

İhracata Dayalı Büyüme Hipotezi: Türkiye Uygulaması

İsmail KÜÇÜKAKSOY

*Sorumlu Yazar, Dumlupınar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü,
ismail.kucukaksoy@dpu.edu.tr*

İsmail ÇİFÇİ

*Dumlupınar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü,
ismail.cifci@dpu.edu.tr*

Rabia İnci ÖZBEK

*Dumlupınar Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü,
rabiainci@dpu.edu.tr*

Öz

Bu çalışma Türkiye ekonomisi için 2003:1Q ve 2015:Q1 çeyreklik veriler kullanılarak “İhracata Dayalı Büyüme Hipotezi”nin geçerliliği test etmeyi amaçlamaktadır. Hipotez, reel ihracattan reel Gayri Safi Yurtiçi Hasıla’ya (GSYİH) doğru nedensellik ilişkisi olduğunu iddia etmektedir. Çalışmada, Johansen koentegrasyon testi, Gregory-Hansen koentegrasyon testi, Toda-Yamamoto nedensellik testi, Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (FMOLS), “Kanonik Koentegrasyon Regresyonu (CCR)” ve “Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi (DOLS)” kullanılmıştır. Testler sonucunda elde edilen bulgular şunlardır: a) Değişkenler arasında, Johansen koentegrasyon testine göre uzun dönemli bir ilişki yokken, Gregory-Hansen koentegrasyon testine göre uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiştir; b) Toda-Yamamoto testine göre reel ihracat ile reel GSYİH arasında çift yönlü nedensellik vardır. Bu bulgu Türkiye için ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerliliğini ispatlamaktadır; c) FMOLS, CCR, DOLS yöntemlerine göre, uzun dönemde reel ihracatta meydana gelen %1’lik bir artış reel GSYİH’yi sırasıyla %1.5195, %1.5552, %1.3171 oranlarında arttırmaktadır. Her üç yöntem de ihracata dayalı büyüme hipotezini Türkiye ekonomisi için ispatlamaktadır.

Anahtar Kelimeler: İhracat, Gregory-Hansen Koentegrasyon Testi, Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler, Kanonik Koentegrasyon Regresyonu, Dinamik En Küçük Kareler.

JEL Sınıflandırma Kodları: F14, F41, F43, C10.

Export-led Growth Hypothesis: Turkey Application

Abstract

This paper aims to investigate validity of “Export-led Growth Hypothesis” for Turkey using quarterly data in period from 2003:Q1 to 2015:Q1. Hypothesis argues that there is causality relationship from real export to real Gross Domestic Product (GDP). Johansen cointegration test, Gregory-Hansen cointegration test, Toda-Yamamoto causality test, Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS), Canonical cointegrating regression (CCR) and Dynamic ordinary least squares (DOLS) methods were used in this study. Findings can be summarized as follows: a) According to Johansen cointegration test there is no relationship among variables in the long-run whereas Gregory-Hansen cointegration test has determined relationship in the long-run; b) According to Toda-Yamamoto causality test there is bidirectional causality between real export and real GDP. This finding proves the validity of “Export-led Growth Hypothesis” for Turkey; c) According to FMOLS, CCR, DOLS methods a 1% increase in the real export increases the real GDP by 1.5195%, 1.5552%, 1.3171% respectively in the long-run. These methods prove the validity of “Export-led Growth Hypothesis” for Turkey.

Keywords: Export, Gregory-Hansen Cointegration Test, Fully Modified Ordinary Least Squares, Canonical Cointegrating Regression, Dynamic Ordinary Least Squares.

JEL Classification Codes: F14, F41, F43, C10.

Atıfta bulunmak için...| Küçükaksoy, İ., Çifçi, İ. & Özbek, R.İ. (2015). İhracata Dayalı
Cite this paper...| Büyüme Hipotezi: Türkiye Uygulaması. *Çankırı Karatekin Üniversitesi İİBF Dergisi*, 5(2), 691-720.

1. Giriş

1450-1750 arasında geçerli olan ekonomik ve siyasi doktrin Merkantilizm'den günümüze değin, dış ticaretin ülke ekonomisindeki etkileri araştırma konusu olmuştur. Merkantilist dönemde ihracat serbest, ithalat ise nihai mallarda yasaktı. Oysa dış ticaretin iki bileşeni bulunmakta, bunlar ihracat ve ithalattır. Başka bir ifadeyle, dış ticaret, sadece uluslararası mal akımlarını kapsar. 1776'da ise Adam Smith, "Mutlak Üstünlükler Teorisi" ile dış ticaretin her iki bileşenin de ülke refahını artıracığını, açık ekonominin Merkantilistlerin kapalı ekonomiye göre faydalı olduğunu dünyaya "Ulusların Zenginliği" eseri ile açıklamış oldu (Küçükaksoy, 2011, 109). Günümüze değin ulaşan dış ticaret teorilerinin atası olarak kabul edilen bu teori sonrasında, dış ticaretin etkilerinin araştırılması önemli bir uğraş haline gelmiş, sonraki yıllarda "Ekonomik Büyüme" de iktisatçıların ilgi alanına giren önemli konulardan biri olunca, dış ticaret ile ekonomik büyüme ilişkilendirilmeye çalışılmıştır. Bu ilişkiyi kurmaya yönelik çalışmalardan biri "İhracata Dayalı Büyüme Hipotezi" olarak isimlendirilmektedir.

"İhracata Dayalı Büyüme Hipotezi" ihracattaki artışların, çeşitli kanallardan ekonomik büyümeye katkıda bulunacağını ileri sürmektedir. Bu görüşe göre ihracat artışları, kaynak dağılımı etkinliğini, ölçek ekonomilerini, verimlilik artışlarını, teknolojik yenilikleri, sermaye oluşumunu ve istihdamı artırarak ekonomik büyümeyi etkilemektedir. Ekonomik büyüme ise, bir ülkenin çıktı ve gelir seviyesinin yükselmesini sağlayan üretim kapasitesindeki artışları ifade eden bir kavramdır (Todaro, 2000, 740). Ekonomik büyüme, satın alma gücü artışı göstergesi olması sebebiyle ülkeler için önemlidir. Kalkınma iktisadı üzerine çalışmalar yapmış olan R.Nurkse'un öne sürdüğü üzere ihracat, büyümeyi hızlandıran bir faktör olup, dış ticaret (ihracat ve ithalat) gelişmekte olan ülkeler için "Büyümenin Motoru" rolü oynamaktadır (Seyidoğlu, 2009, 513). Bu öngörüden hareketle, yapılan bu çalışmanın amacı, Türkiye için de dış ticaretin büyüme üzerindeki etkilerini tespit ederek, dış ticaretin ülkenin refahını artırıcı yönlerini kullanmak bakımından politikalar belirlenmesinin önemini ortaya koymaktır. Bu amaca ulaşılması, Türkiye'de 1980 sonrasında uygulanan "İhracat Teşvik Politikaları" nın büyüme üzerindeki etkilerini anlamak ve ihracatı teşvik edici dış ticaret politikalarının halen de önemli olduğunu ortaya koymak yönünden önem arz etmektedir. Bu çalışma ile "İhracata Dayalı Büyüme Hipotezi" nin Türkiye için sınanması sayesinde ihracatın büyüme üzerindeki uzun dönemli etkisi tespit edildikten sonra politika önerilerinde bulunmak mümkün olabilecektir. Zira hipotezin çeşitli ülkelerdeki uygulamaları incelenmeye başlandığında çalışmalardaki yöntem farklılıkları hemen göze çarpmaktadır. Türkiye'de ise bu konuda yapılan çalışmalarda da gerek aynı yöntemlerin çalışmalarda kullanılması (çalışmaların birbirinin tekrarı niteliğinde olması) gerekse çalışmaların sayıca az olması sorun olarak öne çıkmaktadır. Bu çalışmanın ayırt edici tarafları; Türkiye'deki 2001 ekonomik krizinin olumsuz

etkilerinin ortadan kalkmaya başladığı stabil bir tarih olan 2003'ün 1. çeyreği ile dış ticaret verilerinin resmi kurumlarca açıklandığı en son tarih olan 2015'in 1. çeyreği verilerini de kapsayan çalışma olması, çalışmada yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök ve koentegrasyon analizlerinin yapılması ve uzun dönemli katsayılar tahmininin “Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (Fully Modified Ordinary Least Squares-FMOLS)”, “Kanonik Koentegrasyon Regresyonu (Canonical Cointegrating Regression-CCR)” ve “Dinamik En Küçük Kareler Yöntemiyle (Dynamic Ordinary Least Squares-DOLS)” yapılmış olmasıdır. Bahsedildiği üzere çalışmada “İhracata Dayalı Büyüme Hipotezi” olarak isimlendirilen hipotezinin, Türkiye için 2003:Q1-2015:Q1 dönemi için geçerli olup olmadığı test edilecektir. Kısa bir literatür taramasını takiben, söz konusu hipotez testi için sırasıyla; serilerin durağanlık analizleri için birim kök testleri (Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) ve Zivot-Andrews), değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin tespiti için koentegrasyon testleri (Johansen ve Gregory-Hansen), değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin tespiti için Toda-Yamamoto nedensellik testi, son olarak ise uzun dönemli katsayılar tahmini için “Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (FMOLS), “Kanonik Koentegrasyon Regresyonu (CCR)” ve “Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi (DOLS)” kullanılacaktır. Bahsedilen yöntemler neticesinde çalışmanın sonuç kısmında elde edilen bulgular sıralanacaktır.

2. Literatür Araştırması

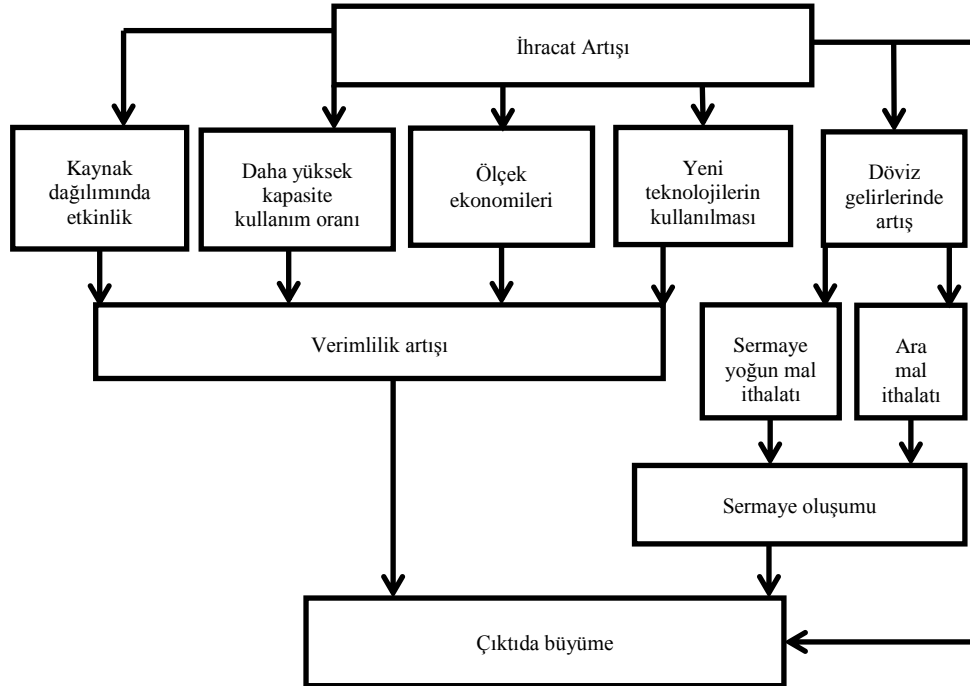
Ekonomik büyüme modellerinde ihracatın ekonomik büyüme üzerine etkileri teorik olarak belirtilmemiştir. Üretimin tek faktörünün sermaye olduğunu ileri süren Harrod-Domar büyüme modeline göre, serbest dış ticaret ekonomik büyüme üzerinde pozitif etkiye sahiptir. Ancak neoklasik büyüme modellerinde (dışa kapalı ülkeler için), ihracatın ekonomik büyüme üzerine etkisinin olmadığı kabul edilir. Neoklasik büyüme modellerinde (Solow Büyüme Modeli ve Ramsey Büyüme Modeli) durağan durum büyüme oranı, dışsal olarak kabul edilen nüfus ile teknolojik gelişmeye bağlıdır. Solow modeli ve Ramsey modelinin uzantılarında ise kapalı ekonomiler dışa açıldıklarında, dış ticaretin ekonomik büyüme üzerinde etkileri geçici kabul edilmektedir, kapalı ekonomiler açık ekonomilere yakınsadığında durağan durum büyüme oranı eski düzeylerine yakınsar. Bu modelde dış ticaret, çıktı düzeyinde bir artışı getirmiş ancak durağan durum büyüme oranını değiştirmemiştir (Lopez, 2005, 625).

