



TÜRKİYE'DE İTHALAT VE İHRACATIN EKONOMİK BÜYÜME ÜZERİNDEKİ ETKİLERİNİN EKONOMETRİK ANALİZİ (1980-2016)

Hüseyin USLU*

Özet

Bu çalışma, 1980–2016 dönemi yıllık veriler kullanarak Türkiye’de İthalat, ihracat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi zaman serilerindeki gelişmeler dikkate alınarak analiz edilmiştir. Çalışmada öncelikle Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF, Augmented Dickey Fuller), DF(Dickey Fuller) ve PP (Phillip Perron) tarafından geliştirilen birim kök testleri kullanılarak serilerin durağanlığı test edilmiştir. Gerçekleştirilen analizler sonucunda, durağan dışı değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını incelemek için ise Johansen Eş-Bütünleşme(ko-entegrasyon) ile değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadıkları test edilmiş ardından VAR(Vektör Otoregresif Model)ile uygun gecikme testip edilerek VAR(4) modeli kurulmuş ardından Hata Düzeltme Modeli (VEC) uygulanmıştır.

Sonuç olarak, hem maksimum öz-değer (λ_{max}) hem de iz (λ_i) test istatistiklerine göre değişkenler arasında herhangi bir eş-bütünleşme vektörünün olmadığını belirten sıfır (H_0) hipotezi red edilmektedir. Dolayısıyla İthalat, İhracat ve GSYH değişkenleri arasında kooentegrasyon ilişkisinin bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Johansen eş-bütünleşme(ko-entegrasyon) yaklaşımında ithalat, ihracat ve Ekonomik büyüme değişkenleri eş-bütünleşik bulunmuştur. Yani değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı söz konusudur.

Anahtar Kelimeler: Ekonomik Büyüme, Türkiye’de İthalat ve İhracat, Zaman Serileri

ECONOMETRIC ANALYSIS OF THE EFFECTS OF IMPORTS AND EXPORTS ON ECONOMIC GROWTH IN TURKEY (1980-2016)

Abstract

This study has been analyzed by considering the developments in relation time series between import, export and economic growth in Turkey using 1980-2016 annual data. In the study, the stability of the series was first tested using the unit root tests developed by the Extended Dickey-Fuller (ADF, Augmented Dickey Fuller), DF (Dickey Fuller) and PP (Phillip Perron). In order to examine whether there is a long-run relationship between the out-of-stay variables and the Johansen cointegration, it is tested whether or not the variables are cointegrated and then the VAR (4) model is tested by testing the appropriate delay with VAR (Vector Autoregressive Model) And then Error Correction Model (VEC) was applied.

As a result, the zero (H_0) hypothesis is rejected, indicating that there is no cointegration vector between the variables according to the maximum self-worth (λ_{max}) and trace (λ_i) test statistics. Therefore, the result of the coeegration relation between the variables of Import, Export and GSYH is reached. Johansen's cointegration approach found that the variables of import, export and economic growth are co-integrated. That is, there is a long-term relationship between variables.

Keywords: Economic Growth, Import and Export in Turkey, Time Series

* Yüksek Lisan Öğrencisi



GİRİŞ

1980’li yıllar Türkiye ekonomisi ve dış ticaret politikasında önemli bir dönüm noktası olmuştur. Ekonominin dışa açıldığı dönemin başlangıcı olarak kabul edilen bu dönüşümün ardından, dış ticaret açığı Türkiye ekonomisi açısından önemli sorunlarından biri haline gelmiştir.

Ekonominin üretim ve tüketim yapısına bağlı olarak ortaya çıkan gelişmeler, 1980 sonrası dönemde sürekli olarak ihracatın ithalatımızdan daha az olmasına, bu durumun da ülke ekonomisinde sürekli bir cari açık baskısı yaratmasına neden olmuştur. Tüm bu sorunlar neticesinde, Türkiye ekonomisinde yaşanmaya başlayan dış ödemeler sorunlarının çözümü için 24 Ocak 1980 Kararları olarak bilinen ekonomik istikrar politikaları uygulanmaya başlanmıştır. Bu kararlar ile birlikte Türkiye, ithal ikameci büyüme stratejisini terk ederek, İhracata dayalı büyüme stratejisini benimsemiştir.

