulgular ve son bölümünde de sonuç yer almaktadır.

I. LİTERATÜR ÖZETİ

Ticari ve finansal açıklık ile büyüme arasındaki ilişki gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için çok sayıda araştırmacı tarafından farklı yöntem ve veri seti kullanılarak incelenmiştir. Ticari açıklık ve büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen ampirik çalışmalar, 1960’lı yıllardan itibaren yoğunlaşmaya başlamıştır. Yatay kesit ve zaman serisi analiz yöntemleri kullanılarak yapılan belli çalışmalardan; Haring ve Humprey (1964), Michaely (1977), Balassa (1978), Heller ve Porter (1978), Tyler (1981), Feder (1982) ve Chow (1987) serbest ticaretin ve ihracattaki artışının ekonomik büyümeye katkıda bulunduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Dollar (1992), gelişmekte olan ülkeler için ticari serbestleşmenin büyüme üzerindeki etkisini regresyon analizi ile incelemiş ve ticari açıklığın ekonomik büyümeyi pozitif etkilediğine yönelik bulgulara ulaşmıştır. Regresyon analiz yöntemini kullanan Sachs ve Warner (1995), dışa açık gelişmekte olan ekonomilerin dışa açık gelişmiş ekonomilere göre daha hızlı büyüdüğünü tespit etmiştir. Frankel ve Romer (1996), ticari açıklığın ekonomik büyüme üzerindeki etkisini coğrafik değişkenleri de dikkate alarak yatay kesit regresyonu ve en küçük kareler (EKK) yöntemleri ile analiz etmişlerdir. Çalışmalarında, hem ihracat hem de ithalatın gayrisafi yurtiçi hasıla (GSYH) paylarındaki %1’lik bir artışın kişi başına düşen geliri %2’den daha fazla arttırdığı sonucuna ulaşmışlardır. Harrison (1996), büyümenin toplam üretim fonksiyonuna bağlı olduğunu belirtmiş ve gelişmekte olan ülkeler için zaman serisi ve panel veri analiz yöntemleri ile iki değişken arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Analiz sonuçları, ticari açıklığın kaynakların etkin dağılımını sağlayarak büyümeyi pozitif etkilediğini göstermiştir. Gelişmiş ve gelişmekte olan 93 ülke için panel veri analizini kullanan Edwards (1997), ticarete açık ülkelerde toplam faktör verimliliğindeki artışın ve dolayısıyla da büyümenin daha yüksek olduğunu tespit etmiştir.

Bahmani-Oskooee ve Niroomand (1999), 59 gelişmiş ve az gelişmiş ülkeler için ticari açıklık ve büyüme arasındaki ilişkiyi, Johansen eşbütünleşme yöntemi yardımıyla analiz etmiş ve 19 ülkede söz konusu iki değişken arasında pozitif ve uzun dönemli bir ilişki olduğunu bulmuşlardır. 100 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için panel veri analiz yöntemini kullanan Yanıkkaya (2003), ticari engellerin büyümeyi olumsuz yönde etkilediğini ifade eden geleneksel görüşlerin aksine büyümeyi pozitif yönde etkilediğine yönelik bulgulara ulaşmıştır. Panel veri analizi ile 19 OECD ülkesi için yaptıkları çalışmalarında, Dar ve Amirhalkhali (2003), ticari açıklığın ekonomik büyüme değişkenleri üzerinde anlamlı ve önemli bir etkisi olduğunu göstermiştir. Omisakin, Adeniyi ve Omojolaibi (2009), Nijerya ekonomisi için Toda-Yamamoto nedensellik ve sınır testi yöntemleri ile toplam üretim fonksiyonunda yer alan değişkenlere ait verilerle yaptıkları çalışmalarında, iki değişken arasında pozitif bir ilişki ve kısa dönemde ticari açıklıktan büyümeye doğru olan tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğuna yönelik bulgulara ulaşmışlardır. 39 Afrika ülkesi için panel regresyon yöntemini kullanan Chang ve Mendy (2012), ticari açıklık ve yatırımların ekonomik büyüme üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisi olduğu bulgularına ulaşmışlardır. Zeren ve Arı (2013), G7 ülkeleri (Almanya, Fransa, Kanada, Japonya, İtalya, ABD ve İngiltere) için ticari açıklık ve büyüme ilişkisini panel Granger nedensellik testi ile incelemişler ve değişkenler arasında iki yönlü nedensellik ilişkisinin olduğuna yönelik sonuçlar elde etmişlerdir.

Ticari açıklık ve büyüme ilişkisini Türkiye ekonomisi için inceleyen çalışmalar incelendiğinde de farklı yöntem kullanıldığı görülmüştür. Ghatak, Milner ve Utkulu (1995), içsel büyüme teorisini temel alarak vektör hata düzeltme modeli (VECM) yöntemini kullanmışlardır. Analiz sonuçları, ticari serbestleşme ve büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki ve çift yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir. Utkulu ve Özdemir (2005), içsel büyüme teorisini temel alarak ticari serbestleşmenin kişi başına düşen milli gelir ve ekonomik büyüme üzerindeki etkisini çok değişkenli eşbütünlük analizi kullanarak incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre, ticari serbestleşme ve büyüme arasında uzun dönemli ve pozitif bir ilişki olduğunu tespit etmişlerdir. Ticari açıklık ve büyüme ilişkisini VAR yöntemi ile araştıran Kurt ve Berber (2008), söz konusu değişkenler arasında karşılıklı bir nedenselliğin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Özel ve Sezgin (2012), bootstrap kantil regresyon yöntemini kullanarak yaptıkları çalışmalarında ticari açıklığın büyümeyi artırıcı bir etkisinin olduğunu belirlemiştir.

Finansal açıklık ve büyüme arasındaki ilişkiyi araştıran çalışmalar ise 1990'lı yıllardan itibaren artmaya başlamıştır. Grilli ve Milesi-Ferretti (1995), 61 ülke için panel veri analiz yöntemiyle yaptıkları çalışmalarında finansal açıklık ve büyüme arasında bir ilişki bulamamışlardır. Williamson ve Mahar (1998), 34 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde finansal serbestleşmenin, finansal krizlere ve istikrarsızlıklara neden olduğunu tespit etmişlerdir. Doğu Asya, Latin Amerika ve Sahra altı Afrika ülkeleri için basit regresyon analizini kullanarak yaptığı çalışmada Rodrik (1999), finansal dışa açılmanın ekonomik performansı olumsuz etkilediğine yönelik sonuçlara ulaşmıştır. Hellman, Murdock ve Stiglitz (2000) ve Stiglitz (2000) çalışmalarında gelişmekte olan ülkelerde finansal serbestleşmenin finansal krizlere neden olduğunu ifade etmişlerdir. Bekaert, Harvey ve Lundblad (2001), gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için panel veri ve zaman serisi analiz yöntemleriyle finansal açıklık ve büyüme ilişkisini incelemiştir. Analiz sonuçları, finansal serbestleşmenin büyümeyi pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde etkilediğini göstermiştir. Basit regresyon analizi yardımıyla 80 ülke için yaptığı çalışmada Levine (2001), finansal entegrasyonun yurtiçi finansal sistemin gelişimini destekleyerek ekonomik büyümeyi arttıracığını bulmuştur.