İçsel büyüme teorileri, büyümenin kaynağının bilgi taşmaları olduğunu ileri sürer, Romer (1986), üretim sürecinde ürünün yanında yeni üretim bilgisinin de üretildiğini ifade etmektedir. Verimlilik artışı araştırma geliştirme faaliyetiyle ortaya çıkan yeni üretim bilgisi olarak ekonomide pozitif dışsallık olarak ortaya çıkmaktadır. Lucas (1988), Romer'den farklı olarak pozitif dışsallıkların çalışma zamanı dışına (boş zamana) bağlı olan beşeri sermaye birikimine bağlı olarak ortaya çıktığını ileri sürmektedir. İçsel büyüme modeline göre ülkelerin dış

ticarete açılması rekabeti beraberinde getirir, rekabet ise yeni üretim tekniklerini, yeni teknolojileri, ileri yönetim ve pazarlama bilgilerini, işgücünün gerektiği eğitim ve bilgi birikimini, araştırma ve geliştirme gibi birçok özelliği beraberinde getirir. Ülkeler ve firmalar arasındaki rekabet, üretimde verimliliği daha da arttıracak, teknolojik yenilikleri, etkin üretim ve yönetim tekniklerini beraberinde getirecektir. Ülkelerin dış ticarete açılması (karşılıklı ihracatı) böyle bir mekanizma ile büyümeye neden olmaktadır (Ağayev, 2011, 242).

Neoklasik büyüme modellerinde teknolojik gelişmelerin dışsal olduğu ve dış ticaret politikalarından etkilenmediği varsayılırken içsel büyüme modelleri teknolojik değişimleri içsel kabul etmekte ve teknolojik gelişmelerin ülkelerin ticari açıklık derecesinden etkilenebileceğini ileri sürmektedir. Bir ekonominin ticari açıklığı mal ve hizmet ithalat ve ihracatını artırır bu da aynı zamanda yeni teknolojilerin ithalat ve ihracatını sağlar. Yeni teknolojiler, üretim süreçlerinde etkinliği ve verimliliği artırır. Sonuç olarak dışa açılan ülkeler kapalı ülkelere göre daha hızlı büyür (Jin, 2000, 6).

İhracata dayalı büyüme hipotezi, ihracat odaklı politikaların ekonomik büyümeye neden olduğunu ifade eder. İhracatın ekonomik büyüme üzerine etkileri Şekil 1’de gösterilmiştir.



Şekil 1: İhracat Aktarım Mekanizması

Kaynak: Awokuse (2003) çalışmasından yararlanarak oluşturulmuştur.

Şekil 1’de görüleceği üzere toplam talebin bir bileşeni olan ihracat, çıktı artışı için doğrudan bir katalizör görevi görür, ihracatın artması çıktı miktarını ve istihdamı artırır. Bunun yanında ihracat, daha fazla sermaye yoğun mallar ve ara mal ithalatı yapabilmek için ülkeye döviz geliri sağlar, bu da sırasıyla sermaye birikimini ve çıktıyı artırır. Ayrıca uzun dönemde açık ekonomilerde pazarın büyümesi ile sağlanan ihracat artışı ölçek ekonomilerden faydalanmayı sağlayarak teknik bilginin yayılımını ve transferini destekler. İhracata dayalı büyüme hipotezi, ihracatın ekonominin genelinde etkinliği ve verimliliği arttırdığını ifade eder (Awokuse, 2003, 128-129).

Son dönemlerde, uluslararası iktisat literatüründe ihracat ile ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisi çokça tartışılmıştır. Ticaret teorinde ihracat ile büyüme arasında kesin bir ilişki olmadığından dolayı tartışmalar genellikle anekdotlara ve sezgisel çıkarımlara dayanmaktadır, bu konuyla ilgili ampirik sonuçlar ise belirsizdir (Awokuse, 2005, 849).

Literatürde ihracatla ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini inceleyen birçok çalışma mevcuttur. İlk çalışmalar ihracat ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri korelasyon analiziyle incelerken, koentegrasyon ve nedensellik sınamalarının gelişmesiyle yeni yöntemler hipotezin testi için uygulama alanı bulmuştur (Gerni vd., 2008, 6). Dünyada ve Türkiye ihracata dayalı büyüme hipotezine yönelik çok geniş bir literatür olmasından dolayı burada önde gelen ve güncel bazı çalışmalara yer verilecektir.

İhracata dayalı büyüme hipotezini ilk test eden çalışmalardan Emery (1967), çoklu korelasyon ve sıradan en küçük kareler yöntemiyle 1953-1963 dönemi 50 ülke için ihracat ile gayri safi milli hasıla arasındaki ilişkileri incelemiş ve ihracat ile gayri safi milli hasıla arasında güçlü bir korelasyon ilişkisi tespit etmiştir. Kravis (1970), 37 gelişmekte olan ülke için ihracat ile GSYİH arasındaki ilişkiyi korelasyon analiziyle inceleyerek değişkenler arasında pozitif korelasyon ilişkisi olduğu sonucuna ulaşmıştır. Balassa (1978), 1960-1973 dönemini kapsayan verilerle ihracata dayalı büyüme hipotezini 11 yarı sanayileşmiş ülke için korelasyon analiziyle test etmiş ve ihracat ile GSYİH arasında pozitif korelasyon tespit etmiştir. Bela Balassa sonraki dönemlerde de (1978, 1984 ve 1985) ihracata dayalı büyüme hipotezini, aralarında Türkiye’nin de bulunduğu gelişmekte olan ülkeler için korelasyon analizi ve sıradan en küçük kareler yöntemiyle test etmiştir, tüm çalışmalarda elde edilen sonuçlar, ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerli olduğuna yöneliktir. Michaely (1977), gelişmekte olan 41 ülke için 1950-1973 verilerini kullanarak kişi başına düşen milli gelir ile ihracatın milli gelir içindeki payı arasındaki ilişkiyi korelasyon analizi yardımıyla incelemiştir sonuçlar ihracata dayalı büyüme hipotezini destekler niteliktedir. Tyler (1981), 55 gelişmekte olan ülke için 1960-1977 verilerini kullanarak ihracata dayalı büyüme hipotezini test etmiştir. Elde edilen sonuçlara göre ihracat ile GSYİH arasında pozitif güçlü korelasyon tespit edilmiştir.

Hsiao (1987), hızlı gelişen 4 Asya ülkesi (Hong Kong, Güney Kore, Singapur, Tayvan) için 1960-1982 verileriyle ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerliliğini Granger nedensellik ve Sims nedensellik testiyle araştırmıştır. Granger nedensellik testine göre Güney Kore, Tayvan ve Singapur için ihracat ile GSYİH arasında nedensel ilişki yokken Hong Kong için GSYİH'dan ihracata nedensellik söz konusudur. Sims nedensellik testine göre Güney Kore, Tayvan ve Singapur için değişkenler arasında çift yönlü nedensellik söz konusuyken Hong Kong için GSYİH ihracata doğru nedensel ilişki tespit edilmiştir. Buna göre söz konusu dönemlerde hızlı gelişen 4 Asya ülkesi için ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerliliği belirsizdir.

Marin (1992), 1960-1987 dönemini kapsayan çeyreklik verilerle gelişmiş dört ülke (Almanya, İngiltere, Amerika, Japonya) için ihracat ile verimlilik arasındaki nedensel ilişkinin tespiti için Granger nedensellik testi uygulamıştır. Ulaşılan sonuçlara göre İngiltere dışında diğer ülkeler için değişkenler (ihracat, verimlilik, dış ticaret hadleri) arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiş ve tüm ülkeler için ihracat değişkeni verimliliğin Granger nedenidir. Buna göre söz konusu ülkeler için ihracata dayalı büyüme hipotezi geçerlidir.

Reizman vd. (1996), 1950-1990 verilerini kullanarak 126 ülke için ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerliliğini Granger nedensellik testiyle araştırmışlardır. 72 ülke için ihracat artışından gelir artışına doğru tek yönlü nedensellik söz konusuyken, 38 ülke için gelir artışından ihracat artışına doğru tek yönlü nedensellik söz konusudur. 3 ülke için ise ihracat ile gelir arasında çift yönlü nedensellik varken 13 ülke için nedensellik ilişkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

Henriques ve Sadorsky (1996), Kanada ekonomisi için 1870-1991 verilerini kullanarak ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerliliğini Granger nedensellik testiyle incelemiştir. Sonuçlar söz konusu dönemde Kanada ekonomisi için ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerli olmadığı yönündedir.

Awokuse (2003), 1961-2000 döneminde Kanada ekonomisi için ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerliliğini Vektör Hata Düzeltme Modeli ve Toda-Yamamoto nedensellik testiyle araştırmıştır. Sonuçlara göre ihracat ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensel ilişki tespit edilmiştir. Awokuse (2005), Japonya için yaptığı çalışmada Toda-Yamamoto nedensellik testiyle "Yönlendirilmiş Döngüsüz Grafikler (Directed Acyclic Graphs)" tekniğini kullanarak ihracat ile GSYİH arasındaki nedensellik ilişkisini araştırmıştır. Elde edilen sonuçlara göre değişkenler arasında çift yönlü nedensellik söz konusudur.

Konya (2004), 1960-1997 dönemleri arasında 25 OECD ülkesi için ihracata dayalı büyüme hipotezini Wald prosedürüne dayanan Granger nedensellik testiyle araştırmıştır. Elde edilen sonuçlara göre Lüksemburg ve Hollanda için ihracat ile büyüme arasında nedensel ilişki tespit edilmezken, İsveç ve İngiltere için çift yönlü nedensellik söz konusudur. Bunun yanında İzlanda için ihracattan

büyümeye, Kanada, Japonya ve Güney Kore için büyümeden ihracata doğru nedensel ilişki söz konusudur. Diğer ülkeler için ihracat ile büyüme arasındaki ilişki belirsizdir.

Al Mamun ve Nath (2005), 1976-2003 döneminde Bangladeş için ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerliliğini Vektör Hata Düzeltme Modeli'yle araştırmıştır. Sonuçlar ihracattan büyüme doğru nedenselliğin olduğu yönündedir. Paul (2011), Bangladeş için 1979-2010 dönemini kapsayan çalışmada ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerliliğini Vektör Hata Düzeltme Modeli ve VAR prosedürüyle (etki-tepki fonksiyonları, varyans ayrıştırması) araştırmıştır. Bulgulara göre kısa ve uzun dönemde ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Ağayev (2011), çalışmada 12 eski Sovyetler Birliği üyesine yönelik 1994-2008 dönemleri için ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerliliğini Pedroni Panel koentegrasyon testi ve Holtz-Eakin Panel nedensellik testiyle incelenmiştir. Araştırma sonuçları ihracat artışlarının ekonomik büyümeye neden olmadığı diğer bir deyişle ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerli olmadığı tespit edilmiştir.