Uygulanan liberal politikalar sayesinde dış ticaret hacmimizde önemli derecede artış yaşandığı söylenebilir. Neticesinde, Tablo 1’de de görüldüğü üzere, 1980 yılında ihracatımız 2.910 milyar dolar civarında iken 2016 yılı sonu itibariyle bu rakam 142.606 milyar dolar düzeyine ulaşmıştır. Ancak ihracatımızda görülen bu önemli artışın yanında ithalat rakamları da ciddi şekilde artmış 1980 yılında 7.909 milyar dolar olan ithalat 2016 yılı sonu itibariyle 198.601 milyar dolar seviyesine ulaşmıştır. Bu nokta da dış ticaret hacmimizin her geçen gün artması sevindirici bir durum olmakla birlikte ihracatın ithalatı karşılama oranı azalmış ve ithalata bağımlılık oranı artarak 2006 yılında en yüksek seviyeye yükselmiştir. Bu bağlamda artan dış ticaret açığı beraberinde cari açığın artmasında etken olmuş dolayısıyla ekonomimizde önümüzdeki yıllar açısından ciddi risklerin oluşmasına neden olacağı söylenebilir.

Bu çalışmada, 1980-2016 dönemi yıllık veriler kullanarak İthalat, ihracat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki Türkiye özelinde irdelenecektir. Çalışmanın birinci bölümünde ithalat, ihracat ve ekonomik büyüme konusunda yapılmış ampirik çalışmalara yer verilmekte, ikinci bölümde 1980-2016 dönemi içinde Türkiye’nin dış ticaretinde yaşanan gelişmeler doğrultusunda, ülkemizin ithalata bağımlılık oranı değerlendirilmektedir. üçüncü bölümde uygulama kısmına yer verilerek Türkiye’de ithalat, ihracat ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki Johansen eşbütünleme (koentegrasyon) ve hata düzeltme yöntemleriyle araştırılmaktadır. Sonuç kısmında ise araştırmada elde edilen bulgular değerlendirilmektedir.

1. LİTERATÜRDE İHRACAT, İTHALAT VE BÜYÜME İLİŞKİSİ

Literatürde ithalat, ihracat ve ekonomik büyüme ilişkisini inceleyen birçok çalışma mevcuttur. İlk çalışmalar ithalat, ihracat ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkileri korelasyon analiziyle incelerken, koentegrasyon ve nedensellik sınamalarının gelişmesiyle yeni yöntemler hipotezin testi için uygulama alanı bulmuştur. İthalat, İhracat ve Büyüme Konusunda yapılan çalışmalardan hareketle Tablo 1’de ampirik literatür özetine yer verilmiştir.