Edison, Levine, Ricci ve Tortsen (2002), 57 ülkede finansal entegrasyon ve büyüme ilişkisini EKK ve genelleştirilmiş moment metodu (GMM) ile incelemişler ve finansal entegrasyonun büyümeyi arttırdığına yönelik bulgulara ulaşmışlardır. Sanayileşmiş ve gelişmekte olan 45 ülkede GMM yöntemiyle yaptıkları çalışmada Fratzscher ve Bussiere (2004), finansal serbestleşmeden beş yıl sonra finansal açıklığın büyümeyi arttırdığını tespit etmişlerdir. Bekaert, Harvey ve Lundblad (2005), 95 gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde EKK ve GMM yöntemleri ile hisse senedi piyasasındaki serbestleşme ve büyüme arasındaki ilişkiyi analiz etmişler ve hisse senedi piyasasındaki serbestleşmenin büyümeyi arttırdığını bulmuşlardır. Ranciere, Tornell ve Westermann (2006), 60 ülke için probit regresyon analizi ile yaptıkları çalışmalarında, olası bir finansal krize rağmen finansal açıklığın uzun dönemde büyümeyi hızlandırdığı sonucuna ulaşmışlardır. 93 ülke için EKK yöntemi ile sermaye hesabındaki serbestleşmenin büyüme üzerindeki etkilerini analiz eden Honig (2008), serbestleşmenin büyüme üzerinde anlamlı bir etkisi olduğunu ve büyümeden sermaye serbestleşmesine doğru negatif geri besleme etkisinin olduğunu bulmuştur. Klein ve Olivei (2008) gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için sermaye hesabındaki serbestleşme, finansal derinleşme ve ekonomik büyüme ilişkisini EKK yöntemi yardımıyla araştırmışlardır. Sonuçlar, gelişmiş olan ülkelerde sermaye hareketlerindeki serbestleşmenin finansal derinleşmeyi ve ekonomik büyümeyi hızlandırdığını göstermiştir. Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeleri kapsayan verilerle yatay kesit ve dinamik panel veri analiz yöntemlerini kullanan Kose, Prasad ve Terrones (2008), sermaye hareketlerindeki serbestleşmenin toplam faktör verimliliğini olumlu etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Garita (2009), finansal açıklığı temsilen doğrudan yatırımların kullanılması durumunda, dinamik panel veri analizi sonuçlarına göre, gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde doğrudan yatırımların toplam faktör verimliliğini pozitif etkilediğini tespit etmiştir. Kim, Lin ve Suen (2012), finansal entegrasyonun ve doğrudan yatırımların ekonomik büyümeye etkisini 19 gelişmekte olan ülkeler için sınır testi ile analiz etmişler ve uzun dönemde finansal entegrasyonun büyümeyi hızlandırdığı bulgusuna ulaşmışlardır. Nijerya için finansal serbestleşme ve büyüme ilişkisini Johansen eşbütünlük testi ve VECM yöntemiyle inceleyen Sulaiman, Oke ve Azeez (2012), uzun dönemde iki değişken arasında

eşbütünleşme ilişkisi ve finansal serbestleşmenin büyümeyi teşvik ettiğine yönelik bulgulara ulaşmışlardır.

Ticari ve finansal açıklık ile büyüme ilişkisini inceleyen çalışmalar incelendiğinde literatürde çok fazla bulunmadığı görülmüştür. Bu çalışmalardan, Aizenman (2004), gelişmekte olan ülkeler ve OECD ülkeleri için panel regresyon analizini kullanarak yaptığı çalışmasında ticari açıklığın finansal açıklığı beraberinde getirdiğini ve bu durumun da kamunun borç yükünü arttırarak finansal krizlere neden olduğunu tespit etmiştir. Tornel, Westermann ve Martinez (2004), gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için söz konusu değişkenler arasındaki ilişkiyi analiz etmişlerdir. Panel regresyon yöntemi sonuçlarına göre, ticari açıklığın ekonomik büyümeyi arttırdığını, finansal açıklığın ise finansal istikrarsızlıklara neden olduğunu belirlemişlerdir. Aizenman (2008), gelişmekte olan ülkeler ve OECD ülkeleri için panel regresyon yöntemi yardımıyla yaptığı çalışmasında, 2004 yılındaki çalışmasında elde ettiği sonuçlara benzer sonuçlara ulaşmıştır. Ticari ve finansal açıklık ile büyüme ilişkisini Türkiye için analiz eden çalışmalardan; Utkulu ve Kahyaoğlu (2005), analiz yöntemi olarak doğrusal olmayan zaman serisi ve markow rejim değişimi modellemesini kullanmışlardır. Yazarlar, büyümenin finansal açıklıktan negatif, ticari açıklıktan ise pozitif etkilendiğine yönelik sonuçlara ulaşmışlardır. Yapraklı (2007), Johansen eşbütünleşme sonuçlarına göre, uzun dönemde büyümeyi ticari açıklığın pozitif, finansal açıklığın ise negatif etkilediğine yönelik bulgular elde etmiştir. VECM sonuçlarına göre de, ticari ve finansal açıklık ile büyüme arasında çift yönlü ve ticari açıklıktan finansal açıklığa doğru olan tek yönlü nedensellik ilişkisinin bulunduğunu göstermiştir. Kıran ve Güriş (2011), söz konusu değişkenler arasındaki ilişkiyi sınır ve Toda-Yamamoto nedensellik testi ile analiz etmişlerdir. Sınır testi sonuçları; söz konusu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunu, Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları; ticari açıklık ile büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisinin varlığını, finansal açıklığın ise büyüme üzerindeki etkisinin anlamsız olduğunu göstermiştir. Johansen eşbütünleşme testi ve VECM yöntemi yardımıyla yaptığı çalışmasında Özel (2012), değişkenler arasından uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi ve büyümeyi finansal açıklığın negatif, ticari açıklığın da pozitif etkilediğine yönelik bulgulara ulaşmıştır.

II. MODEL VE VERİ SETİ

Türkiye ekonomisi için ticari açıklık, finansal açıklık ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi, Toda-Yamamoto nedensellik analizi ve ARDL modeline dayanan eşbütünleşme testi olarak bilinen sınır testi yardımıyla analiz edilmiştir. Söz konusu değişkenler arasındaki ilişkinin analizinde 1992:Q1-2014:Q4 dönemi kapsamında üçer aylık veriler kullanılmış ve aşağıda yer alan model temel alınmıştır.

$$\ln rgdpsa_t = \beta_0 + \beta_1 \ln tosa_t + \beta_2 \ln fo_t + u_t \quad (1)$$

Model 1’de rgdp, reel GSYH’ yi, to, ticari açıklık göstergesini ve fo, finansal açıklık göstergesini ifade etmektedir. Reel GSYH, nominal GSYH’nin GSYH deflatörüne (2010=100) oranlanmasıyla elde edilmiştir. Aizenman (2008: 373) tarafından yapılan çalışmayı takiben ticari açıklık göstergesi (ihracat+ithalat)*100/GSYH ve finansal açıklık göstergesi (net uluslararası sermaye girişi+net uluslararası sermaye çıkışı)*100/GSYH şeklinde hesaplanmıştır. Ticari ve finansal açıklık göstergeleri hesaplanırken dolar olarak verilen ihracat, ithalat ve sermaye verileri nominal ABD doları/TL kuru ile çarpılarak TL cinsinden elde edilmiştir. Analizde kullanılan verilerden; net uluslararası sermaye girişi ve çıkışı, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) elektronik veri dağıtım sisteminden (EVDS), nominal GSYH, GSYH deflatörü, ihracat, ithalat ve nominal ABD doları/TL kuru verileri International Financial Statistics (IFS)’den alınmıştır. Reel GSYH ve ticari açıklık göstergesi değişkenleri mevsimsel dalgalanmalar gösterdiği için Troma/Seats yöntemi yardımıyla mevsimsel dalgalanmalardan arındırılmıştır. Mevsimsel dalgalanmalardan arındırılmış serilen sonuna “sa” eki eklenmiştir. Analizde yer alan bütün değişkenleri üssel artışlardan aritmetik artışlara dönüştürmek amacıyla değişkenlerin doğal logaritması alınmıştır.

III.EKONOMETRİK YÖNTEM VE AMPİRİK BULGULAR

III.I. Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Granger ve Newbold (1974), durağan olmayan zaman serileriyle yapılan çalışmalarda yüksek R^2 ve anlamlı t istatistik değerinin bulunmasına rağmen sahte regresyonların ortaya çıkabilmesi nedeniyle serilerin durağanlığının sınanması gerektiğini ifade etmişlerdir.