Acaravcı ve Öztürk (2012), 10 Avrupa geçiş ekonomisi için 1994-2008 dönemi çeyreklik verileri kullanarak ihracat, doğrudan yabancı yatırımlar ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkinin tespitini ARDL sınır testi ve Granger nedenselliğe dayanan Hata Düzeltme Modeli ile araştırmıştır. Slovakya ve Letonya için ihracattan ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisi tespit edilirken, Çek Cumhuriyeti ve Polonya için ihracat ile ekonomik büyüme arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilmemiştir. Bununla birlikte Bulgaristan, Estonya, Hollanda, Litvanya, Romanya ve Slovenya için değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olmadığı ortaya konmuştur. Buna göre belirtilen dönemde söz konusu ülkeler için ihracata dayalı büyüme hipotezinin belirsiz olduğu ifade edilebilir.

Gül ve Kamacı (2012), seçilmiş bazı gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için 1980-2010 ve 1993-2010 dönemleri arasında dış ticaretin ekonomik büyüme üzerine etkilerini panel veri analiziyle incelemiştir. Pedroni koentegrasyon test sonuçlarına göre ihracat, ithalat ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilmiştir. Granger nedensellik test sonuçlarına göre ihracat ve ithalattan ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür.

Tasos (2014), 1975-2010 dönemi için ABD'de ihracat, ekonomik büyüme ve doğrudan yabancı yatırımlar arasındaki ilişkileri Johansen koentegrasyon yöntemi ve Granger nedensellik testiyle inceleyerek, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit ederek ihracattan ekonomik büyümeye doğru nedensellik ilişkisi bulunmuştur.

Türkiye ile ilgili olarak yapılan belli başlı çalışmalara bakıldığında ise yakın tarihli literatür şu çalışmalardan oluşmaktadır:

Şimşek (2002), Türkiye için 1960-2002 verilerini kullanarak ihracata dayalı büyüme hipotezini Granger nedensellik testi ve Hata Düzeltme Modeli'yle test etmiştir. Elde edilen sonuçlara göre GSYİH'dan ihracata doğru nedensellik ilişkisi varken ihracattan GSYİH'ya doğru nedensellik mevcut değildir. Çalışmanın bulguları Türkiye için söz konusu dönemde ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerli olmadığını ifade etmektedir.

Demirhan (2005), Türkiye için 1990-2004 dönemi çeyreklik verileri kullanarak ihracat ile büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini Vektör Hata Düzeltme Modeli'yle araştırmıştır. Elde edilen sonuçlara göre ihracattan ekonomik büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Özer ve Erdoğan (2006), Türkiye'de 1987-2006 dönemi için ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerliliğini Johansen koentegrasyon testi, Granger nedensellik testi ve VAR çözümlemesiyle (etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması) incelemiştir. Elde edilen sonuçlara göre ihracattan ekonomik büyümeye doğru nedensel ilişki söz konusudur.

Taban ve Aktar (2008), Türkiye'de 1980-2007 çeyreklik verilerle ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerliliğini Hata Düzeltme Modeli'yle sınımlardır. Elde edilen sonuçlara göre kısa ve uzun dönemde ihracat ile GSYİH arasında çift yönlü nedensellik bulunmuştur.

Aktaş (2009), Türkiye için 1996-2006 dönemi verilerini kullanarak ihracat, ithalat ve ekonomik büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini Johansen koentegrasyon yöntemi ve Vektör Hata Düzeltme Modeli ile araştırmıştır. Elde edilen sonuçlara göre kısa dönemde ithalat, ihracat ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik söz konusuyken, uzun dönemde, ihracattan ithalata, ithalattan ihracata, büyümeden ihracata ve büyümeden ithalata doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Buna göre söz konusu dönemler için Türkiye'de ihracata dayalı büyüme hipotezi kısa dönemde geçerli iken uzun dönemde geçersizdir.

Bilgin ve Şahbaz (2009), 1987-2007 dönemi için aylık veriler kullanarak Türkiye'de ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerliliğini test etmişlerdir. Çalışmada ekonomik büyümenin bir göstergesi olarak sanayi üretim endeksi kullanılarak, ihracat, ithalat ve dış ticaret hadleri ile olan ilişkisi Johansen koentegrasyon testi, Vektör Hata Düzeltme Modeli ve Toda Yamamoto Nedensellik testiyle incelemiştir. Elde edilen sonuçlara göre ihracattan sanayi üretim endeksine doğru tek yönlü bir ilişki tespit edilmiştir.

Şimşek ve Kadılar (2010), 1960-2004 dönemleri arasında Türkiye için, beşeri sermaye birikimi, ihracat ve ekonomik büyüme serilerini kullanarak değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisini Hata Düzeltme Modeli'yle incelemiştir. Elde edilen bulgulara göre Türkiye'de, uzun dönemde ihracattaki artış ve beşeri sermaye birikimi, uzun dönemli büyümeyi desteklemekte ve GSYİH'daki artışların beşeri sermaye birikimini beslediği yönünde bulgulara rastlanmıştır. Bu bulgular ihracata dayalı büyüme hipotezini desteklemektedir.

Traşoğlu (2012), 1998-2011 dönemini kapsayan çeyreklik verilerle Türkiye için ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerliliği Gregory-Hansen koentegrasyon testi, Johansen koentegrasyon testi ve Toda Yamamoto nedensellik yöntemiyle test edilmiştir. Nedensellik analizi sonuçlarına göre ihracat ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir.

Özcan ve Özçelebi (2013), Türkiye için 2005-2011 dönemini kapsayan aylık verilerle Johansen koentegrasyon testi ve Vektör Hata Düzeltme Modeli'ni kullanılarak ihracat, ithalat, sanayi üretim endeksi ve reel döviz kuru arasındaki ilişkileri incelemiştir. Ulaşılan sonuçlara göre Türkiye için ihracata dayalı büyüme hipotezi geçerlidir.

Literatür incelendiğinde görüldüğü üzere, çalışmaların büyük bir kısmı İhracata Dayalı Büyüme Hipotezi'ni desteklerken bir kısmı desteklememekte veya belirsiz sonuçlar vermektedir. Yukarıda ihracata dayalı büyüme hipotezine yönelik bazı temel çalışmaların yanında Türkiye ekonomisi için yapılan güncel çalışmalara yer verilmiştir. Konuyla ilgili, Türkiye dışındaki ülkelerle ilgili olarak 2000'li yıllara kadar olan geniş literatür için Giles ve Williams (2000)'e başvurulabilir.

İhracata dayalı büyüme hipotezinin geçerliliğinin test edildiği çalışmalar incelendiğinde, Türkiye dışındaki çok sayıdaki ülke için İhracata Dayalı Büyüme Hipotezi'nin sınırdığı görülmektedir. Ancak Türkiye için yapılan çalışmalar incelendiğinde ise, çalışmaların sayıca az olduğu, bu az sayıda çalışmada ise çalışmanın sınırlarının stabil yılları kapsamadığı (örneğin 2001 krizinin de çalışma yıllarına dahil edildiği), çalışmalarda kullanılan yöntemlerin birbiri ile aynı olduğu (Johansen Koentegrasyon Testi, Granger Nedensellik Testi, Hata Düzeltme Modeli kullanıldığı) ve kısa dönem katsayılar tahmini yapıldığı (bahsedildiği üzere Hata Düzeltme Modeli kullanıldığı için) tespit edilmiştir. Oysa diğer ülkelerde de kullanılan başka yöntemlerin de Türkiye ekonomisi için kullanılması, ihracatın ekonomik büyüme üzerindeki etkilerini belirlemekte daha etkili olacaktır. Bu çalışmayı Türkiye ile ilgili yapılan çalışmalardan ayıran tarafı, dış dünyadaki ülkeler için kullanılan ekonometrik yöntemlerin Türkiye ekonomisinin stabil yılları olan 2003:Q1-2015:Q1 dönemi için geçerli olup olmadığını test etmesidir. Bu sınavın yapılmasında, daha önce Türkiye için yapılan çalışmalardan farklı ekonometrik yöntemler olan, yapısal kırılmaları dikkate alan koentegrasyon testi (Gregory-Hansen) ve uzun dönemli katsayılar tahmini için ise "Tam Düzeltmiş En Küçük Kareler Yöntemi (FMOLS)",

“Kanonik Koentegrasyon Regresyonu (CCR)” ve “Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi (DOLS)” kullanılacaktır. Böylelikle Türkiye için yapılan çalışmaların kısa dönem katsayılar tahminine (Hata Düzeltme Modeli kullanıldığı için) olanak verici dar bakış açısından, uzun dönemli katsayılar tahmine olanak veren (“FMOLS, CCR ve DOLS” yöntemi kullanılacağı için) daha geniş bakış açısına ulaşılmış olacaktır.

3. Veri ve Yöntem

“İhracata Dayalı Büyüme Hipotezi” nin, zaman serisi analizi yardımıyla incelenmesi için, 2003:Q1 ve 2015:Q1 dönemine ait veri seti kullanılacaktır. Veriler Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sisteminden alınmış olup 2003 yılı baz alınarak¹ reelleştirme işlemi yapılmış ve değişkenler logaritmik formda modele dahil edilmiştir. Çalışmada ekonomik büyümenin bir göstergesi olarak reel GSYİH kullanılacaktır. Reizman vd. (1996, 81)’ a göre ithalat değişkeni, ihracata dayalı büyüme hipotezinde merkezi bir konuma sahiptir ve modele ithalat değişkeninin eklenmemesi ihracatın büyüme üzerindeki etkilerini maskeleyebileceğini veya abartacağını ifade etmektedir. Bu nedenle model kurma hatasına düşmemek için modele ithalat değişkeni de eklenmiştir.

$$lgdp_i = a_0 + a_1 lexp_i + a_2 limp_i + u_i \quad (1)$$

lgdp = Logaritması alınmış reel Gayri Safi Yurtiçi Hasıla

lexp = Logaritması alınmış reel ihracat

limp = Logaritması alınmış reel ithalat

İhracat ve ithalat değişkenlerinin reelleştirme işlemi, değişkenlerin sırasıyla 2003 yılı bazlı “dış ticaret ihracat birim değer endeksi” ve “dış ticaret ithalat birim değer endeksine” bölünmesiyle yapılmıştır.

Değişkenler arasındaki ilişkilerin analizi için öncelikle serilerin durağanlığı Augmented Dickey-Fuller (ADF) ve Phillips-Perron (PP) birim kök testleri kullanılarak araştırılmış, ardından yapısal kırılmaları dikkate alan Zivot-Andrews birim kök testi yapılarak yapısal kırılmaların birim köke neden olup olmadığı araştırılmıştır. Seriler arasındaki uzun önemli bir ilişkinin varlığı Johansen-Juselius (1990) koentegrasyon yöntemi ve yapısal kırılmaları modele dahil eden Gregory-Hansen (1996) koentegrasyon yöntemiyle test edilmiştir. Daha sonra seriler arasındaki nedensellik ilişkisi Toda-Yamamoto (1995) yöntemiyle test edilmiştir.

Son olarak değişkenler arasındaki uzun dönemli katsayılar, Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen “Tam Düzeltmiş En Küçük Kareler Yöntemi

(FMOLS)”, Park (1992) tarafından geliştirilen “Kanonik Koentegrasyon Regresyonu (CCR)” ve Saikkonen (1992), Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen “Dinamik En Küçük Kareler Yöntemiyle (DOLS)” tahmin edilmiştir.

3.1. Birim Kök Sınamaları

Augmented Dickey-Fuller (ADF) (1981) birim kök testinde hata teriminde otokorelasyon sorununu ortadan kaldırmak için bağımlı değişkene ait gecikmeli değerler bağımsız değişken olarak modele dahil edilir. Burada gecikme uzunluğunun belirlenmesi büyük önem arz etmektedir, bu çalışmada ADF gecikme uzunluğunun belirlenmesinde Schwarz bilgi kriteri dikkate alınacaktır.