Tablo 1: İhracat, İthalat ve Büyüme İlişkisi: Ampirik Literatür Özeti

Yazar ve Araştırma Dönemi	Değişkenler ve İlişki	Yöntem	Elde Edilen Sonuç
Aktaş (2009), (1996-2006)	İhracat, İthalat, Ekonomik Büyüme	Eşbütünleşme Testi	Çalışmada kısa dönemde ihracat, ithalat ve ekonomik büyüme arasında iki yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Uzun dönemde, ihracattan ithalata, ithalattan ihracata, büyümeden ihracata ve büyümeden ithalata doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisine rastlanmıştır. İthalat ve ihracattan büyümeye doğru herhangi bir nedensellik ilişkisine ulaşılamamıştır.
Li Zhu (2004), (1978-2001)	Dış ticaret ve Ekonomik Büyüme İlişkisi	Zaman Serisi, Eş-bütünleşme ve Nedensellik Analizleri	Çalışmada, Uzun dönemde dış ticaret ile büyüme arasında Eş-bütünleşik bir ilişki tespit edilmiştir. Kısa dönemde ise ihracat ile GSYİH ve ihracat ve ithalat arasında karşılıklı etkileşimler söz konusudur.
Akbulut(2009), (1980-2006)	İhracat sektör oranları ve ekonomik büyüme	Granger Nedensellik Testi	Ekonomik büyüme ile sektörlerin ihracatları arasında bir nedensellik ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.
Yao (2006), (1978-2000)	İhracatın ve Doğrudan Yatırımların Büyüme Üzerine Etkisi	Dinamik Panel Veri Analizi	Çalışmada elde edilen bulgulara göre, İhracat ve doğrudan yatırımlar ekonomik büyümeyi pozitif etkilemektedir.
Takım (2010), (1975-2008)	İhracat ve ekonomik büyüme	Granger Nedensellik Testi	GSYH'dan ihracata doğru tek yönlü nedensellik söz konusudur. İhracat artışının büyümedeki artışı desteklemediği tespit edilmiştir.
Cheng (2007), (1979-2004)	Dış ticaret ile Ekonomik Büyüme İlişkisi	Zaman Serisi Eşbütünleşme ve Nedensellik Analizleri	Uzun dönemde dış ticaret ve büyüme arasında eşbütünleşik bir ilişki tespit edilmiştir. İhracat ve büyüme arasında iki yönlü nedenselliğin yanında büyümeden ithalata doğru tek yönlü nedensellik vardır..
Değer ve Genç (2010), (1980-2007)	İhracatta ülke çeşitliliği ile ihracat, hasıla	TodaYamamoto Nedensellik Testi	İhracatta ülke çeşitlenmesi ile toplam ihracat ve GDP arasında çift yönlü ve istatistiki olarak anlamlı ilişkiler bulunmuştur.
Şimşek ve Kadılar (2010), (1960-2004)	Beşeri sermaye birikimi, ihracat ve ekonomik büyüme	Eşbütünleşme testi	Uzun dönemde ihracattaki artış ve beşeri sermaye birikiminin, uzun dönemli ekonomik büyümeyi desteklemektedir. Bu sonuçlar, beşeri sermayeye yapılan yatırımların ekonomik büyümeyi desteklediğini ve ihracattaki artışların da yine ekonomik büyümede artışlara yol açacağını öne süren ihracata dayalı büyüme hipotezini ve içsel büyüme teorisini desteklemektedir.
Sun ve Heshmati (2010), (2002-2007)	Dış Ticaretin Büyüme Üzerine Etkisi	Panel Veri Analizi	Yüksek teknoloji ihracatının ekonomik büyümeyi olumlu etkilediği sonucuna ulaşılmıştır

Tablo 1: İhracat, İthalat ve Büyüme İlişkisi: Ampirik Literatür Özeti(Devam)

Kurt ve Berber (2008) (1989-2003)	Dışa açıklık ve Ekonomik Büyüme	VAR ve varyans ayrıştırması	Dışa açıklık ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görüşüne varılmıştır. Nitekim, Büyüme ve ithalat arasında çift yönlü, ithalattan ihracata ve ihracattan büyümeye doğru tek yönlü nedensellik ilişkisinin olduğu sonucuna varılmıştır. Bunlardan hareketle çalışmada elde edilen temel sonuç, dışa açıklığın ekonomik büyümeyi arttıracığı hipotezini desteklemektedir.
Tuncer (2002) (1980-2000)	İhracat, İthalat, Yatırımlar ve GSYİH	Granger Nedensellik Testi	Granger nedensellik yöntemine göre ihracattan GSYİH'ya doğru bir nedensellik ilişkisine rastlanmamış Fakat; GSYİH'den ihracata doğru güçlü bir nedensellik ilişkisi bulunmuştur. Sonuç, İthalat ve GSYİH arasında iki yönlü ve güçlü ilişki bulunmuştur.
Lei ve Chen (2012), (1987-2010)	İhracat ve Yabancı Yatırımlar ile Büyüme ilişkisi	Panel Veri Nedensellik Analizleri	Çalışmada, İhracat ve büyüme arasında nedensel ilişkiler varlığı mevcuttur. Çin'in merkezi ve batı bölgelerinde yer alan 19 ilde bireysel olarak ihracattan büyümeye doğru tek yönlü nedensel ilişkiler olduğu sonucuna ulaşılmıştır.