Serilerin durağanlığını sınamak için ilgili literatürde genellikle kullanılan birim kök testleri, çoğaltılmış Dickey-Fuller (ADF) (1981) ve Phillips-Perron (PP) (1988) birim kök testleridir. Söz konusu testlerin yanı sıra Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) (KPSS), Dickey-Fuller Genelleştirilmiş En Küçük Kareler [DF-GLS (ERS)] (1996) ve Ng-Perron (2001) (NP) birim kök testleriyle de serilerin durağanlığı sınanmaktadır. Ancak zaman serileriyle yapılan çalışmalarda serilerdeki yapısal kırılmanın varlığı, söz konusu testlerin sonuçlarının güvenilirliğini azaltmakta ve dolayısıyla da yapısal kırılmalı birim kök testleri ile serilerin durağanlığının sınanması önem taşımaktadır. Bu noktadan hareketle Perron (1989), yapısal kırılma zamanının dışsal belirlendiği tek yapısal kırılmalı birim kök testini geliştirmiştir. Perron (1989) birim kök testi, kırılma zamanının doğru belirlenmesini gerektirmekte, kırılma zamanının yanlış belirlenmesi durumunda ise durağan olan bir zaman serisinin durağan değilmiş gibi görünmesinde neden olmaktadır. Bu nedenle kırılma zamanının içsel olarak belirlendiği; Zivot-Andrews (1992) (ZA), Perron (1997), Lumsdaine-Papell (1997) (LP), Lee-Strazicich (LS) (2003), LS (2004) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) yapısal kırılmalı birim kök testleri kullanılmaktadır. Bu testlerden; ZA ve LS (2004) testleri bir, LP ve LS (2003) testleri iki, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) tarafından geliştirilen Carrion-i-Silvestre (CS) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi ise incelenen seride beş tane yapısal kırılmaya izin vermektedir. Kırılma zamanının, Bai ve Perron (2003) algoritması kullanılarak, quasi-GLS (Generalized Least Squares: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler) yöntemi yardımıyla dinamik programlama yaklaşımıyla ve hata kareler toplamının minimizasyonu ile belirlendiği CS testinde, stokastik veri üretme süreci aşağıda verilmektedir:

$$y_t = d_t + u_t \quad (2)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t, \quad t = 0, \dots, T \quad (3)$$

Carrion-i-Silvestre vd. (2009), bu süreçte elde edilen serilerin durağanlığını test edebilmek amacıyla P_T , MP_T , ve M-sınıfı test istatistikleri (MZ_α , MSB ve MZ_t) olarak adlandırılan beş tane test istatistiğini çoklu yapısal kırılma için geliştirmişlerdir. Bu test istatistiklerinden, P_T ; Perron ve Rodriguez (2003) tarafından geliştirilen olası optimal nokta test istatistiğini, MP_T ; Ng ve Perron (2001) izlenerek geliştirilen modifiye edilmiş olası optimal nokta test istatistiğini ve M-sınıfı test istatistikleri; Ng ve Perron (2001) ile Perron ve Rodriguez (2003) tarafından geliştirilen ve çoklu yapısal kırılmaya izin veren test istatistiklerini ifade etmektedir.

Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testinde, hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden küçük çıktığında, yapısal kırılmalarla birim kökün olduğunu ifade eden temel hipotez (H_0), yapısal kırılmalarla birim kökün olmadığını ifade eden alternatif hipotez (H_1) karşısında reddedilmektedir. Diğer bir deyişle, incelenen serinin yapısal kırılmalar altında durağan olduğu kabul edilmektedir. Bu çalışmada, Türkiye’de inceleme döneminde gerek içsel gerekse de dışsal birçok krizin yaşanmış olması nedeniyle çalışmaya konu olan serilerin durağanlığı CS çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi ile sınanmış ve test sonuçları Tablo 1’de verilmiştir.

Tablo 1: CS Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	P _T	MP _T	MZ _α	MSB	MZ _T	Kırılma Tarihleri
lnrgdpsa	19.50 (9.74)	18.10 (9.27)	-24.8(- 47.8)	0.14 (0.10)	-3.51 (-4.86)	1994:Q1,1998:Q1,2001:Q4, 2005:Q4,2008:Q1
Intosa	7.21* (8.59)	7.06* (8.59)	-58.10* (-46.77)	0.09* (0.10)	-5.38* (-4.84)	1994:Q1,1997:Q4,2001:Q1, 2006:Q1,2010:Q4
Info	8.25* (9.02)	6.84* (9.02)	-62.65* (-46.92)	0.08* (0.10)	-5.59* (-4.82)	1994:Q1,1997:Q1,1999:Q4, 2002:Q4,2008:Q2
Δlnrgdpsa	5.00* (9.26)	4.12* (9.26)	-110.3* (-48.12)	0.06* (0.10)	-7.42* (-4.88)	-

Açıklamalar: Δ simgesi ilk fark operatörünü,* simgesi %5 anlam düzeyinde incelenen serinin durağan olduğunu ifade etmektedir. Kritik değerler, parantez içinde gösterilmiş ve bootstrap yardımıyla 1000 yinelemeyle üretilmiştir. Yapısal kırılma tarihleri test tarafından belirlenmiştir. Serilerin orijinalindeki kırılmaları gösterebilmek için düzey değerleriyle yapılan test sonuçlarında kırılma tarihleri verilmiştir.

CS çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi sonuçları, inceleme döneminde çalışmada yer alan ticari açıklık ve finansal açıklık serileri için hesaplanan test istatistikleri kritik değerlerden küçük çıktığı için söz konusu serilerin Tablo 1’de verilen kırılma tarihlerinde düzeyde [I(0)] durağan olduklarını göstermektedir. Reel GSYH serisinin CS birim kök testi sonuçları incelendiğinde ise, serinin ilk farkı alındığında durağan olduğu [I(1)] görülmektedir. Ayrıca sonuçlar, test yönteminin yapısal kırılma tarihlerini (1994 krizi, 1999 Marmara depremi, 2000-2001 krizi, 1997 Güneydoğu Asya ve 2008 küresel krizi) başarılı bir şekilde tahmin ettiğini göstermektedir.

III.II. Toda-Yamamoto Nedensellik Testi

Çalışmada yer alan değişkenlerin farklı mertebelerde durağan olduğunun CS birim kök testi ile belirlenmesinin ardından değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi ve nedenselliğin yönü Toda ve Yamamoto (1995) tarafından geliştirilen nedensellik testi ile araştırılmıştır. Toda-Yamamoto nedensellik testi, Granger (1969) nedensellik testine dayanmaktadır. Granger nedensellik testi uygulanırken durağan olmayan seriler durağanlaştırılmakta ve seriler durağanlık mertebelerine göre nedensellik testine tabi tutulmaktadır. Toda-Yamamoto nedensellik testinde ise seriler farklı durağanlık mertebelerine sahip olabilmekte ve serilerde bilgi kaybının meydana gelmemesi için seriler düzey değerleriyle analize dahil edilmektedir. Bu yönleriyle Toda-Yamamoto nedensellik testinde, Granger nedensellik testinden daha tutarlı sonuçlar elde edilmektedir.