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 T + \theta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + u_i \quad (2)$$

Denklem (2)’de, y_t değişkeninin birim kök tahmini yapılmaktadır, denklemde β_0 sabit terimi, T trend değişkenini, u_i ise beyaz gürültü hata terimini ifade etmektedir. Denklemde y_t değişkenini durağan olduğu alternatifine karşılık y_t değişkenin birim kök içerdiği boş hipotez test edilir.

$H_0 : \theta = 0$ ise birim kök vardır.

$H_1 : \theta < 0$ ise birim kök yoktur (seri durağandır).

Phillips-Perron (1988) birim kök testi, ADF birim kök testinin hata terimine ilişkin varsayımlarına göre daha esnektir. ADF testi hata teriminin bağımsız ve sabit varyanslı olduğunu kabul eder. Phillips-Perron (1988) birim kök testi, ADF’nin hata terimleri ile ilgili bu varsayımını genişletmiş ve hata terimlerinin zayıf bağımsız ve heterojen olmasına imkan tanımıştır (Tarı, 2014, 400).

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 T + \theta y_{t-1} + u_i \quad (3)$$

PP birim kök testinin ADF birim kök testinden farkı, denklem (3)’te görüldüğü üzere, bağımlı değişkene ait gecikmeli değerlerin bağımsız değişken olarak modele dahil edilmemiş olmasıdır. Burada θ katsayısının t istatistiği Newey-West tahmincisi yardımıyla düzeltilir.

Zaman serilerinin birim kök içermesinin (durağan olmamasının) bir nedeni ekonomideki yapısal kırılmalar olabilir. Perron (1989) ekonomideki yapısal kırılmaların zaman serilerinin ortalamasının, trendinin veya her ikisinin birden değiştirebileceğini ve bunun sahte birim köke neden olabileceğini ifade etmiştir. Yani seriler ADF veya PP birim kök testlerine göre durağan olsalar dahi durağan değilmiş gibi sonuçlar verir. Yapısal kırılma olan bir seride yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök testi uygulanmaması durumunda durağanlık dereceleri yanlış belirlenebilir bu da sonuçların sapmalı tahminler vermesine neden olur. Bu

nedenden ötürü aşağıda yapısal kırılmayı içsel olarak belirleyen Zivot-Andrews (1992) birim kök testi yapılacaktır (Küçükaksoy ve Çifçi, 2014, 115).

Zivot-Andrews (1992) birim kök testinde yapısal kırılma endojen (içsel) olarak tahmin edilmektedir. Zivot-Andrews birim kök testinde üç model kullanılmaktadır (Zivot ve Andrews, 1992, 254)

Model A:

$$Y_t = \mu + \theta_1 DU_t(\lambda) + \beta t + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Model B:

$$Y_t = \mu + \gamma_1 DT_t(\lambda) + \beta t + \alpha_2 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Model C:

$$Y_t = \mu + \theta_2 DU_t(\lambda) + \gamma_2 DT_t(\lambda) + \beta t + \alpha_3 Y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Burada $t=1,2,3,\dots,T$ olmak üzere trend değişkenini, $\lambda = Tb/T$ görelî kırılma zamanını ve Tb kırılma yılını göstermektedir. Model A ortalamada görülen olası bir kırılmayı, Model B eğimde görülen olası bir kırılmayı, Model C hem ortalamada hem de eğimde görülen yapısal kırılmayı göstermektedir. λ kukla değişkeni, $J=2/T$ ile $J=T-1/T$ arasında olmak üzere her yıl için belirlenir ve her bir model, kukla değişken için En Küçük Kareler Yöntemi ile tahmin edilir. Daha sonra $\alpha_j=1$ hipotezini test etmek üzere kullanılacak t-istatistik değerleri hesaplanır. Modeller tahmin edilirken ilave bağımsız değişken sayısı olan k , her λ değeri için model seçim kriteri kullanılarak ayrı ayrı belirlenir. Çünkü Zivot-Andrews birim kök testinin sonuçları k sayısına duyarlıdır. Kırılma yılı saptandıktan sonra hesaplanan t-istatistiği Zivot-Andrews'un (1992, Tablo 2, 3, 4) tablo değerleriyle karşılaştırılarak "yapısal kırılmayla birim kökün varlığına" ilişkin boş hipotez test edilir. Hesaplanan test istatistiğinin Zivot-Andrews'un kritik değerlerinden mutlak değer olarak büyük çıkması durumunda boş hipotez reddedilir (Önel, 2004, 86).

3.2. Koentegrasyon Sınamaları

Koentegrasyon testi düzeyde durağan olmayan değişkenlerin doğrusal kombinasyonlarının uzun dönemde optimal gecikme uzunluklarının aynı olmasına, zaman serileri arasındaki uzun dönem ilişkinin modellenmesine ve tahmin edilmesine yöneliktir. Değişkenler arasında koentegrasyonun bulunması,

değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu anlamına gelir. Bu çalışmada zaman serileri arasında koentegrasyon varlığının testi için Johansen-Juselius (1990) koentegrasyon testi ve Gregory-Hansen (1996) koentegrasyon testi yapılacaktır.

Johansen-Juselius (1990) yaklaşımı, değişkenler seti arasında ortaya çıkabilecek koentegre bileşen sayısının 1'den çok olması durumunda kullanılmaktadır. İki değişken için her iki değişkenin de I(1) olması durumunda sadece bir tane "α" koentegre parametresi olduğu ve bu nedenle bir tek koentegre vektörünün olduğu ispatlanır. "n" değişken olması durumunda "n-1" sayıda koentegre vektörü söz konusu olabilir. Johansen-Juselius koentegrasyon yöntemi değişkenlerin I(0) ve I(1) olmasına dayanır.

$$\Delta Y_t = \mu + \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} - \Pi \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Burada $\Gamma_i = -1 + \Pi_1 + \dots + \Pi_i$, $i = 1, 2, \dots, k-1$, $\Pi = 1 - \Pi_1 - \dots - \Pi_k$, Δ ilk fark operatörünü, μ sabit terimi ve ε_t otokorelasyonsuz ve normal dağılımlı hata terimi vektörüdür. Denklemden $\Pi \Delta Y_{t-k}$ terimi kullanılmadığı takdirde değişkenlerin birinci dereceden farkının kullanıldığı geleneksel vektör otoregresif modelidir. Bu çalışmada Y vektörü üç değişkenli vektör olup, $Y = [gdp, lexp, limp]$ 'dir. Johansen koentegrasyon testi uygulamasında ilgilenilen, uzun dönem katsayılar matrisinin (Π) rankının tespitidir. Buna göre katsayılar matrisi, veri vektörde (Y) yer alan değişkenler arasında uzun dönem ilişkisi olup olmadığı bilgisini verecektir. $0 < rank(\Pi) = r < p$ olduğu durumda, Y vektöründeki değişkenler arasında r sayıda koentegre ilişki vardır. $\Pi = \alpha\beta'$ olup, α ve β matrisleri $p \times r$ boyutlu matrislerdir. α hata düzeltme parametrelerinin matrisi, β koentegre vektörlerin matrisidir. Johansen- Juselius (1990), Y durağan olmasa bile $\alpha\beta'$ ve ΔY_t 'nin durağan olduğunu göstermiştir (Yavuz, 2005, 276).

Johansen-Juselius (1990) matrisinin rankının yani koentegre vektörlerinin (r) sayısı için "trace" ve "maximal eigenvalue" istatistiklerini önermişlerdir. Trace testi (r) sayıda koentegre vektörden daha fazla olduğu alternatifine karşı en fazla r sayıda koentegre vektör olduğu temel hipotezine dayanmaktadır ve denklem (8)'deki gibi hesaplanmaktadır.

$$Trace = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (8)$$

Burada, $\hat{\lambda}_{r+1} \dots \hat{\lambda}_p$ tahmin edilmiş en küçük özdeğerlerdir (maximal eigenvalue). Özdeğerler istatistiğinde, $r + 1$ koentegre vektör olduğu alternatifine karşılık r sayıda koentegre vektör olduğu temel hipotez test edilir. Maximal eigenvalue istatistiği şöyledir:

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (9)$$

Johansen yönteminin sonucu gecikme uzunluğuna dayanmaktadır. Bu nedenle Johansen koentegrasyon testinin ilk aşaması vektör hata düzeltmedeki kalıntıların arasında otokorelasyonun ve değişen varyans sorununun olmadığı ve hata terimlerinin normal dağılmasını sağlayan uygun gecikme uzunluğunun (k) Vektör otoregresif model çerçevesinde belirlenmesidir (Yavuz, 2005, 277).

Gregory-Hansen (1996) çalışmalarında yapısal kırılmaları dikkate almayan koentegrasyon analizlerinin, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkileri açıklamakta yetersiz kalacağını belirtmişlerdir. Gregory-Hansen koentegrasyon testi koentegre vektörde yapısal kırılma tarihinin içsel olarak belirlenmektedir. Gregory-Hansen (1996) yapısal kırılma altında koentegrasyon ilişkisini araştırmak için üç model geliştirmiştir. Birinci model düzeyde kırılmayı (level shift), ikinci model trendle birlikte düzeyde kırılmayı (level shift with trend), üçüncü model ise rejimdeki kırılmayı (hem sabit hem de eğimde kırılmayı) ifade eder (Gregory ve Hansen, 1996, 103).

Yapısal değişimleri modele dahil eden kukla değişkenleri şöyle ifade edilir:

$$\varphi_{t\tau} = \begin{cases} 0, & \text{eğer } t \leq [n\tau] \\ 1, & \text{eğer } t > [n\tau] \end{cases} \quad (10)$$

n gözlem sayısını belirtirken $\tau \in (0,1)$ kırılma noktasını, $[n\tau]$ ise kırılmanın gerçekleştiği dönemi ifade eder.

Model 1: Düzeyde Kırılma (C)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha^T y_{2t} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad (11)$$

μ_1 yapısal kırılmadan önceki sabit terimi μ_2 kırılmanın sabit terim üzerinde yaptığı değişikliği α^T bağımsız değişkenlere ait katsayı vektörünü ifade eder.

Model 2: Eğimde Kırılma (C/T)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \beta t + \alpha^T y_{2t} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad (12)$$

Düzeyde kırılmadan farklı olarak trend varlığında sabitteki bir kırılmayı ifade eder.

Model 3: Rejim değişikliği (C/S)

$$y_{1t} = \mu_1 + \mu_2 \varphi_{t\tau} + \alpha_1^T y_{2t} + \alpha_2^T y_{2t} \varphi_{t\tau} + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, n. \quad (13)$$

Düzeyde kırılmadan farklı olarak α_1^T rejim değişikliği öncesi koentegrasyon katsayısını ve α_2^T ise rejim değişikliği sonrası eğim katsayısındaki değişimi ifade eder.

Gregory-Hansen (1996) Model 1, Model 2 ve model 3'ü test etmek için ADF^* , Z_a^* ve Z_t^* istatistiklerini kullanır, istatistikler sonucu en küçük değerler kırılma noktası olarak belirlenir (Gregory & Hansen, 1996, 106).

$$Z_a^* = \min_{\tau \in T} Z_a(\tau) \quad (14)$$

$$Z_t^* = \min_{\tau \in T} Z_t(\tau) \quad (15)$$

$$ADF^* = \min_{\tau \in T} ADF(\tau) \quad (16)$$

Test istatistikleri her bir gözlem için elde edilen Z_a , Z_t ve ADF test istatistiklerinin minimum olanıdır. Elde edilen test istatistiklerinin Gregory-Hansen (1996) tarafından geliştirilen test istatistiklerinden mutlak değer olarak büyük ise “değişkenler arasında koentegrasyon ilişkisi yoktur” boş hipotezi reddedilir ve yapısal kırılmayla beraber değişkenler arasında koentegre ilişkinin olduğunu gösteren alternatif hipotez kabul edilir.