AKADEMİK BAKIŞ DERGİSİ

Sayı: 64 Kasım – Aralık 2017

Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler E-Dergisi

ISSN:1694-528X Calal-Abad Uluslararası Üniversitesi,

Türk Dünyası Kırgız – Türk Sosyal Bilimler Enstitüsü

Calal-Abad – KIRGIZİSTAN

<http://www.akademikbakis.org>



Künye (2014), (2004-2012)	Kalkınma Ajansları Ekonomik Gelişme İlişkisi	Panel Veri Analizi	Çalışmada, Kalkınma ajansları ve ekonomik gelişme ilişkisi incelenmiş ve Bölgesel Düzeyde Dışa Açıklık Oranının Ekonomik Gelişmeyi Olumlu Etkilediği Sonucuna Ulaşılmıştır.
Uzay (2000), (1964-1994)	İhracat, Ekonomik büyüme	Nedensellik testi	İhracat artışının büyüme üzerinde anlamlı bir etkisinin bulunmadığı sonucuna ulaşılmış ve Türkiye’de büyümeyi belirleyen en önemli faktörün sermaye birikimi olduğu sonucuna ulaşılmıştır.
Ramdhan (2014), (1995-2008)	İthalat, İhracat ve Ekonomik Büyüme	Panel Veri Regresyon Analizleri	Elde edilen bulgulardan hareketle çalışmada, yapılan bütün tahminlerde ithalat ve ihracat, ekonomik büyümeyi olumlu etkilemektedir.
Emiroğlu (2012), (1980-2010)	İhracat, İthalat, Ekonomik Büyüme	Nedensellik testi	İthalattan büyüme doğru tek yönlü bir nedenselliğin olduğu, ihracattan büyüme doğru nedenselliğin olmadığı tespit edilmiştir.
Korgun ve Kumro (2015), (2000- 2012)	Ekonomik Kalkınma, Ticaret ve Coğrafya İlişkileri	Panel Regresyon Analizleri	Ekonomik kalkınma, Ticaret ve coğrafya ilişkisinin Panel Regresyon Analizi ile yapılan Analize göre sonuç, İhracat ve ithalat, bölgesel ekonomik kalkınmada olumlu etkilere sahiptir.
Saraç, Kuzu, Varol ve Bozer (2010), (1998-2009)	İhracat, İthalat, Ekonomik Büyüme	Granger Nedensellik Testi	İhracattan ekonomik büyüme doğru bir nedensellik ilişkisi olmadığı, sadece ithalattan ekonomik büyüme doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Bu sonuç ilgili dönemde Türkiye’de ihracata yönelik sanayileşme stratejisinin geçerli olmadığını, tam tersine ekonomik büyüme sürecinin ithalata bağımlı bir şekilde ilendiğini göstermektedir.
Henriques ve Sadorsky (1996), (1870-1991)	İhracat, Ekonomik Büyüme	Granger Nedensellik Testi	Kanada ekonomisinin ele alındığı çalışmada elde edilen bulgulardan hareketle şu sonuca ulaşılmıştır. Sonuç, Kanada ekonomisi için ihracata dayalı büyüme hipotezinin geçerli olmadığı yönündedir
Awokuse (2003), (1961-2000)	İhracat, Ekonomik Büyüme	Vektör Hata Düzelme Modeli ve Toda Yamamoto nedensellik testi	Çalışmada, ihracat ile ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensel ilişki tespit edilmiştir
Tasos (2014), (1975-2010)	İhracat, Ekonomik Büyüme ve Doğrudan yabancı yatırımlar	Johansen koentegrasyon yöntemi ve Granger nedensellik Testi	Çalışmada, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı tespit edilmiş ve ihracattan ekonomik büyüme doğru nedensellik ilişkisi bulunmuştur.
Demirhan (2005), (1990-2004)	İhracat, Ekonomik Büyüme	Vektör Hata Düzelme Modeli	Çalışmada elde edilen bulgulara göre; Sonuç, İhracattan ekonomik büyüme doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir



2. TÜRKİYE’NİN DIŞ TİCARETİNDE YAŞANAN GELİŞMELER

Tablo 2: Türkiye’nin Bağımlılık Oranı, 1980-2016

YILLAR	GSYH (Milyon Dolar)	İhracat (Milyon Dolar)	İthalat (Milyon Dolar)	Bağımlılık Oranı
1980	69.749	2.910	7.909	0.1551
1981	72.775	4.702	8.933	0.1873
1982	65.937	5.745	8.842	0.2212
1983	62.193	5.727	9.235	0.2405
1984	60.759	7.133	10.757	0.2944
1985	68.199	7.958	11.343	0.2830
1986	76.464	7.456	11.104	0.2427
1987	87.734	10.190	14.157	0.2775
1988	90.975	11.662	14.335	0.2857
1989	108.679	11.624	15.792	0.2522
1990	152.393	12.959	22.302	0.2313
1991	152.352	13.593	21.042	0.2273
1992	160.748	14.714	22.871	0.2338
1993	181.994	15.345	29.428	0.2460
1994	132.298	18.105	23.270	0.3155
1995	170.076	21.637	35.709	0.3334
1996	182.824	23.224	43.626	0.3618
1997	192.438	26.261	48.558	0.3849
1998	206.559	26.973	45.921	0.3538
1999	185.260	26.587	40.671	0.3583
2000	201.439	27.774	54.502	0.4083
2001	148.215	31.334	41.399	0.5029
2002	180.892	36.059	51.553	0.4789
2003	239.235	47.252	69.339	0.4890
2004	299.475	63.167	97.539	0.5327
2005	360.876	73.476	116.774	0.5182
2006	399.673	85.534	139.576	0.5632
2007	648.625	107.271	170.062	0.4208
2008	742.094	132.027	201.963	0.4500
2009	616.703	102.142	140.928	0.3941
2010	735.828	113.883	185.544	0.4069
2011	772.298	134.906	240.861	0.4865
2012	786.293	152.461	236.545	0.4947
2013	820.012	151.802	251.661	0.4920
2014	800.107	157.610	242.177	0.4996
2015	719.967	143.838	207.234	0.4876
2016*	350.388*	142.606	198.601	0.9738**

Kaynak: TÜİK, Dış Ticaret İstatistikleri, Aralık 2016

* 2016 yılı GSMH bilgileri, I. Çeyrek, ilk üç aylık veriler kullanılmıştır.

** 2016 yılı bağımlılık oranı GSMH’nin Q1 verileri baz alındığı için 0.9738 sonucuna ulaşılmıştır.



1970’li yıllarda yaşanan petrol krizi sonrasında dünya ekonomisindeki olumsuz gelişmelere paralel olarak Türkiye ekonomisinde geniş kapsamlı bir ekonomik program olan 24 Ocak 1980 kararları yürürlüğe konulmuş ve ülke ekonomisinin serbest piyasa mekanizması kurallarına göre işlemesinin ve dünya ekonomisi ile bütünleşmenin gerçekleştirilmesinin amaçlandığı bu ekonomik program ile Türkiye’de, 1980’li yıllarla birlikte ekonomik büyüme stratejisi önemli bir değişim geçirmiştir (Karaçor ve Saraç, 2011: 182). Bu bağlamda Türkiye ekonomisinde, 1980 öncesi dönemde uygulanan ithal ikameci büyüme stratejisi terk edilerek dışa açık büyüme, yani ihracata yönelik büyüme stratejisi uygulamaya konulmuştur (Bozdağlıoğlu, 2007: 215).

Bu dönemde uygulanan büyüme stratejisi, temel olarak, verimlilikte artış sağlamayı ve ekonominin rekabet gücünü artırmayı amaçlamıştır. Ekonominin dışa açılmasına paralel olarak ihracat ve ithalat hacminde önemli artış gözlemlenmiştir (Karaçor ve Saraç, 2011:182-183). Türkiye ekonomisi, 1980 sonrasında dış ticaret açısından önemli sayılabilecek gelişmeler göstermiştir. Özellikle ihracat alanında sağlanan bu gelişmeler, 1980 sonrası uygulanan ekonomi politikalarının en olumlu sonucu olduğu söylenebilir.