Toda-Yamamoto testinin uygulama aşamasından ilk olarak serilerin maksimum durağanlık mertebeleri birim kök testleriyle belirlenir. İkinci aşamasında, uygun gecikme uzunluğu kısıtsız vektör otoregresyon (VAR) modeli yardımıyla tespit edilir. Testin üçüncü aşamasında, en yüksek bütünleşme derecesine sahip değişkenin “maksimum bütünleşme derecesi” (d_{max}) uygun gecikme uzunluğuna eklenerek kısıtsız VAR ($p+d_{max}$) modeli tahmin edilir (Toda ve Yamamoto, 1995: 230). Tahmin edilen kısıtsız VAR ($p+d_{max}$) modelinin çalışmaya uyarlanmış hali aşağıda verilmektedir.

$$\ln rgdpsa_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \alpha_{2i} \ln rgdpsa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \alpha_{3i} \ln tosa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \alpha_{4i} \ln fo_{t-i} \quad (4)$$

$$\ln tosa_t = \beta_1 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{2i} \ln tosa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{3i} \ln rgdpsa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \beta_{4i} \ln fo_{t-i} \quad (5)$$

$$\ln fosa_t = \theta_1 + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \theta_{2i} \ln fosa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \theta_{3i} \ln rgdpsa_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+d_{max}} \theta_{4i} \ln to_{t-i} \quad (6)$$

Toda-Yamamoto testinin dördüncü aşamasında (4), (5) ve (6) numaralı denklemler EKK yöntemiyle tahmin edilir. Testin son aşamasında, söz konusu denklemlerde yer alan değişkenlerin (p) gecikmedeki katsayılarına kısıtlar konular ve bu katsayıların anlamlılığı WALD (MWALD) testi ile

sınanır. Örneğin, Denklem (4) için temel hipotez $H_0: \alpha_{3i} = 0$ biçiminde tanımlanmakta ve temel hipotezin kabul edilmesi durumunda ticari açıklıktan reel GSYH'ye doğru olan Granger nedensellik ilişkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmaktadır. Ayrıca, Toda ve Yamamoto (1995), MWALD testinin asimtotik χ^2 dağılımına sahip olduğunu ifade etmişlerdir. Bu çalışmada Toda-Yamamoto nedensellik testini için uygulamak için öncelikle kısıtsız VAR modeli tahmini ile uygun gecikme uzunluğu tespit edilmiş ve sonuçlar Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2: Uygun Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	0.000192	-0.044860	0.041955	-0.009961
1	481.1129	5.81e-07	-5.844485	5.497226	-5.704890
2	41.27322	4.22e-07*	-6.166215*	-5.558511*	-5.921923*
3	8.963248	4.64e-07	-6.073055	-5.204906	-5.724066
4	15.00286	4.67e-07	-6.070077	-4.941483	-5.616392
5	10.04398	5.03e-07	-6.003497	-4.614458	-5.445115
6	8.297025	5.54e-07	-5.916857	-4.267375	-5.253779
7	18.06971*	5.20e-07	-5.994019	-4.084091	-5.226244
8	15.13460	5.07e-07	-6.036252	-3.865879	-5.163780

Açıklamalar: *, optimal gecikme değerlerini ifade etmektedir. LR (sequential modified LR test statistic); ardışık modifiye edilmiş LR test istatistiği, FPE (final prediction error); son tahmin hata kriteri, AIC (Akaike information criterion); Akaike bilgi kriteri, SC (Schwarz information criterion); Schwarz bilgi kriteri, HQ (Hannan-Quin information criterion); Hannan-Quin bilgi kriteri.

Tablo 2'de FPE, AIC, HQ, SC ve HQ kriterlerinin 2 gecikmede minimum, LR kriterinin ise 7 gecikmede maksimum değer verdiği görülmektedir. Toda-Yamamoto nedensellik testi için uygun gecikme uzunluğu FPE, AIC, SC ve HQ kriterleri dikkate alınarak 2 gecikme olarak alınmıştır. Seçilen gecikme uzunluğunda tahmin edilen VAR modelinin istikrarlılığını tespit etmek amacıyla LM otokorelasyon ve White değişen varyans testi uygulanmıştır.

Tablo 3: Otokorelasyon ve Değişen Varyans Testi Sonuçları

LM Otokorelasyon Testi Sonuçları		
Gecikme Sayısı	LM-İstatistiği	Olasılık Değeri (p)
1	8.174	0.516
2	14.208	0.115
3	4.059	0.907
4	13.481	0.1420
White Değişen Varyans Testi Sonuçları		
Gecikme Sayısı	χ^2 Test İstatistiği	Olasılık Değeri (p)
2	100.4811	0.015

Otokorelasyon LM testi sonucunda 2 gecikme için %1 anlamlılık düzeyinde otokorelasyonun olmadığını ifade eden temel hipotez (H_0) kabul edilmiştir. White değişen varyans testi sonucunda ise %5 anlamlılık düzeyinde değişen varyansın olmadığını ifade eden temel hipotez (H_0) kabul edilmiştir (bkz. Tablo 3). 2 gecikme için kurulan VAR modelinde otokorelasyon ve değişen varyans olmadığı tespit edilmiş ve böylelikle 2 gecikmeli VAR modelinin istikrarlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Testin uygulanmasında, CS birim kök test sonuçlarına göre (bkz. Tablo 1), maksimum bütünleşme derecesi ($d_{\max}=1$) olarak alınmış ve $p+d_{\max}=2+1$ gecikme için VAR(3) modeli tahmin edilmiştir. MWALD testi, (4), (5) ve (6) numaralı denklemlerde $p=2$ gecikmeye uygulanmış ve sonuçlar Tablo 4'de verilmiştir.

Tablo 4: Toda-Yamamoto Nedensellik Testi Sonuçları

H_0	χ^2 İstatistiği	Karar
Intosa lnrgdpsa'nın nedeni değildir.	0.471 (0.790)	Kabul
Info lnrgdpsa'nın nedeni değildir.	64.242 (0.0000)*	Ret
lnrgdpsa Intosa'nın nedeni değildir.	6.031 (0.049)**	Ret
Info Intosa'nın nedeni değildir.	4.299 (0.1165)	Kabul
lnrgdpsa Info'nun nedeni değildir.	5.194(0.0745)***	Ret
Intosa Info'nun nedeni değildir.	2.003(0.3672)	Kabul

Açıklamalar: Parantez içindeki değerler olasılık (p) değerlerini göstermektedir. * ve ** simgeleri sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık seviyelerinde temel hipotezin reddedildiğini ifade etmektedir.

Diğer yandan tahmin edilen (4), (5) ve (6) numaralı denklemlerde otokorelasyonun varlığı Breusch-Godfrey (B-G) otokorelasyon testi ve değişen varyansın varlığı Breusch-Pagan-Godfrey (B-P-G) değişen varyans testi ile araştırılmıştır.

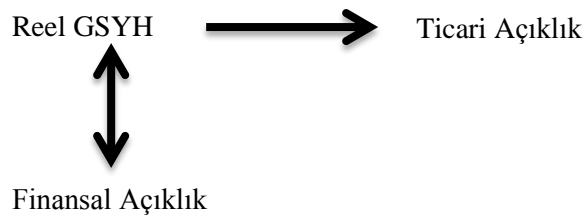
Tablo 5: B-G Otokorelasyon ve B-P-G Değişen Varyans Testi Sonuçları

Denklem	Breusch-Godfrey Test İstatistiği	Breusch-Pagan-Godfrey Test İstatistiği
4	0.260 (0.878)	13.732 (0.132)
5	1.369 (0.504)	12.498 (0.186)
6	1.219 (0.543)	14.965 (0.09)

Açıklamalar: Parantez içindeki değerler ilgili test istatistiklerine ait olasılık değerlerini göstermektedir.

Tahmin edilen bütün denklemler için uygulanan B-G otokorelasyon testi sonuçlarında %1 anlamlılık düzeyinde otokorelasyonun olmadığını ifade eden temel hipotez kabul edilmiştir. B-P-G değişen varyans testi sonuçlarına göre de, denklem (4)' de ve (5)'de %1, denklem (6)'da %5 anlamlılık düzeyinde değişen varyansın olmadığını ifade eden temel hipotez kabul edilmiştir (bkz. Tablo 5). Otokorelasyon ve değişen varyans test sonuçları, Toda-Yamamoto nedensellik testi uygulanırken tahmin edilen denklemlerde otokorelasyon ve değişen varyans sorununun olmadığını göstermiştir.