3.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Sınaması

Toda-Yamamoto (1995), Granger nedenselliği araştırmak için VAR modeli tahminine dayalı bir yöntem geliştirmiştir. Bu yöntemde seriler durağan olmasalar dahi nedensellik ilişkisi test edilebilir. Seriler arasındaki koentegre vektör sayısı bu testin geçerliliğini etkilemektedir. Toda-Yamamoto (1995) nedensellik testi VAR modeliyle belirlenen gecikme uzunluğuna (k) ve maksimum koentegre vektör (d_{max}) sayısına duyarlıdır. Bu değerler belirlendikten sonra $[k + d_{max}]$ gecikme uzunluğunda VAR modeli tahmin edilir.

$$y_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_{1i} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{1i} x_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (17)$$

$$x_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \alpha_{2i} y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k+d_{max}} \beta_{2i} x_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (18)$$

Denklem (17)'de x değişkeni, y değişkeninin Granger nedeni olmadığını gösteren temel hipotez $H_0: \beta_{1i} = 0$, Granger nedeni olduğunu gösteren $H_1: \beta_{1i} \neq 0$ alternatif hipotezine karşın k serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uygunluk gösteren Wald testiyle sınanır, Denklem (18)'de ise y değişkeni, x değişkeninin Granger nedeni olmadığını gösteren temel hipotez $H_0: \alpha_{2i} = 0$, Granger nedeni olduğunu gösteren $H_1: \alpha_{2i} \neq 0$ alternatif hipotezine karşın k serbestlik dereceli χ^2 dağılımına uygunluk gösteren Wald testiyle sınanır (Yılancı ve Özcan, 2010, 28).

3.4. Uzun Dönemli Katsayılar Tahmini

Koentegrasyon analizi sonucunda değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilmişse, bu değişkenlerin uzun dönem katsayılarının tahmin sorunu ortaya çıkmaktadır (Nazlıoğlu, 2010, 97). Eğer değişkenler birinci dereceden durağan $I(1)$ ve değişkenler arasında bir koentegre vektör varsa, bu modelin sıradan en

küçük kareler yöntemiyle tahmin edilmesi, sıradan en küçük kareler yönteminin tutarlı, sapmasız ve etkinlik özelliklerinin kaybolmasına dolayısıyla da hipotez testlerinin geçersiz olmasına neden olmaktadır. Sıradan en küçük kareler yönteminin karşılaştığı bu problemin üstesinden gelmek için Phillips ve Hansen (1990) “Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemini-FMOLS)” Park (1992) “Kanonik Koentegrasyon Regresyonunu (CCR)” ve Saikkonen (1992) ile Stock ve Watson (1993) “Dinamik En Küçük Kareler Yöntemini (DOLS)” önermiştir. FMOLS tahmincisi, koentegre denklem ve stokastik şokların uzun dönem korelasyonun neden olduğu problemlerden kaçınmak için bağımsız değişkenlerle hata terimi arasındaki içsellik ilişkisiyle hata terimleri arasındaki otokorelasyon sorununu dikkate alan yarı-parametrik bir düzeltme yöntemi kullanmaktadır (Berke, 2012: 250). Phillips ve Hansen (1990), FMOLS tahmincisinin süper tutarlı, asimptotik olarak sapmasız ve küçük örnekleme bile iyi sonuçlar verdiğini göstermiştir (Phillips ve Hansen, 1990, 120).

Phillips ve Hansen (1990) tarafından geliştirilen FMOLS yöntemi $(n + 1)$ boyutlu zaman serisi vektörüyle ifade edilirse:

$$Y_t = X'_t \beta + D_{1t}' \gamma_{1+} u_{1t} \quad (19)$$

Burada $D_t = (D_{1t}', D_{2t}')$ deterministik trend değişkenleri ve n stokastik değişkenler X_t denklem sistemi tarafından belirlenir:

$$\begin{aligned} X_t &= \Gamma_{21}' D_{1t} + \Gamma_{22}' D_{2t} + \varepsilon_{2t} \\ \Delta \varepsilon_{2t} &= u_{2t} \end{aligned} \quad (20)$$

Hata teriminin $u_t = (u_{1t}, u_{2t}')$ katı bir biçimde durağan olduğu ve ortalamasının sıfır olduğu varsayılır. Hata terimin parçalara ayrılarak elde edilen eşzamanlı kovaryans matrisi Σ , tek taraflı uzun dönem kovaryans matrisi Λ ve kovaryans matrisi Ω aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned} \Sigma &= E(u_t u_t') = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \Sigma_{22} \end{bmatrix} \\ \Lambda &= \sum_{j=0}^{\infty} E(u_t u_{t-j}') = \begin{bmatrix} \lambda_{11} & \lambda_{12} \\ \lambda_{21} & \Lambda_{22} \end{bmatrix} \\ \Omega &= \sum_{j=-\infty}^{\infty} E(u_t u_{t-j}') = \begin{bmatrix} \omega_{11} & \omega_{12} \\ \omega_{21} & \Omega_{22} \end{bmatrix} = \Lambda + \Lambda' - \Sigma \end{aligned} \quad (21)$$

FMOLS tahmincisi öncelikle 19 nolu denklemde hata terimlerin simetrik ve tek taraflı uzun dönem kovaryans matrisinden \hat{u}_{1t} ve 20 nolu denklemden $\hat{u}_{2t} = \Delta \hat{\varepsilon}_{2t}$ elde edilir. Elde edilen hata terimleri $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t}')$ kullanılarak uzun dönem kovaryans matrisleri tahmin edilir ($\hat{\Lambda}$ ve $\hat{\Omega}$).

Düzeltilmiş veri:

$$Y_t^+ = Y_t - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{u}_2 \quad (22)$$

ve aşağıdaki denklemde sapma düzeltme terimi elde edildikten sonra:

$$\hat{\lambda}_{12}^+ = \hat{\lambda}_{12} - \hat{\omega}_{12} \hat{\Omega}_{22}^{-1} \hat{\Lambda}_{22} \quad (23)$$

Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler (FMOLS) tahmincisine ulaşılır:

$$\hat{\theta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma} \end{bmatrix} = (\sum_{t=1}^T Z_t Z_t')^{-1} \left(\sum_{t=1}^T Z_t Y_t^+ - T \begin{bmatrix} \hat{\lambda}_{12}^+ \\ 0 \end{bmatrix} \right) \quad (24)$$

Burada $Z_t = (X_t', D_t')$ 'dir. FMOLS tahmincisine karşılık gelen t -istatistiği asimptotik olarak standart normal dağılıma yakınsamaktadır. FMOLS tahmincisini elde etmenin anahtarı uzun dönem kovaryans matrislerinin tahminidir ($\hat{\Lambda}$ ve $\hat{\Omega}$).

Park (1992) tarafından geliştirilen “Kanonik Koentegrasyon Regresyonunu (CCR)” FMOLS yöntemiyle yakından ilişkilidir. Ancak CCR’de FMOLS yönteminden farklı olarak koentegrasyon denklemiyle stokastik şoklar arasındaki uzun dönemli bağımlılığı ortadan kaldırmak için (Y_t, X_t') değişkenlerinin düzey değerleri yerine durağan değerlerini kullanmaktadır. FMOLS yönteminde olduğu gibi CCR yönteminde de öncelikle hata terimleri $\hat{u}_t = (\hat{u}_{1t}, \hat{u}_{2t}')$ ve uzun dönemli kovaryans matrisleri $\hat{\Lambda}$ ve $\hat{\Omega}$ elde edilir. FMOLS yönteminden farklı olarak CCR ayrıca eşzamanlı kovaryans matrisinin $\hat{\Sigma}$ tutarlı bir tahmincisini gerektirir.

Sonuç olarak Kanonik Koentegrasyon Regresyon (CCR) tahmincisi şu şekilde tanımlanır:

$$\begin{bmatrix} \hat{\beta} \\ \hat{\gamma} \end{bmatrix} = (\sum_{t=1}^T Z_t^* Z_t^{*'})^{-1} \sum_{t=1}^T Z_t^* Y_t^* \quad (25)$$

Burada $Z_t^* = (Z_t^{*'}, D_t')$ 'dir. CCR tahmincisi FMOLS’de olduğu gibi süper tutarlı, asimptotik olarak sapmasız ve asimptotik olarak standart normal dağılıma yakınsamaktadır.

Saikkonen (1992) ile Stock ve Watson (1993), değişkenler arasındaki uzun dönemli katsayıların tahmin edilmesinde bağımsız değişkenlerin farkının ΔX_t öncül ve gecikmeli değerlerinin modele dahil edilmesini savunmaktadır.

$$Y_t = X_t' \beta + D_{1t}' \gamma_1 + \sum_{j=-q}^r \Delta X_{t+j}' \delta + v_{1t} \quad (26)$$

Denklem 26’da bağımsız değişkenlerin farkının q gecikmeli ve r öncül değişkenlerinin modele dahil edilmesi hata terimleri arasında $(u_{1t}$ ve $u_{2t})$ bütün

uzun dönem korelasyonu absorbe edeceği varsayılır ve denklem 26 kullanılarak $\theta = (\beta', \gamma')$ 'in sıradan en küçük karelerle tahmini FMOLS ve CCR olduğu gibi aynı asimptotik dağılım göstermektedir (Eviews 8 User's Guide II, 231-242).

4. Analiz Sonuçları

Bu bölümde zaman serilerinin durağanlık analizi üç farklı yönteme göre test edildikten sonra Johansen koentegrasyon analizi ve Gregory-Hansen koentegrasyon analizi yapılarak değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığı araştırılmıştır. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişki ise Toda-Yamamoto nedensellik yöntemiyle test edilmiştir. Son olarak değişkenlerin uzun dönemli katsayıları Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi, Kanonik Koentegrasyon Regresyonu ve Dinamik En Küçük Kareler Yöntemiyle tahmin edilmiştir

4.1. Birim Kök Analiz Sonuçları

Birim kök testinde otokorelasyon sorununu dikkate alan ADF, değişen varyans sorununu dikkate alan PP ve yapısal kırılmaların etkilerini dikkate alan Zivot-Andrews birim kök test sonuçları Tablo 1, Tablo 2 ve Tablo 3'te verilmiştir.

Tablo 1: ADF Birim Kök Test Sonuçları

Augmented Dickey-Fuller Birim Kök Testi						
Değişkenler	Düzyey Sabitli τ (Tau) İstatistiği	% 5 Önem Seviyesinde Mackinnon Kritik Değeri	Düzyey, Sabit ve Trendli τ (Tau) İstatistiği	% 5 Önem Seviyesinde Mackinnon Kritik Değeri	Birinci Fark, Sabit ve Trendli τ (Tau) İstatistiği	% 5 Önem Seviyesinde Birinci Fark Mackinnon Kritik Değeri
lgdp	0.90 (6)	-2.93	-1.49 (6)	-3.52	-6.35 (5)	-3.52
lexp	-2.13 (1)	-2.92	-2.47 (2)	-3.51	-13.01 (0)	-3.51
limp	-1.25 (0)	-2.93	-3.66 (4)	-3.51	-5.59 (4)	-3.51

*Parantez içindeki değerler Schwarz Bilgi Kriterine (SIC) göre belirlenen gecikme uzunluğunu belirtmektedir.

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Tablo 1'de görüldüğü üzere Schwarz Bilgi Kriterine göre belirlenen gecikme uzunlukları dikkate alındığında logaritmaları alınmış reel GSYİH, reel ihracat ve reel ithalat serilerinin düzey değerdeki sabitli ve sabitli-trendli τ (tau) istatistikleri % 5 önem seviyesinde MacKinnon kritik değerlerinden mutlak değer olarak küçük olduğundan serilerde birim kök olduğu yani serilerin durağan olmadıkları anlaşılır. Serilerin birinci farkları alındığında ise % 5 önem seviyesinde τ (tau)

İstatistiklerinin MacKinnon kritik değerlerinden mutlak değer olarak büyük olduğu görülmektedir, bu durum zaman serilerinin birinci farkları alındığında serilerin aynı dereceden I(1) durağanlaştığını ifade eder.