Tablo:1’e göre, ihracat 1980 yılındaki 2.91 milyon dolar düzeyinden 2016 yılında 142.606 milyon dolar düzeyine yükselmiştir. İthalat 1980 yılındaki 7.909 milyon dolar düzeyinden 2016 yılında 198.601 milyon dolar düzeyine yükselmiştir. Türkiye’de ihracat değerlerindeki artışlara paralel olarak ithalattaki artış da önemli derecede yükseliş göstermiştir. İthalat oranındaki bu artış sonucunda ihracatın GSYH içindeki payını azaltırken ithalatın payını arttırarak ülkenin ithalata bağımlı hale gelmesini sağlayabilir.

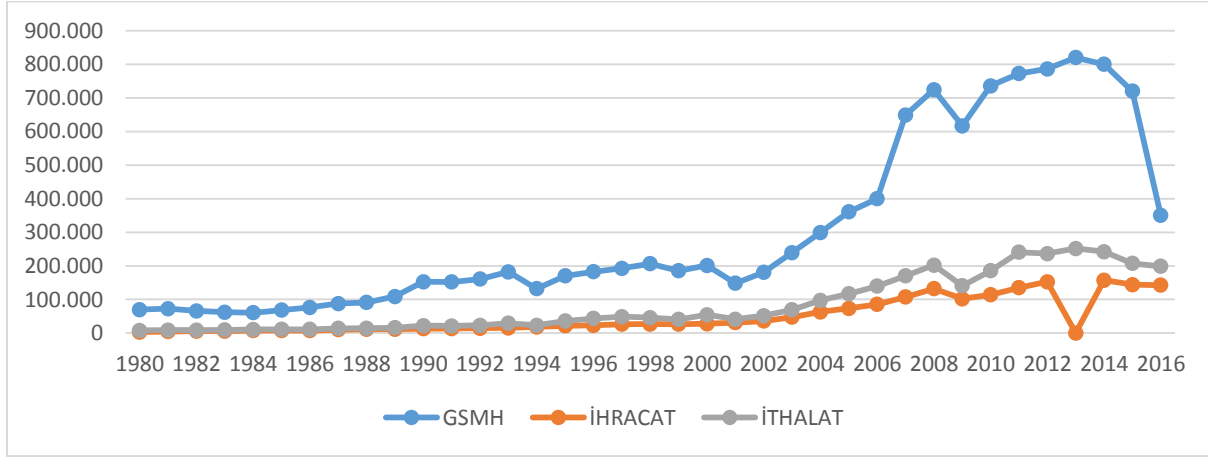
Tablo 1’de Türkiye’nin ticarete olan bağımlılığı gösterilmektedir. Beşinci sütunda 1980-2016 yılları arasındaki bağımlılık oranının tespitinde İhracat ve İthalat Toplamının GSMH’ ya oranı sonucunda bağımlılık oranının yılları arasında arttığı görülmektedir. Bu bağımlılık sonucunda, ihracattaki yıllar itibariyle artışlara rağmen, ithalattaki daha büyük artışlar ihracatın ithalatı karşılama eğilimini azaltmış ve dış ticaret açığını büyüttüğü söylenebilir.

Tablo1’e göre Türkiye ekonomisinin dış ticarete yüksek derecede bağımlı olduğunu söylenebilir. Bu bağlamda, dış ticaret açığının yani bağımlılık oranının 2006 yılındaki oranı 0,5632 ile en yüksek seviyelere ulaşmıştır. Türkiye’nin dışa karşı mali anlamdaki bağımlılığı 2006 yılına kadar artmasına rağmen 2007 yılında bu artışta önemli sayılabilecek bir azalma göstermiştir. Bu azalmada ihracatta ve GSYH’daki artışların etkisi büyük olduğu söylenebilir. 2008 yılında ise bu oran artış göstermesine rağmen 2009 yılında önemli derecede azalış göstermiş olmasına rağmen kısa süren bu azalış 2010 yılından itibaren 2016 yılına kadar bağımlılık oranında artış göstermiştir.