Toda-Yamamoto nedensellik testi sonuçları değerlendirildiğinde, reel GSYH ile finansal açıklık değişkenleri arasında çift yönlü ve reel GSYH'den ticari açıklığa doğru olan tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir (bkz. Tablo 4). Tablo 4'den elde edilen sonuçlardan hareketle de aşağıda yer alan akım şemasına ulaşılmıştır.

**Şekil 1: Değişkenler Arasındaki Nedensellik Akışları**

Ticari açıklık ve finansal açıklık arasında nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Ancak akım şemasında görüldüğü üzere finansal açıklığın ekonomik büyüme kanalıyla ticari açıklığı dolaylı etkilediği söylenebilmektedir.

III.III. Eşbütünleşme Testi

Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişki, yapısal kırılmaları dikkate almayan Engle ve Granger tarafından geliştirilen Engle-Granger eşbütünleşme ve Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen Johansen eşbütünleşme yöntemleri tarafından belirlenmektedir. Serilerde yapısal kırılmaların varlığında ise yapısal kırılmalı eşbütünleşme testleri kullanılmaktadır. Bu eşbütünleşme testlerinden, Gregory ile Hansen (1996), Carrion-i-Silvestre ile Sanso (2006) ve Westerlund ile Edgerton (2006) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testleri serilerde bir yapısal kırılmaya, Hatemi-J (2008) tarafından geliştirilen eşbütünleşme testi serilerde iki yapısal kırılmaya, Maki (2012) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ise serilerde beş yapısal kırılmaya izin vermektedir. Ancak gerek yapısal kırılmaları dikkate almayan geleneksel eşbütünleşme testlerinde gerekse de yapısal kırılmaları dikkate alan eşbütünleşme testlerinde serilerin düzeyde durağan olmamaları ve aynı dereceden farkları alındığında durağan olmaları gerekmektedir. Söz konusu eşbütünleşme yöntemlerinin durağanlık dereceleri farklı olan serilere uygulanamama sorunu Pesaran, Shin ve Smith (2001) tarafından geliştirilen ARDL modeline dayanan sınır testi yöntemiyle giderilmiştir. Bu yöntemde, modeldeki serilerin I(2) olması dışında, serilerin I(0) ve I(1) veya hepsinin karşılıklı eşbütünleşik I(1) olup olmadığına bakılmaksızın seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi araştırılmaktadır. Ayrıca sınır testi yöntemi düşük sayıdaki gözlemi içeren verilere de uygulanmaktadır (Narayan-Narayan, 2004).

Bu çalışmada uygulanan CS birim kök testi sonuçları, değişkenlerden *lnfo* ve *lntosa* değişkenlerinin düzeyde durağan, *lnrgdpsa* değişkeninin ise ilk farkında durağan olduğunu gösterdiği için değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi ARDL yöntemiyle araştırılmıştır. ARDL yöntemi iki aşamadan oluşmaktadır. İlk aşamada kısıtlanmamış VEC modelleri EKK yöntemiyle tahmin edilmekte ve sınır testi ile değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı test edilmektedir. VECM modelin çalışmaya uyarlanmış hali aşağıda yer almaktadır.

$$\Delta \ln rgdpsa = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta \ln rgdpsa_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \Delta \ln tosa_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{3i} \Delta \ln fo_{t-i} + \alpha_4 \ln rgdpsa_{t-1} + \alpha_5 \ln tosa_{t-1} + \alpha_6 \ln fo_{t-1} + \alpha_7 k1 + \alpha_8 k2 + \alpha_9 k3 + \alpha_{10} k4 + \alpha_{11} k5 + \alpha_{12} t + e_t \quad (7)$$

Model 7'de, Δ ; ilk fark operatörünü, m ; gecikme uzunluğunu ve t ; trend değişkenini ifade etmektedir. Ayrıca CS çoklu yapısal kırılmalı birim kök testinde belirlenen kırılma tarihleri dikkate alınarak (bkz. Tablo 1) beş farklı kukla değişken modele eklenmiştir. Buna göre, $k1$; 1994:Q1, $k2$; 1997:Q4, $k3$; 1999:Q4, $k4$; 2001:Q1 ve $k5$; 2008:Q2 dönemlerindeki yapısal kırılmayı temsil eden kukla değişkenlerdir. Model 7'nin EKK ile tahmin edilmesinde uygun gecikme uzunluğunun belirlenmesi gerekmektedir. Uygun gecikme uzunluğu Akaike, Schwarz, FPE ve HQ bilgi kriterlerinden yararlanılarak belirlenmektedir. Çalışmada veri seti üçer aylık olduğu için maksimum gecikme uzunluğu 6 olarak alınmış ve uygun gecikme uzunluğu Akaike bilgi kriterine göre 2 olarak belirlenmiştir. Ancak seçilen gecikme uzunluğunda EKK yöntemiyle tahmin edilen modelin hata terimlerinde otokorelasyon sorununun olmaması gerekmektedir. Bu nedenle seçilen gecikme uzunluğunda tahmin edilen model 7' de otokorelasyonun varlığı B-G otokorelasyon testi ile araştırılmıştır. B-G otokorelasyon testi sonuçlarında χ^2 test istatistiğinin olasılık değeri (p) 0.43 olarak bulunmuş ve dolayısıyla da %1 anlamlılık düzeyinde otokorelasyonun olmadığını ifade eden temel hipotez (H_0) kabul edilmiştir.

En uygun gecikme uzunluğu olarak seçilen 2 gecikme için kurulan modelde otokorelasyon sorununun olmadığı sonucuna ulaşılmasının ardından sınır testi ile değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığının araştırılmasına geçilmiştir. Sınır testi uygulaması bağımlı ve bağımsız değişkenlerin birinci dönem gecikmelerindeki katsayılarına topluca F (Wald) testi yapılmasına dayanmaktadır. Bu testin temel hipotezi model 7 için $H_0 : \alpha_4 = \alpha_5 = \alpha_6 = 0$ şeklinde oluşturulmakta ve hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001)'de yer alan tablonun alt ve üst kritik

değerleri ile karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan F istatistiği alt kritik değerden daha düşükse değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden temel hipotez kabul edilmektedir. Hesaplanan F istatistiği alt ve üst kritik değerler arasında ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğuna dair kesin bir yorum yapılamamaktadır. Diğer yandan hesaplanan F istatistiği üst kritik değerden büyükse temel hipotez reddedilmekte ve değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu sonucuna ulaşılmaktadır.

Tablo 6: Sınır Testi Sonuçları

k	F istatistiği	%1 Anlamlılık Düzeyindeki Kritik Değerler	
		Alt sınır	Üst Sınır
2	9.06	6.34	7.52

Açıklamalar: k, bağımsız değişken sayısını göstermektedir. Kritik değerler Pesaran vd. (2001, 300)'deki Tablo CI(V)'ten alınmıştır.

Sınır testi sonuçlarına göre, hesaplanan F istatistiği %1 anlamlılık düzeyinde üst kritik değerden büyük olduğu için H_0 hipotezi reddedilmiş ve değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilmiştir (bkz. Tablo 6). Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildiğinden ikinci aşamaya geçilmiştir. İkinci aşamada ise değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönemli ilişkilerin belirlenmesi için ARDL modeli kurulmuştur.

a. ARDL modeli

Çalışmada yer alan değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi belirlemek için kurulan ARDL modeli aşağıda verilmiştir.

$$\ln rgdpsa = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \ln rgdpsa_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \ln tosa_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} \ln fo_{t-i} \quad (8)$$

$$+ \alpha_4 k 1 + \alpha_5 k 2 + \alpha_6 k 3 + \alpha_7 k 4 + \alpha_8 k 5 + \alpha_9 t + e_t$$

Model 8'de m, n ve p değişkenlerin gecikme uzunluklarını göstermektedir. Değişkenlerin gecikme uzunluklarını belirlemek için maksimum gecikme uzunluğu 6 olarak alınmış ve Akaike bilgi kriterinden yararlanılmıştır. Akaike bilgi kriterine göre, lnrgdpsa, lntosa ve lnfo değişkenleri için uygun gecikme uzunluğu sırasıyla 1, 4 ve 2 olarak bulunmuştur. ARDL(1,4,2) modelinin tahmin sonuçları ve bu sonuçlara dayanarak elde edilen katsayılar Tablo 7'de sunulmuştur.