Tablo 2’de değişen varyans sorununu dikkate alan Phillips-Perron Birim Kök Test Sonuçları verilmiştir.

Tablo 2: Phillips-Perron Birim Kök Test Sonuçları

Phillips-Perron Birim Kök Testi						
Değişkenler	Düzyey Sabitli PP Test İstatistiği	% 5 Önem Seviyesinde Mackinnon Kritik Değeri	Düzyey, Sabit ve Trendli PP Test İstatistiği	% 5 Önem Seviyesinde Mackinnon Kritik Değeri	Birinci Fark, Sabitli PP Test İstatistiği	% 5 Önem Seviyesinde Birinci Fark Mackinnon Kritik Değeri
lgdp	-0.67 (16)	-2.92	-4.28 (10)	-3.50	-10.0 (14)	-2.92
lexp	-2.28 (28)	-2.92	-3.72 (3)	-3.50	-12.54 (4)	-2.92
limp	-2.87 (34)	-2.92	-3.68 (8)	-3.50	-9.94 (24)	-2.92

*Parantez içindeki değerler Newey-West bant genişliğini belirtmektedir.

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

PP birim kök testinde zaman serilerinin düzey değerlerinde sabitli PP test istatistikleri % 5 önem seviyesinde MacKinnon kritik değerlerinden mutlak değer olarak küçük olduğu görülmekte ve serilerin durağan olmadığı birim kök içerdiği sonucuna ulaşılmaktadır. Ancak PP birim kök testinde ADF birim kök testinden farklı olarak serilerin düzey değerlerde sabitli-trendli PP test istatistikleri % 5 önem seviyesinde MacKinnon kritik değerlerinden mutlak değer olarak büyük olduğu diğer bir deyişle serilerin trend durağan olduğu görülmektedir. Serilerin sabitli değerlerinin birinci farkları alındığında % 5 önem seviyesinde PP test istatistikleri MacKinnon kritik değerlerinden mutlak değer olarak daha büyük olduğu görülmektedir, bu durum ADF testinde olduğu gibi zaman serilerinin birinci farkları alındığında serilerin aynı dereceden I(1) durağanlaştığını ifade eder.

Zaman serilerinin düzey değerlerde birim kökünün olmasının nedeni, ekonomideki yapısal kırılmaların sahte birim köke yol açması olabilir. Perron (1989) ekonomideki yapısal kırılmaların zaman serilerinin ortalamasının, trendinin veya her ikisinin birden değiştirebileceğini ve bunun sahte birim köke neden olabileceğini ifade etmiştir. Serilerin sahte birim kök içerip içermediği Zivot-Andrews birim kök testi yardımıyla Tablo 3’te sunulmuştur.

Tablo 3: Zivot-Andrews Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Model	Gecikme Uzunluğu	Kırılma Dönemi	Test İstatistiği	Kritik Değerler*		
					% 1	% 5	% 10
lgdp	A	6	2011:Q3	-3.49	-5.34	-4.80	-4.58
	B	6	2010:Q2	-2.76	-4.93	-4.42	-4.11
	C	6	2011:Q3	-3.46	-5.57	-5.08	-4.82
lexp	A	2	2008:Q4	-3.80	-5.34	-4.80	-4.58
	B	2	2006:Q4	-3.16	-4.93	-4.42	-4.11
	C	2	2008:Q4	-5.29	-5.57	-5.08	-4.82
limp	A	4	2008:Q4	-5.57	-5.34	-4.80	-4.58
	B	0	2013:Q2	-3.84	-4.93	-4.42	-4.11
	C	4	2008:Q4	-6.38	-5.57	-5.08	-4.82

*Kritik değerler Zivot ve Andrews'un (1992) çalışmasından alınmıştır. Gecikme uzunlukları maksimum 8 olarak alınmıştır.

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Literatürde Zivot-Andrews birim kök test sonuçlarından Model C'nin diğer modellere göre daha tercih edilebilir olduğu kabul görmektedir. Tablo 3'teki test sonuçları incelendiğinde Model C'de reel ihracat ve reel ithalat için yapısal kırılma 2008'in dördüncü çeyreği olarak reel GSYH için ise 2011'in üçüncü çeyreği olarak belirlenmiştir. Bu durum 2008 küresel krizin etkilerinin Model C tarafından daha net bir şekilde tespit edildiğinin göstergesidir. Serilerdeki yapısal kırılmalar dikkate alındığında logaritmaları alınmış reel GSYİH ve reel ihracat serilerinin birim kök içerdiği buna karşın logaritması alınmış reel ithalat serisinin birim kök içermediği görülmektedir. Buna göre ekonomideki yapısal kırılmalar reel GSYİH ve reel ihracat serileri üzerinde sahte birim köke neden olmamıştır. Zivot-Andrews birim kök test sonuçları, ADF ve PP birim kök test sonuçlarını destekler niteliktedir. Yukarıda zaman serilerine ADF ve PP birim kök testi yapılarak serilerin aynı dereceden I(1) entegre oldukları tespit edilmiştir. Ardından yapısal kırılmaların, sahte birim köke neden olup olmadığını, serilerin gerçekten aynı mertebeden entegre olduklarını test etmek için yapısal kırılmaların içsel olarak belirlendiği Zivot-Andrews birim kök testi uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre yapısal kırılmalar sahte birim köke neden olmamış ve serilerin entegre dereceleri bozulmamıştır. Böylece değişkenler arasında koentegrasyon ve nedensellik analizi yapmak mümkündür (Küçükaksoy ve Çifçi, 2014, 117).

4.2. Koentegrasyon Analiz Sonuçları

Logaritmaları alınmış reel GSYİH, reel ihracat ve reel ithalat serileri arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığının tespiti için Johansen koentegrasyon testi ve Gregory-Hansen koentegrasyon testi yapılmıştır. Johansen koentegrasyon test sonuçları Tablo 4'te verilmiştir.

Tablo 4: Johansen Koentegrasyon (İz ve Maksimum Özdeğer) Test Sonuçları

Kısıtsız Koentegrasyon İz ve Maksimum Özdeğer Testi				
Ho	İz İstatistiği	% 5 Kritik Değer	Maksimum Özdeğer İstatistiği	% 5 Kritik Değer
Koentegre Vektör Yoktur* ($r=0$)	32.21	29.79	20.84	21.13
En Çok 1 Koentegre Vektör Vardır* ($r\leq 1$)	11.37	15.49	11.17	14.26

*İz istatistiği % 5 anlam düzeyinde 1 koentegre denklem gösterirken, maksimum özdeğer istatistiği koentegre vektör olmadığını göstermektedir.

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Maksimum olabilirlik yöntemine dayanan Johansen koentegrasyon analizi gecikme uzunluğuna duyarlıdır, gecikme uzunluğu VAR modeli çerçevesinde modelin istikrar koşulunu sağlayan Akaike Bilgi Kriteri, Schwarz Bilgi Kriteri ve Hannan-Quinn Bilgi Kriterine göre 3 olarak belirlenmiştir. Johansen koentegrasyon test sonuçlarına göre, iz istatistiği %5 önem seviyesinde kritik değerden büyük olduğundan “değişkenler arasında koentegre vektör yoktur” boş hipotezi reddedilir ve “değişkenler arasında en çok bir koentegre vektör vardır ($r=1$)” hipotezi kabul edilir. Maksimum özdeğer istatistiği %5 önem seviyesinde kritik değerden küçük olduğundan “değişkenler arasında koentegre vektör yoktur” boş hipotezi kabul edilir. Genelde iz istatistiği ve Maksimum özdeğer istatistiği testlerinde bir çelişki çıkmaz ancak herhangi bir tezat sonucunda Maksimum özdeğer istatistiği daha kesin sonuçlar verdiği için burada Maksimum özdeğer istatistiği tercih edilecektir (Tarı, 2014, 427). Buna göre Johansen koentegrasyon yöntemine göre değişkenler arasında koentegre vektörün olmadığı ($r=0$) sonucuna ulaşılır.

Johansen koentegrasyon yöntemi uzun dönem denklemindeki parametrelerin zaman içinde değişmediğini sabit kaldığını varsayar, ancak yapısal kırılmalar bu parametrelerin zaman içinde değişmesine neden olur. Gregory- Hansen (1996) yapısal kırılmalar varken standart ADF testinin gücünün azalacağını ve değişkenler arasında koentegrasyon olduğuna dair hipotezin reddedilme hatasına düşüleceğini belirtmiştir (Önel, 2004, 98). Bu nedenle koentegre vektörde meydana gelebilecek gelebilecek parametre değişmelerine ve kırılmalara karşılık Gregory-Hansen koentegrasyon testi yapılmıştır, test sonuçları ve kırılma dönemleri Tablo 5’te verilmiştir.

Tablo 5: Gregory-Hansen Koentegrasyon Test Sonuçları

Model	Kırılma Dönemi	ADF İstatistiği	% 1 Kritik Değerler	% 5 Kritik Değerler
Model C	2010:Q3	-5.04 (0)	-5.44	-4.92
Model C/T	2012:Q1	-6.13 (4)	-5.80	-5.29
Model C/S	2008:Q2	-6.19 (0)	-5.97	-5.50

*Parantez içindeki değerler Schwarz Bilgi Kriteri tarafından belirlenen gecikme uzunluğunu ifade etmektedir. Kritik değerler Gregory- Hansen (1996, 109)'den alınmıştır.

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Gregory-Hansen koentegrasyon test sonuçlarına göre Model C (düzeyde kırılma) ve Model C/T (eğimde kırılma) için yapısal kırılma dönemi sırasıyla 2010:Q3 ve 2012:Q1 olarak belirlenmiştir. Her iki model için ADF test istatistiği, %5 kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük olduğundan “değişkenler arasında koentegre ilişki yoktur” boş hipotezi reddedilir. Model C/S (rejim değişikliği), yapısal kırılma dönemini Zivot-Andrews birim kök test sonuçlarında tespit edildiği gibi 2008 yılı olarak belirlemiştir ve test istatistiği %1 ve %5 kritik değerlerden mutlak değer olarak büyük olduğundan “değişkenler arasında koentegre ilişki yoktur” boş hipotezi reddedilir. Her üç modelde koentegre ilişki olduğunu gösterirken kırılma dönemleri farklılık göstermektedir.²

4.3. Toda-Yamamoto Nedensellik Analiz Sonuçları

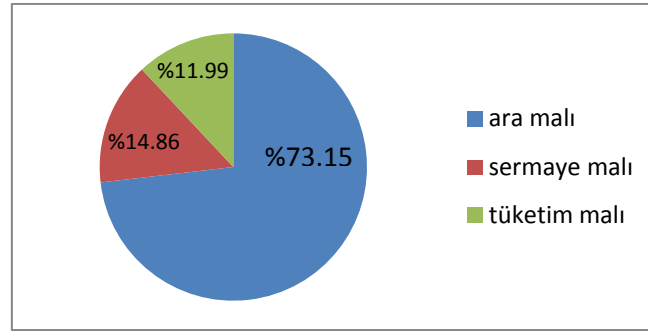
Toda-Yamamoto nedensellik testi sınaması için $[k + d_{max}]$ dereceden VAR modeli tahmin edilmiştir. "k" optimum gecikme uzunluğunu ifade eder. Gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri, Schwarz Bilgi Kriteri ve Hannan-Quinn Bilgi Kriterine göre daha önce de ifade edildiği gibi 3 olarak belirlenmişti, " d_{max} " ise maksimum koentegre vektör sayısını ifade edip, Johansen koentegrasyon yöntemine göre " $d_{max} = 0$ "dır. Test sonuçları Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6: Toda-Yamamoto Nedensellik Test Sonuçları