1980-2016 yılları baz alınarak Türkiye’de İthalat, İhracat ve GSMH’nin yıllar itibariyle nasıl bir trend izlediğini göstermek için şekil 1 oluşturulmuştur.



Şekil 1: 1980-2016 Yıllar İtibariyle GSMH, İthalat ve İhracat Trend Grafiği *



* Tablo1 verileri kullanılarak yazar tarafından oluşturulmuştur.

3. EKONOMETRİK ANALİZ

3.1. Veri Seti ve Yöntem

Bu çalışmada Türkiye ekonomisi için 1980-2016 dönemi 37 obs yıllık verileri kullanılarak İthalat, İhracat ve büyüme ilişkisi; İthalat, İhracat ve GSYH serileri kullanılarak Veriler Eviews 8.1 paket programıyla analiz edilmiştir. Modelde yer alan değişkenlerden İthalat İTH, İhracat İHR ve Büyüme ise GSYH kısaltması ile ifade edilmiştir. Veriler Türkiye İstatistik Kurumu'nun (TÜİK) resmi sitesinden temin edilmiştir. Çalışmada kullanılan veri setimiz aşağıdaki Tablo 3'de özet halinde verilmiştir.

Tablo 3: Modelde Kullanılan Veriler

Değişken	Değişken Adı	Gözlem Aralığı	Veri Kaynağı
GSYH	Gayri Safi Yurt İçi Hasıla	1980 - 2016	Tuik http://www.tuik.gov.tr/
İHR	İhracat	1980 - 2016	Tuik http://www.tuik.gov.tr/
İTH	İthalat	1980 - 2016	Tuik http://www.tuik.gov.tr/



Tablo 4: Çalışmada Kullanılan Datanın Özet Bilgileri

	GSMH	İHRACAT	İTHALAT
Mean	305473.7	53449.92	83569.27
Median	182824.0	26587.00	43626.00
Maximum	820012.0	157610.0	251661.0
Minimum	60759.00	2910.000	7909.000
Std. Dev.	263562.8	53718.99	83701.66
Skewness	0.955577	0.842981	0.866187
Kurtosis	2.291235	2.087404	2.176823
Jarque-Bera	6.405406	5.666091	5.671393
Probability	0.040652	0.058833	0.058678
Sum	11302526	1977647.	3092063.
Sum Sq. Dev.	2.50E+12	1.04E+11	2.52E+11
Observations	37	37	37

Kaynak: Eviews 8.1 Paket programından alınmıştır.

3.2. Birim Kök (Durağanlık) Testi

Dickey ve Fuller tarafından geliştirilen Augmented Dickey Fuller (ADF) testi zaman serilerinin birim kök içerip içermediğini ölçmeye yarayan, DF birim kök testinin geliştirilmiş halidir (Pata ve diğerleri :278). Zaman serileri analizlerinde sağlıklı sonuçlara ulaşabilmek ve ekonometrik analizlerde değişkenler arasında var olan ilişkilerin tespit edilebilmesi için analizde kullanılan serilerin birim kök içermemesi başka bir ifadeyle durağan olması gerekmektedir. Bu nedenle ilk olarak birim kök testleri yardımıyla çalışmada kullanılan serilerin durağanlığı araştırılmıştır. Durağan seri zaman içinde ortalaması, varyansı ve kovaryansı değişmeyen seridir (Sezen, 2008:115-116). Bunlar:

$$\text{Ortalama} : E(Y_t) = \mu \quad (1)$$

$$\text{Varyans} : \text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2 \quad (2)$$

$$\text{Ortak Varyans} : Y_k = [(Y_t - \mu) (Y_{t+k} - \mu)] \quad (3)$$

Burada Y_k , k gecikme mesafesine bağlı olarak Y_t , Y_{t+k} arasındaki ortak varyanstır. Baka bir ifade ile, eğer bir zaman serisi durağan ise, ortalaması, varyansı ve değişik gecikmelerde ortak varyansı zamandan, yani t'den bağımsız olarak aynıdır.