Tablo 7: ARDL(1,4,2) Modelinin Tahmin Sonuçları ve Uzun Dönem Katsayıları

Değişkenler	Katsayı	t-İstatistiği (p-değeri)
lnrgdpsa(-1)	0.742	11.878 (0.000) *
Into2sa	-0.077	-1.93 (0.057) **
Into2sa(-1)	0.094	1.989 (0.0505) ***
Into2sa(-2)	-0.059	-1.263 (0.21)
Into2sa(-3)	-0.042	-0.891 (0.375)
Into2sa(-4)	0.064	1.705 (0.092) ***
lnfo2	0.008	2.443 (0.017) **
lnfo2(-1)	0.024	7.133 (0.000) *
lnfo2(-2)	-0.012	-3.086 (0.002) *
k1	-0.011	-0.749 (0.456)
k2	-0.038	-3.784 (0.0003) *
k3	0.002	0.207 (0.836)
k4	-0.021	-1.95 (0.055) ***
k5	-0.033	-3.179 (0.002) *
c	3.673	4.125 (0.0001) *
t	0.003	4.309 (0.0001) *
Uzun Dönem Katsayıları		
Değişkenler	Katsayı	t İstatistiği (p-değeri)
Intosa	-0.081	-0.658 (0.051) ***
lnfo	0.08	3.18 (0.020)*
c	14.246	35.633 (0.000)*
Tanısal Testlerin Sonuçları: R^2 ; 0.996, \bar{R}^2 ; 0.995, $\chi^2_{BG}(2)$; 0.473, $\chi^2_{WH}(2)$; 0.159, $\chi^2_{JB}(2)$; 0.721, $F_{RR}(1)$; 0.512.		
Açıklamalar: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam seviyesini ifade etmektedir. χ^2_{BG} , χ^2_{WH} , χ^2_{JB} ve F_{RR} sırasıyla Breusch-Godfrey otokoreasyon LM, White değişen varyans, Jarque-Bera normallik ve Ramsey Reset model kurma hatası testi istatistiklerini göstermektedir.		

Tablo 7’de yer alan sonuçlar, uzun dönemde reel GSYH’nin 1 dönem gecikmeli değeri ile kendisi arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir. Ticari açıklık değişkeni incelendiğinde, söz konusu değişkenin seviye, 2 ve 3 gecikmeli değerlerinin ekonomik büyümeyi azalttığı ve fakat katsayının istatistiksel olarak sadece seviye değerinde anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca ticari açıklığın 1 ve 4 gecikmeli değerleri ile ekonomik büyüme arasında teorik beklentilere uygun bir şekilde pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Finansal açıklığın seviye ve 1 gecikmeli değeri ile ekonomik büyüme arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki, 2 gecikmeli değeri ile büyüme arasında negatif ve anlamlı bir ilişki belirlenmiştir. Modele eklenen kukla değişkenlere ait sonuçlar incelendiğinde ise k1 ve k3 değişkenleri hariç diğer değişkenlerin anlamlı olduğu ve kriz dönemlerini temsil eden bu değişkenlerin büyümeyi azalttığı tespit edilmiştir. Bununla birlikte ARDL (1,4,2) modelinin tahminine dayanan uzun dönem katsayılarına göre, ticari açıklıkta meydana gelen %1 birimlik artışın büyümeyi %0.08 birimlik azalttığı, finansal açıklıktaki %1 birimlik artışın ise büyümeyi %0.08 arttırdığı ve katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmüştür.

Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişki ise ARDL yöntemine dayanan hata düzeltme modeliyle incelenmiş ve hata düzeltme modeli aşağıda gösterilmiştir.

$$\Delta \ln rgdpsa = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \ln rgdpsa_{t-i} + \sum_{i=0}^n \alpha_{2i} \Delta \ln tosa_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_{3i} \Delta \ln fo_{t-i} + \alpha_4 \Delta k1 + \alpha_5 \Delta k2 + \alpha_6 \Delta k3 + \alpha_7 \Delta k4 + \alpha_8 \Delta k5 + \alpha_9 t + \alpha_{10} ect_{-1} + e_t \quad (9)$$

Model 9'da yer alan ect_{-1} değişkeni uzun dönem modelinin tahmininden elde edilen hata terimi serisinin bir dönem gecikmeli değerini ifade etmektedir. Bu değişkene ait katsayı (α_{10}) ise seriler arasındaki kısa dönem dengesinden uzun dönem dengesine ulaşma hızını göstermekte ve katsayının negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olması gerekmektedir.

Tablo 8: ARDL(1,4,2) Yaklaşımına Dayalı Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	t-İstatistiği (p-değeri)
dlto2sa	-0.089	-2.480 (0.015) **
dlto2sa(-1)	-0.003	-0.085 (0.931)
dlto2sa(-2)	-0.082	-2.288 (0.024) **
dlto2sa(-3)	-0.110	-2.984 (0.003) *
dlfo2	0.0137	2.618 (0.010) *
dlfo2(-1)	0.0214	7.237 (0.000) *
dk1	0.020	0.626 (0.533)
dk2	-0.033	-1.902 (0.061) ***
dk3	0.037	2.036 (0.045) **
dk4	-0.035	-1.972 (0.052) ***
dk5	-0.053	-3.061 (0.003) *
c	-0.002	-0.473 (0.637)
t	5.28E-05	0.682 (0.497)
ect(-1)	-0.26	-6.106 (0.000)
Tanısal Testlerin Sonuçları: R^2 ; 0.667, \bar{R}^2 ; 0.608, $\chi^2_{BG}(2)$; 0.578, $\chi^2_{WH}(2)$; 0.910, $\chi^2_{JB}(2)$; 0.304, $F_{RR}(1)$; 0.575.		
Açıklamalar: *, ** ve *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlam seviyesini ifade etmektedir. χ^2_{BG} , χ^2_{WH} , χ^2_{JB} ve F_{RR} sırasıyla Breusch-Godfrey otokoreasyon LM, White değişen varyans, Jarque-Bera normallik ve Ramsey Reset model kurma hatası testi istatistiklerini göstermektedir.		

Hata düzeltme modeli sonuçları ticari açıklığın seviye, 2 ve 3 gecikmeli değerleri ile ekonomik büyüme arasında negatif ve anlamlı bir ilişki olduğunu göstermektedir. Ayrıca finansal açıklığın seviye ve 1 gecikmeli değerleri ile büyüme arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki; k2, k4, k5 değişkenleri ile büyüme arasında negatif ve anlamlı bir ilişki; k3 değişkeni ile büyüme arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki bulunmuştur. Hata düzeltme değişkeninin katsayısı ise beklentiler dahilinde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Bu sonuç, kısa dönemdeki dengesizliğin %26' sının uzun dönemde düzeltileceğini ifade etmektedir (bkz. Tablo 8).

SONUÇ

Ticari açıklık ve finansal açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi Türkiye için inceleyen ampirik çalışmaların ilgili literatürde çok fazla mevcut olmadığı ve söz konusu çalışmalarda görüş birliğine varılamadığı görülmüştür. Bu çalışmada, Türkiye için ticari açıklık ve finansal açıklık ile ekonomik büyüme arasındaki ilişki; söz konusu serilerde içsel ve dışsal krizler nedeniyle ortaya çıkan yapısal kırılmalar dikkate alınarak 1992:Q1-2014:Q4 dönemi kapsamında üçer aylık verilerle analiz edilmiştir. Çalışmada analiz yöntemi olarak, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök, Toda-Yamamoto nedensellik ve ARDL modeline dayanan sınır testi kullanılmıştır.