Ho	Gecikme Uzunluğu	X ² İstatistiği	Olasılık Değeri
lexp ≠>> lgdp	$k + d_{max} = 3$	10.66	0.013
lexp ≠>> limp	$k + d_{max} = 3$	5.68	0.127
limp ≠>> lgdp	$k + d_{max} = 3$	18.98	0.000
limp ≠>> lexp	$k + d_{max} = 3$	7.32	0.062
lgdp ≠>> lexp	$k + d_{max} = 3$	11.21	0.010
lgdp ≠>> limp	$k + d_{max} = 3$	19.19	0.000

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Toda-Yamamoto nedensellik test sonuçlarına göre reel ihracatla reel GSYİH arasında çift yönlü nedensel ilişki tespit edilmiştir. Bu nedensellik ilişkisi 2003:Q1 ve 2015:Q1 dönemleri arasında ihracata dayalı büyüme hipotezinin Türkiye için geçerli olduğunu ifade etmektedir. Bunun yanında reel ithalatla, reel GSYİH arasında da çift yönlü nedensellik, reel ithalattan, reel ihracata doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi söz konusudur. İthalattan ihracata ve GSYİH'ya doğru nedensellik şöyle açıklanabilir; Ekonomi bakanlığının “İthalatın Değerlendirilmesi Raporu” na göre Türkiye’de ihraç edilen malların içeriğinin %43’ü ithal edilen girdilerden oluşmaktadır (Tüylüoğlu, 2012). Türkiye’nin ihracat yapmadan önce ithalat yapma zorunluluğu, nedenselliğin yönünün ithalattan ihracata doğru olmasına neden olmaktadır. İthalat ile GSYİH’ya arasındaki nedensel ilişkisi de bu amaçla açıklanabilir. Türkiye’nin üretim yapısında, ithal girdiler önemli bir konuma sahiptir. Türkiye’deki üretimin ne kadar dışa bağımlı olduğunu göz önüne sermek üzere, Grafik 1 oluşturulmuştur.



Grafik 1: 2014 Yılı Ana Mal Grupları İtibarıyla İthalatın Dağılımı

Kaynak: TCMB, <http://evds.tcmb.gov.tr/> (Erişim Tarihi: 20.02.2015)

Grafikte görüleceği üzere Türkiye ekonomisinin ithalatı ağırlıklı olarak ara malı (%73.15) ve sermaye malından (%14.86) oluşmaktadır. İthalat hacmindeki artış, yurtiçi toplam talep ve ihracat girdi talebi artışından kaynaklanmaktadır. İthalat, ihracat için gerekli girdileri sağlayıp ihracatı dolayısıyla reel GSYİH’yı arttıracak (yukarıda reel ihracatın reel GSYİH’nın nedeni olduğu açıklanmıştı), bunun yanında, ithalat, yurtiçi üretim için gerekli girdileri sağlayarak çıktı artışına katkıda bulunacaktır. Türkiye’de ihraç edilen malların %43’ünün ithal edilen girdilerden oluştuğu ve yurtiçi üretimde ithal girdilerin payı (%57) dikkate alındığında ithalatın, ihracat ve ekonomik büyümenin dinamiği olduğunu, Türkiye’de ihracat ve ekonomik büyüme performansında ithalatın önemli bir faktör olduğunu ortaya koymaktadır (Gerni, vd., 2008, 17).

4.4. Uzun Dönemli Katsayılar Tahmin Sonuçları

Logaritmaları alınmış reel GSYİH, reel ihracat ve reel ithalat serileri arasında uzun dönemli bir ilişkinin tespit edilmesinden ve değişkenler arasındaki

nedenselliğin yönünün belirlenmesinden sonra değişkenler arasındaki koentege vektörün tahmin sorunu ortaya çıkmaktadır. Uzun dönemli katsayıların sıradan en küçük kareler metoduyla tahmin edilmesi otokorelasyon ve içsellik sorunlarından dolayı yanlı sonuçlara neden olmaktadır. Çalışmanın bu kısmında, değişkenler arasındaki uzun dönemli katsayıların tahmini üç farklı yöntemle yapılacaktır. Bu yöntemler; Phillips ve Hansen (1990) tarafından önerilen “Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (FMOLS)”, Park (1992) tarafından geliştirilen “Kanonik Koentegegrasyon Regresyonunu (CCR)” ve Saikkonen (1992) ile Stock ve Watson (1993) tarafından geliştirilen “Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi (DOLS)”dir. Bu yöntemler bağımsız değişkenler ile hata terimi arasındaki içsellik ilişkisinin yanında, hata terimleri arasındaki otokorelasyon sorununu da dikkate almaktadır. Bu üç yöntem bahsedilen yönleriyle sıradan en küçük kareler tahmin yönteminden üstündür. Uzun dönemli katsayılar tahmin sonuçları Tablo 7’de sunulmuştur.

Tablo 7: Uzun Dönemli Katsayılar Tahmin Sonuçları

Model: $lgdp_i = a_0 + a_1 lexp_i + a_2 limp_i + u_i$						
FMOLS		CCR		DOLS		
Bağımsız Değişkenler	Uzun Dönemli Katsayı	Olasılık Değeri	Uzun Dönemli Katsayı	Olasılık Değeri	Uzun Dönemli Katsayı	Olasılık Değeri
<i>lexp</i>	1.5195 (3.19)	0.0026	1.5552 (2.88)	0.0059	1.3171 (2.48)	0.0169
<i>limp</i>	0.2841 (0.58)	0.5597	0.2381 (0.44)	0.6583	0.4304 (0.81)	0.4204
a_0	-11.045 (- 3.94)	0.0003	-10.853 (-4.11)	0.0002	-10.166 (- 3.85)	0.0004

*Parantez içindeki değerler t-istatistik değerlerini göstermektedir. FMOLS ve CCR’de uzun dönemli kovaryans tahmininde bant genişliği ve gecikme uzunluğu Newey-West otomatik metodu kullanılmıştır. DOLS’de uzun dönemli kovaryans tahmininde Newey-West bant genişliği kullanılmış ve öncül-gecikme uzunlukları Schwarz bilgi kriterine maksimum 3 olarak alınmıştır. Schwarz bilgi kriterine göre öncül ve gecikme sayıları “0”dır.

Kaynak: Eviews 8 programı kullanılarak oluşturulmuştur.

Tablo 7’deki model tam logaritmik formda kurulduğu için reel ihracat (*lexp*) ve reel ithalat (*limp*) değişkenlerinin katsayıları (a_1, a_2), reel GSYİH’nın bu değişkenlere olan esnekliğini gösterir. Tablodaki katsayılar incelendiğinde, reel ithalat (*limp*) değişkeni dışındaki katsayıların (*lexp* ve a_0) %5 önem seviyesi dikkate alındığında anlamlı olduğu anlaşılmaktadır. FMOLS yöntemine göre uzun dönemde reel ihracatta meydana gelen %1’lik bir artış reel GSYİH’yı %1.5195 oranında arttırmaktadır. Tablodaki CCR değerlerine ve DOLS değerlerine sırasıyla bakıldığında ise reel ihracatta meydana gelen %1’lik bir artış reel GSYİH’yı %1.5552 ve 1.3171 oranında arttırmaktadır. Elde edilen bu CCR ve DOLS değerleri, FMOLS’daki değere (1.5195) yakındır. Uzun dönemde reel ihracatın reel GSYİH üzerinde önemli bir etkisinin olduğu FMOLS, CCR ve

DOLS yöntemlerine göre kanıtlanmaktadır. Bu bulgular, Türkiye için uzun dönemde “İhracata Dayalı Büyüme Hipotezi”nin geçerli olduğunu ispatlamaktadır. Başka bir ifadeyle FMOLS, CCR ve DOLS yöntemlerine göre ihracat ekonomik büyümenin önemli bir belirleyicisidir.

5. Sonuç ve Öneri

Çalışmada ihracata dayalı büyüme hipotezinin Türkiye ekonomisi için geçerliliği 2003:Q1-2015:Q1 verileri kullanılarak test edilmiştir. Hipotez, reel ihracattan reel GSYİH'ya doğru bir nedensellik ilişkisi olduğunu iddia etmektedir. Hipotezin sınanması için öncelikle birim kök testleri (Augmented Dickey-Fuller; Phillips-Perron; Zivot-Andrews) ve koentegrasyon testleri (Johansen; Gregory-Hansen) uygulanmıştır. Sonrasında ise, Toda-Yamamoto nedensellik testi ve uzun dönemli katsayılar tahmini için Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler Yöntemi (FMOLS), “Kanonik Koentegrasyon Regresyonu (CCR)” ve “Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi (DOLS)” uygulanmıştır.

Reel ihracat, reel ithalat ve reel GSYİH'ya serileri arasındaki uzun dönemli ilişkinin tespitine yönelik yapılan Johansen koentegrasyon testine göre değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki tespit edilmezken, yapısal kırılmaları dikkate alan Gregory-Hansen koentegrasyon test sonuçlarına (Tablo 5 dikkate alındığında) göre %1 önem seviyesinde uzun dönemli bir ilişki söz konusudur. Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisi Toda-Yamamoto testiyle incelendiğinde, reel ihracat ile reel GSYİH arasında çift yönlü nedensellik tespit edilmiştir. Bu bulgu Türkiye için ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerli olduğunu ispatlamaktadır. Çalışmanın ana hipotezinin bu ispatının yanında elde edilen diğer bir bulgu ise, Türkiye’de reel ithalattan, reel ihracat ile reel GSYİH'ya doğru nedensellik ilişkisinin varlığıdır. Bu tespit Türkiye’de ihracatın ithalata bağımlı olduğunu gösterdiği gibi, büyümenin de söz konusu değişkenlerden (ithalat ve ihracat) etkilendiği anlamına gelmektedir.

Çalışmada son olarak, Türkiye ekonomisi ile ilgili politika önerileri yapabilmek için değişkenler arasındaki uzun dönem katsayılar tahminine olanak veren FMOLS, CCR ve DOLS yöntemleri uygulanmıştır. FMOLS yöntemine göre, uzun dönemde reel ihracatta meydana gelen %1’lik bir artış reel GSYİH’yı %1.5195 oranında arttırırken; CCR yöntemine ve DOLS yöntemine göre sırasıyla reel ihracatta meydana gelen %1’lik bir artış reel GSYİH’yı %1.5552 ve 1.3171 oranında arttırmaktadır. Her üç yöntem de uzun dönemde reel ihracatın reel GSYİH üzerinde önemli etkisinin olduğu bulgusuna ulaşılmasını sağlamıştır.

Çalışmada ulaşılan bulgular, Türkiye için yapılan bazı çalışmalarla kıyaslandığında; Demirhan (2005), Özer ve Erdoğan (2006), Taban ve Aktar (2008), Bilgin ve Şahbaz (2009), Şimşek ve Kadılar (2010), Traşoğlu (2012), Özcan ve Özçelebi (2013) gibi araştırmalar da hipotezi destekleyen sonuçlar elde ederken, Şimşek (2002) ve Aktaş (2009) ise desteklemeyen sonuçlar elde

etmektedir. Anılan araştırmaların benzer ya da farklı bulgular elde etmesine rağmen, çalışmalarda uzun dönemli katsayılar tahminleri yapılmadığı için ihracatın büyüme üzerindeki uzun dönemli etkisi ortaya koyulamamıştır. Yapılan çalışmanın bu eksikliği kapatmaya katkısı olmaktadır.