Toda-Yamamoto nedensellik analizi sonucunda, ekonomik büyüme ile finansal açıklık değişkenleri arasında çift yönlü ve büyümeden ticari açıklığa doğru olan tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ticari açıklık ve büyüme arasında bir nedensellik ilişkisi bulunamamıştır. Ancak, ulaşılan sonuçlara göre, finansal açıklığın ekonomik büyüme kanalıyla ticari açıklığı dolaylı etkilediği düşünülmektedir. Değişkenlerin farklı mertebelerde durağan olmaları nedeniyle söz konusu değişkenler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişki Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı ile incelenmiştir. Sınır testi uygulamasında, CS çoklu yapısal kırılmalı birim kök testinde belirlenen yapısal kırılma tarihleri de kukla değişken olarak analize dahil edilmiştir. Sınır testi sonucunda, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu bulunmuştur. Uzun dönemli ve kısa dönemli analiz sonuçları, ekonomik büyümenin ticari açıklıktan negatif ve istatistiki olarak anlamlı etkilendiğini göstermiştir. Bu sonuç, ilgili literatürdeki Yanikkaya (2003) ve Kıran ve Güriş (2011) tarafından yapılan çalışmaları desteklemektedir. Diğer yandan uzun ve kısa dönemli analizde, ekonomik büyümenin finansal açıklıktan pozitif ve istatistiki olarak anlamlı etkilendiği sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç ise, ilgili literatürdeki Bekaert, Harvey ve Lundblad (2001), Levine (2001), Edison vd. (2002), Ranciere, Tornell ve Westermann (2006), Klein ve Olivei (2008) ve Sulaiman, Oke ve Azeez (2012) tarafından yapılan çalışmaları desteklemektedir.

Çalışmada inceleme döneminde ticari açıklığın ekonomik büyümeyi azalttığı sonucuna dayanarak, Türkiye’de daha çok yurtiçi üretimin ve dolayısıyla da ihracatın aramalı, hammadde ve enerji ithalatına bağlı olması ve bu durumun Türkiye’yi gelişmiş ülkelere bağımlı hale getirdiği ve cari işlemler hesabının bozulmasına neden olduğu söylenebilmektedir. Diğer yandan, ticari açıklığın karşılaştırmalı üstünlük sağlayarak kaynakların daha verimli alanlarda kullanılmasının büyümeyi arttırdığı görüşünün aksine, benzer kaynaklara sahip olan birçok ülkenin de aynı anda ticarete açılması, ülkelerin piyasada aynı karşılaştırmalı üstünlüklere sahip olduğu anlamına geldiği ve böylelikle büyümenin ticari açıklıktan olumsuz etkilendiği söylenebilmektedir. Ticari açıklığın büyümeyi olumlu yönde etkilemesi için Türkiye’nin aramalı, hammadde ve enerji ithalatında dışa bağımlılığının azaltılması, sanayi ürünlerinin ihracattaki payının artırılması ve firmaların ucuz mal ile birlikte kaliteli mal üretmeleri ve yurtdışında rekabet edilebilecek bir seviyeye gelmeleri gerektiği önerilmektedir. Ayrıca, Türkiye’de 1989 yılından itibaren uygulanan finansal serbestleşme politikalarıyla birlikte, cari işlemler açığının daha çok spekülative sermaye girişleriyle finansal edilmesi 1994-2000 ve 2001 krizlerin meydana gelmesine neden olmuş ve böylelikle ekonomide küçülme yaşanmıştır. Ancak finansal açıklığın büyümeyi arttırdığına yönelik ulaşılan ampirik sonuçlardan hareketle, Türkiye’de finansal serbestleşmenin söz konusu dönemlerdeki olumsuz etkisine rağmen sermaye girişlerinin ülkemizdeki tasarrufları artırarak ve dolayısıyla da yatırımları arttırarak büyümeyi olumlu etkilediği söylenebilmektedir. Bu kapsamda finansal açıklık politikalarının başarılı olması için spekülative sermaye hareketlerine yönelik denetimlerin yapılması ve spekülative sermaye hareketlerinden ziyade üretime ve istihdama doğrudan katkıda bulunan doğrudan yabancı sermaye girişlerinin arttırılmasına yönelik politikaların uygulanması gerektiği önerilmektedir.

KAYNAKÇA

- Aizenman, J. (2004). Financial opening and development: Evidence and policy controversies. *The American Economic Review*, 94(2), 65-70.
- Aizenman, J. (2008). On the hidden links between financial and trade opening. *Journal of International Money and Finance*, 27(3), 372-386.
- Atamtürk, B. (2007). Gelişmekte olan ülkelerde ve Türkiye’de finansal serbestleşmenin iç tasarruflar üzerine etkisi. *Marmara Üniversitesi İİBF Dergisi*, 23(2), 75-89.
- Bahmani-Oskooee, M., & Niroomand, F. (1999). Openness and economic growth: An empirical investigation. *Applied Economics Letters*, 6(9), 557-561.
- Balassa, B. (1978). Exports and economic growth: Further evidence. *Journal of Development Economics*, 5(2), 181-189.
- Bekaert, G., & Harvey, R. C., & Lundblad, C. (2001). Does financial liberalization spur growth?. *NBER Working Paper Series*, No: 8245, Retrieved November 09, 2015 from the World Wide Web: <http://www.nber.org/papers/w8245>
- Bekaert, G., & Harvey R. C., & Lundblad, C. (2005). Does financial liberalization spur growth?. *Journal of Financial Economics*, 77(1), 3-55.
- Carrion-i-Silvestre, J. L., & Kim, D., & Perron, P. (2009). GLS-Based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypotheses. *Econometric Theory*, 25, 1754-1792.
- Carrion-i-Silvestre, J. L., & Sanso, A. (2006). Testing the null of cointegration with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(5), 623-646.
- Chang, C.-C., & Mendy, M. (2012). Economic growth and openness in Africa: What is the empirical relationship?. *Applied Economics Letters*, 19(18), 1903-1907.
- Chow, P. C. Y. (1987). Causality between export growth and industrial development: Empirical evidence from the NICs. *Journal of Development Economics*, 26(1) 55-63.
- Dar, A., & Amirkhalkhali, S. (2003). On the impact of trade openness on growth: Further evidence from OECD countries. *Applied Economics*, 35(16), 1761-1766.
- Dickey, D.A., & Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(1), 1057-1072.
- Dollar, D. (1992). Outward-oriented developing economies really do grow more rapidly: Evidence from 95 lds, 1976-1985. *Economic Development and Cultural Change*, 40(3), 523-544.
- Edison, J. H., & Levine R., & Ricci, L., & Tortsen, S. (2002). International financial integration and economic growth. *Journal of International Money and Finance*, 21 (6), 749-776.
- Edwards, S. (1997). Openness, Productivity and growth: What do we really know?. *NBER Working Papers*, No: 5978, Retrieved September 06, 2015 from the World Wide Web: <http://papers.nber.org/papers/w5978>
- Elliott, G., & Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). Efficient test for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4), 813-836.
- Engel, F. R., & Granger, J. W. C. (1987). Co-integration and error correction representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276.

- Feder, G. (1982). On exports and economic growth. *Journal of Development Economics*, 12(1/2), 59-75.
- Frankel, J. A., & Romer, D. (1996). Trade and growth: An empirical investigation. *NBER Working Papers*, No:5476, Retrieved September 06, 2015 from the World Wide Web: <http://www.nber.org/papers/w5476.pdf>
- Fratzscher, M., & Bussiere, M. (2004). Financial openness and growth: Short-run gain, long-run pain?. *European Central Bank, Working Paper Series*, 348, Retrieved November 09, 2015 from the World Wide Web: <http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp348.pdf>
- Garita, G. (2009). How does financial openness affect economic growth and its components?. *Munich Personal Repec Archive*, Retrieved November 09, 2015 from the World Wide Web: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/20099/1/MPRA_paper_20099.pdf
- Ghatak, S., & Milner, C., & Utkulu, U. (1995). Trade liberalization and endogenous growth: Some evidence for Turkey. *Economics of Planning*, 28(2), 147-167.
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111-120.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.
- Grilli, V., & Milesi-Ferretti, M. G. (1995). Economic effect and structural determinants of capital controls. *International Monetary Fund*, 42(3), 517-551.
- Haring, J. E., & Humprey, J. F. (1964). Simple models of trade expansion. *Economic Inquiry* 2(2), 85-180.
- Harrison, A. (1996). Openness and growth: A time-series, cross-country analysis for developing countries. *Journal of Development Economics*, 48 (2), 419-447.
- Hatemi-J, A. (2008). Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration. *Empirical Economics*, 35 (3), 497-505.
- Heller, P. S., & Porter, R. D. (1978). Exports and growth: An empirical re-investigation. *Journal of Development Economics*, 5(2), 191-193.
- Hellmann, T., & Murdoch, K., & Stiglitz, J. E. (2000). Liberalization, moral hazard in banking and prudential regulation: are capital requirements enough. *American Economic Review*, 90(1), 147-165.
- Honig, A. (2008). Addressing causality in the effect of capital account liberalization on growth. *Journal of Macroeconomics*, 30(4), 1602-1616.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of co-integration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2/3), 231-254.
- Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation inference on co-integration with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.
- Kıran, B., & Güriş, B. (2011). Türkiye’de ticari ve finansal dışa açıklığın büyümeye etkisi: 1992-2006 dönemi üzerine bir inceleme. *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 11(2), 69-80.
- Kim, D-H., & Lin, S.-C., & Suen, Y.-B. (2012). Dynamic effects of financial openness on economic growth and macroeconomic uncertainty. *Emerging Markets Finance and Trade*, 48(1), 25-54.
- Klein, M. W., & Olivei, G. P. (2008). Capital account liberalization, financial depth, and economic growth. *Journal of International Money and Finance*, 27(6) 861-875.

- Kose, A. M., & Prasad, E. S., & Terrones, M. E. (2008). Does openness to international financial flows raise productivity growth?. *NBER Working Papers*, No:14558, Retrieved September 06, 2015 from the World Wide Web: <http://www.nber.org/papers/w14558.pdf>
- Kurt, S., & Berber, M. (2008). Türkiye’ de dışa açıklık ve ekonomik büyüme. *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(2), 57-79.
- Kwiatkowski, D., & Phillips, P. C. B., & Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2004). Minimum LM unit root test with one structural break. *Appalachian State University Working Papers*, (04/17), 1-15.
- Levine, R. (2001). International financial liberalization and economic growth. *Review of International Economics*, 9(4), 688-702.
- Lumsdaine, R. L., & Papell, D. H. (1997). Multiple trend breaks and the unit root hypothesis. *Review of Economics and Statistics*, 79(2), 212-218.
- Maki, D. (2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks. *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.
- Michaely, M. (1977). Exports and growth: an empirical investigation. *Journal of Development Economics*, 4(1), 49-53.
- Narayan, S., & Narayan, P.K. (2004). Determinants of demand of Fiji’s exports: An empirical investigation. *The Developing Economics*, 42(1), 95-112.
- Ng, S., & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1529-1554.
- Omisakin, O., & Adeniyi, O., & Omojolaibi, A. (2009). Foreign direct investment, trade openness and growth in Nigeria. *Journal of Economic Theory*, 3(2), 13-18.
- Özel, A. H. (2012). Küreselleşme sürecinde ticari ve finansal açıklığın ekonomik büyüme üzerine etkisi: Türkiye örneği. *Yönetim Bilimleri Dergisi*, 10(19), 1-30.
- Özel, A. H., & Sezgin, F. (2012). Ticari serbestleşme-ekonomik büyüme ilişkisinin bootstrap kantil regresyon yardımıyla analizi. *İktisat Fakültesi Mecmuası*, 62(2), 283-303.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, 57(2), 1361-1401.
- Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, 80(2), 355-385.
- Pesaran, H. M., & Shin, Y., & Smith, J. R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289-326.
- Phillips, P., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regressions. *Biometrika*, 75(2), 345-346.
- Prebisch, R. (1950). The economic development of Latin American and its principal problems. (Lake Success, NY: United Nations, Department of Economic Affairs), *Reprinted in Economic Bulletin for Latin America*, 7(1962), 1-22.

- Ranciere, R., & Tornell, A., Westermann, F. (2006). Decomposing the effects of financial liberalization: Crises vs. growth. *NBER Working Papers*, No:12806, Retrieved September 06, 2015 from the World Wide Web: <http://www.nber.org/papers/w12806.pdf>
- Rodrik, D. (1999). Where did all the growth go? External shocks, social conflict, and growth collapses. *Journal of Economic Growth*, 4(4), 385-412.
- Sachs, J. D., & Warner, A. (1995). Economic reform and the process of economic integration. *Brookings Papers on Economic Activity*, (1), 1-118.
- Saçık Yapar. S. (2009). Dış ticaret politikası ve ekonomik büyüme ilişkisi: Teorik açıdan bir inceleme. *Karamanoğlu Mehmetbey Üniversitesi İİBF Dergisi*, 11(16), 162-171.
- Sandalcılar, A.R., & Noyan Yalman, İ. (2012). Türkiye’de dış ticaretteki serbestleşmenin işgücü piyasaları üzerindeki etkileri. *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 7(2), 49-65.
- Singer, H. W. (1950). American economic association the distribution of gains between investing and borrowing countries. *The American Economic Review*, 40(2), 473-485.
- Stiglitz, E. J. (2000). Capital market liberalization, economic growth, and instability. *World Development*, 28 (6), 1075-1086.
- Sulaiman, L. A., & Oke, M. O., & Azeez, B. A. (2012). Effect of financial liberalization on economic growth in developing countries: the nigerian experience. *International Journal of Economics and Management Sciences*, 1(12), 16-28.
- Toda, H.Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated process. *Journal of Econometrics*, 66(1-2), 225-250.
- Tornel, A., & Westermann, F., & Martinez, L. (2004). The positive link between financial liberalization growth and crises. *NBER Working Papers*, No: 10293. Retrieved September 12, 2015 from the World Wide Web:
- Tyler, W. (1981). Growth and export expansion in developing countries: Some empirical evidence. *Journal of Development Economics*, 9(1), 121-130.
- Utkulu, U., & Kahyaoğlu, H. (2005). Ticari ve finansal açıklık Türkiye’de büyümeyi ne yönde etkiledi?. *Türkiye Ekonomi Kurumu Tartışma Metni 2005/13*, Retrieved November 09, 2015 from the World Wide Web: <http://www.tek.org.tr/dosyalar/Utkulu-2005.pdf>
- Utkulu, U., & Özdemir, D. (2005). Does trade liberalization cause a long run economic growth in Turkey?. *Economics of Planning*, 37, 245-266.
- Westerlund, J., & Edgerton, D. (2006). New improved tests for cointegration with structural breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 28(2), 188-244.
- Williamson, J., & Mahar, M. (1998). Survey of financial liberalization. *Essays in International Finance*, 211, Princeton, 1-84.
- Yanikkaya, H. (2003). Trade openness and economic growth: a cross-country empirical investigation. *Journal of Development Economics*, 72(1), 52-89.
- 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.
- Zeren, F., & Ari, A. (2013). Trade openness and economic growth: a panel causality test. *International Journal of Business and Social Science*, 4(9), 317-324.
- Zivot, E., & Andrews, D. (1992). Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit-root hypothesis. *Journal of Business Economic Statistics*, 10(3), 251-270.