Çalışmada elde edilen bulgular neticesinde, Türkiye ekonomisinin büyümesinin, ihracattan etkilendiği hipotezinin doğruluğu göz önüne alınarak, ekonomi yönetiminin uygulayacağı dış ticaret politikalarının büyümeyi de etkileyeceği anlaşılmaktadır. Bu noktada ihracat teşvik politikalarının önemi dikkate alınmalıdır. Ayrıca, daha önce ifade edildiği üzere Türkiye ekonomisinin üretim yapısının, ithalata bağımlılığı göz önüne alındığında, ekonominin ithal girdi kullandıktan sonra bu girdiği işleyip ihraç malına dönüştürdüğü bilinmektedir. Dolayısıyla sadece ihracatı değiştirici politikalar değil ithalatı değiştirici politikaların da ekonomik büyümeyi etkileyeceği düşünülerek, dış ticaret politikalarının dikkatle belirlenmesi gereklidir.

Kaynakça

- Acaravci, A. ve Öztürk, I. (2012). Foreign direct investment, export and economic growth: Empirical evidence from new EU countries. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 15(2), 52-67.
- Ağayev, S. (2011). İhracat ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: 12 Geçiş Ekonomisi Örneğinde Panel Eşitlik ve Panel Nedensellik Analizleri, *Ege Akademik Bakış*, 11(2), 241-254.
- Aktaş, C. (2009). Türkiye'nin İhracat, İthalat ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik Analizi. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 18(2), 35-47.
- Al Mamun, K.A. ve Nath, H.K. (2005). Export-led growth in Bangladesh: a time series analysis. *Applied Economics Letters*, 12(6), 361-364.
- Awokuse, T.O. (2003) Is The Export-Led Growth Hypothesis Valid For Canada?, *Canadian Journal of Economics*, 36, 126-36.
- Awokuse, T.O. (2005), Export-Led Growth and the Japanese Economy: Evidence from VAR and Directed Acyclic Graphs. *Applied Economics Letters*, 12(14), 849-858.
- Balassa, B. (1978). Export Incentives and Export Performance in Developing Countries: A Comparative Analysis. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 114(1), 24-61.
- Balassa, B. (1978). Exports and Economic Growth: Further Evidence. *Journal of development Economics*, 5(2), 181-189.
- Balassa, B. (1984). Adjustment Policies in Developing Countries: A Reassessment. *World Development*, 12(9), 955-972.

- Balassa, B. (1985). Exports, Policy Choices, and Economic Growth in Developing Countries After the 1973 Oil Shock. *Journal of Development Economics*, 18(1), 23-35.
- Berke, B. (2012), Döviz Kuru ve İMKB100 Endeksi İlişkisi: Yeni Bir Test. *Maliye Dergisi*. 163, 243-257.
- Bilgin, C. ve Sahbaz, A. (2009). Türkiye’de Büyüme ve İhracat Arasındaki Nedensellik İlişkileri. *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(1), 177-198.
- Demirhan, E. (2005). Büyüme ve İhracat Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği. *Ankara Üniversitesi SBE Dergisi*, 60(4), 75-88.
- Dickey, D.A. ve Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- Emery, R.F. (1967). The Relation of Exports and Economic Growth. *Kyklos*, 20(4), 470-486.
- EvIEWS 8 Users Guide II. (2013) Ihs Global Inc. California.
- Gerni, C., Emsen, Ö.S. ve Değer, M.K. (2008). İthalata Dayalı İhracat ve Ekonomik Büyüme: 1980-2006 Türkiye Deneyimi. *Ulusal İktisat Kongresi*, DEÜ İİBF İktisat Bölümü 20-22 Şubat 2008, İzmir-Türkiye, http://www.deu.edu.tr/userweb/iibf_kongre/dosyalar/deger.pdf (Erişim Tarihi: 20/02/2015).
- Giles, J.A. ve Williams, C.L. (2000). Export-Led Growth: A Survey of the Empirical Literature and Some Non-Causality Results. Part 1. *Journal of International Trade & Economic Development*, 9(3), 261-337.
- Gregory, A.W. ve Hansen, B.E. (1996). Residual-Based Tests for Cointegration in Models With Regime Shifts. *Journal of econometrics*, 70(1), 99-126.
- Gül, E. ve Kamacı, A. (2012). Dış Ticaretin Büyüme Üzerine Etkileri: Bir Panel Veri Analizi. *Uluslararası Alanya İşletme Fakültesi Dergisi*, 4(3), 81-91.
- Henriques, I. ve Sadorsky, P. (1996). Export-Led Growth or Growth-Driven Exports? The Canadian Case. *Canadian Journal of Economics*, 540-555.
- Hsiao, M.W. (1987). Tests of Causality and Exogeneity Between Exports and Economic Growth: The Case of Asian NICs. *Journal of Economic Development*, 12(2), 143-159.
- Jin, J.C. (2000). Openness and Growth: An Interpretation of Empirical Evidence from East Asian Countries. *Journal of International Trade & Economic Development*, 9(1), 5-17.

- 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, 169–210.
- Konya, L. (2004). Export-Led Growth, Growth-Driven Export, Both or None? Granger Causality Analysis on OECD Countries, *Applied Econometrics and International Development*, 4(1), 73-94.
- Kravis, I.B. (1970). Trade as a Handmaiden of Growth: Similarities Between the Nineteenth and Twentieth Centuries. *The Economic Journal*, 850-872.
- Küçükaksoy, İ. (2011). Adam Smith's Conceptual Contributions to International Economics: Based on The Wealth of Nations. *Business and Economic Horizons*, 4, 108-119.
- Küçükaksoy, İ. ve Çifçi, İ. (2014). Dış Ticaret Hadlerinin Dış Ticaret Dengesine Etkisi: Harberger-Laursen-Metzler Hipotezinin Türkiye Uygulaması. *Optimum Ekonomi ve Yönetim Bilimleri Dergisi*, 1(2), 103-129.
- Lopez, R.A. (2005). Trade and Growth: Reconciling the Macroeconomic and Microeconomic Evidence. *Journal of Economic Surveys*, 19(4), 623-648.
- Lucas, R.E. (1988). On the Mechanics of the Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Marin, D. (1992). Is The Export-Led Growth Hypothesis Valid for Industrialized Countries?. *The Review of Economics and Statistics*, 74(4), 678-688.
- Nazlıoğlu, Ş. (2010). *Makro İktisat Politikalarının Tarım Sektörü Üzerine Etkileri: Gelişmiş ve Gelişmekte Olan Ülkeler İçin Bir Karşılaştırma*. Yayınlanmamış Doktora Tezi, Kayseri: Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Newey, W.K. ve West, K.D. (1986), A Simple Positive Semi Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55, 1-12.
- Önel, G. (2004). *Türkiye'de Dış Borçların Sürdürülebilirliği*. Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, İzmir: DEU Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Özcan, B. ve Özçelebi, O. (2013). İhracata Dayalı Büyüme Hipotezi Türkiye İçin Geçerli Mi?, *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 20(1), 1-14.
- Özer, M. (1999) *Finansal Krizler, Piyasa Başarısızlıkları ve Finansal İstikrarı Sağlamaya Yönelik Politikalar*. Eskişehir: Anadolu Üniversitesi Yayınları.
- Özer, M. ve Erdoğan, L. (2006). Türkiye'de İhracat, İthalat ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkilerin Zaman Serisi Analizi. *Ekonomik Yaklaşım*, 17(60-61), 93-110.

- Park, J.Y. (1992). Canonical Cointegrating Regressions. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 119-143.
- Paul, B.P. (2011). Revisiting Export-Led Growth for Bangladesh: A Synthesis of Cointegration and Innovation Accounting. *International Journal of Economics and Finance*, 3(6), 3-15.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57(6), 1361-1401.
- Phillips, P.C. ve Hansen, B.E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes. *The Review of Economic Studies*, 57, 99-125.
- Phillips, P.C. ve Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Riezman, R.G., Whiteman, C.H. ve Summers, P.M. (1996). The Engine of Growth or Its Handmaiden?. *Empirical Economics*, 21, 77-110.
- Romer, P.M. (1986). Increasing Returns and Long-Run Growth. *The Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.
- Saikkonen, P. (1992). Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation. *Econometric Theory*, 8(1), 1-27.
- Seyidođlu, H. (2009). *Uluslararası İktisat*. 17. Baskı, İstanbul: Gizem Can Yayınları.
- Sönmez, M. (2002). *100 Göstergede Kriz ve Yoksullaşma*. İstanbul: İletişim Yayınları.
- Stock, J.H. ve Watson, M.W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 783-820.
- Şimşek, M. (2003). İhracata Dayalı-Büyüme Hipotezinin Türkiye Ekonomisi Verileri ile Analizi, 1960–2002. *D.E.Ü. İ.İ.B.F. Dergisi*, 18(3), 43-63.
- Şimşek, M. ve Kadılar, C. (2010). Türkiye’de Beşeri Sermaye, İhracat ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Nedensellik Analizi. *C.U. İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(1), 115-140.
- Taban, S. ve Aktar, I. (2008). An Empirical Examination of The Export-Led Growth Hypothesis in Turkey. *Journal of Yaşar University*, 3(11), 1535-1551.
- Tarı, R. (2014). *Ekonometri*. 9. Baskı, Kocaeli: Umuttepe Yayınları.
- Tasos, S. (2014), Dynamic Relationship Between Growth, Foreign Direct Investment and Exports in the US: An Approach with Structural Breaks. *The IUP Journal of Applied Economics*, 8(2), 1-15.

- Tıraşoğlu, M. (2012). Türkiye Ekonomisi'nde İhracata Dayalı Büyüme Hipotezinin Yapısal Kırılmalı Birim Kök ve Eşbütünleşme Testleri ile İncelenmesi. *İktisat Fakültesi Mecmuası*, 62(2), 373-396.
- Toda, H.Y. ve Yamamoto, T. (1995). Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes. *Journal of Econometrics*, 66(1), 225-250.
- Todaro, M. P. (2000). *Economic Development*. Seventh Edition, Addison-Wesley Publications.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası-TCMB (2015). Dış Ticaret Geniş Ekonomik Kategorileri Sınıflamasına Göre. Elektronik Veri Dağıtım Sistemi, <http://evds.tcmb.gov.tr/> (Erişim Tarihi: 20/02/2015).
- Türkiye İstatistik Kurumu-TÜİK (2015). Mevsim ve Takvim Etkilerinden Arındırılmış Verilerin Yorumlanmasına ve Üretim Sürecine İlişkin Kamuoyu Duyurusu http://www.tuik.gov.tr/basinOdasi/duyuru/26mevsim%20ve%20takvim%20etkileri_uyuru.pdf (Erişim Tarihi: 20/02/2015).
- Tüylüoğlu, Ş. (2012). *İthalat Bağımlılığı*. Ankara Strateji Enstitüsü, <http://www.ankarastrateji.org/yazar/prof-dr-sevket-tuyluoglu/ithalata-bagimlilik/> (Erişim Tarihi: 20/02/2015).
- Tyler, W.G. (1981). Growth and Export Expansion in Developing Countries: Some Empirical Evidence. *Journal of Development Economics*, 9(1), 121-130.
- Yavuz, N.Ç. (2005). Türkiye'de Kamu Harcamalarının Özel Sektör Yatırım Harcamalarını Dışlama Etkisinin Testi. *Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi*, 10(1), 269-284.
- Yılcı, V. ve Özcan, B. (2010). Yapısal Kırılmalar Altında Türkiye için Savunma Harcamaları ile GSMH Arasındaki İlişkinin Analizi. *C.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 11(1), 21-33.
- Zivot, E. ve Andrews, D.W.K. (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.

Notlar

Not 1. Veri setinin 2003 yılından başlamasının nedeni, Türkiye'deki 2001 ekonomik krizin olumsuz etkilerinin 2003 yılında azalmaya başlamasıdır. Zira, Özer (1999, 44) ve Sönmez (2002, 19) çalışmalarında gelişmekte olan ülkelerde ortaya çıkan ekonomik krizlerin olumsuz etkilerinin, ortalama 2,6 yıl sonra yok olduğunu belirtmişlerdir.

Not 2. Literatürde Model C/S (rejim değişikliği)'nin diğer modellere göre daha tercih edilebilir olduğu kabul edilmektedir.