Zaman serisi analizinin test edilmesinde gerekli olan hipotez şu şekilde ifade edilebilir (Gujarati, 1999: 719):

$H_0 : \delta=0, \rho=1$ ise; seri durağan değildir, normal dağılmamaktadır ve otokorelasyona sahiptir.

$H_1 : \delta \neq 0$, ise; seri durağandır, normal dağılmaktadır ve otokorelasyona sahip değildir.

Seride birim kökün var olup olmadığı Dickey-Fuller (DF) veya genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testleri ile çözümlenebilir. $H_0 : \rho=1$ hipotezi varsayımıyla hesaplanan t değeri τ



(tau) istatistiği olarak bilinir. Buna aynı zamanda Dickey-Fuller Testi de denilebilir (Gujarati, 1999: 719-720).

Dickey-Fuller birim kök testinin teorik ve pratik sonuçları aşağıda verilen regresyonları dikkate alır ve her durumda sıfır hipotezi $\delta=0$ 'dır. Bu durumda birim kök olduğu sonucuna varılır. Aşağıda verilen 4, 5 ve 5'nolu denklemler seriye uygun model kullanılır.

$$\Delta Y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \tau\text{- istatistiği} \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \tau_{\mu}\text{- istatistiği} \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \tau_{\tau}\text{- istatistiği} \quad (6)$$

Eğer Dickey-Fuller birim kök testi sonucunda zaman serileri duran dışılık bir yapı gösteriyorsa yani düzey değerlerinde durağan değilseler serinin birinci farkı $I(1)$ alınarak seriler durağanlaştırılır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 385; Perron, 1989: 1363-1364). Aşağıdaki verilen 7, 8 ve 9'nolu denklemler, seriye uygun model yardımıyla tahmin edilerek birim kök testi uygulanır.

$$\Delta^2 Y_t = \delta \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \tau\text{- istatistiği} \quad (7)$$

$$\Delta^2 Y_t = \mu + \delta \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \tau_{\mu}\text{- istatistiği} \quad (8)$$

$$\Delta^2 Y_t = \mu + \beta t + \delta \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \tau_{\tau}\text{- istatistiği} \quad (9)$$

Son olarak Dickey-Fuller birim kök testinde hata terimi otokorelasyonlu ise bu durumda Artırılmış Dickey Fuller birim kök testi uygulanır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 385). Bu modeller;

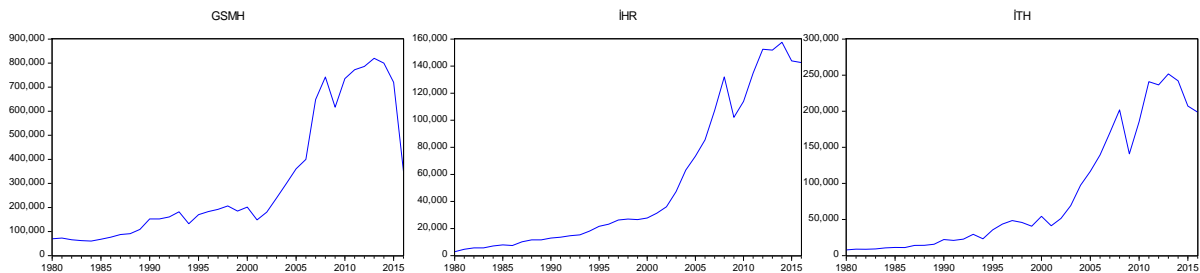
$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \tau\text{- istatistiği} \quad (10)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \tau_{\mu}\text{- istatistiği} \quad (11)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad \tau_{\tau}\text{- istatistiği} \quad (12)$$

Şekil 1 ve 2'de DF, ADF ve PP Testlerine ait GSMH, İhracat ve İthalat Verilerine ait grafikler Düzey $I(0)$ değerlerinde ve Birinci Farkı $I(1)$ alınarak durağan hale getirilen seriler Eviews 8.1. Çıktısı Verilmiştir.

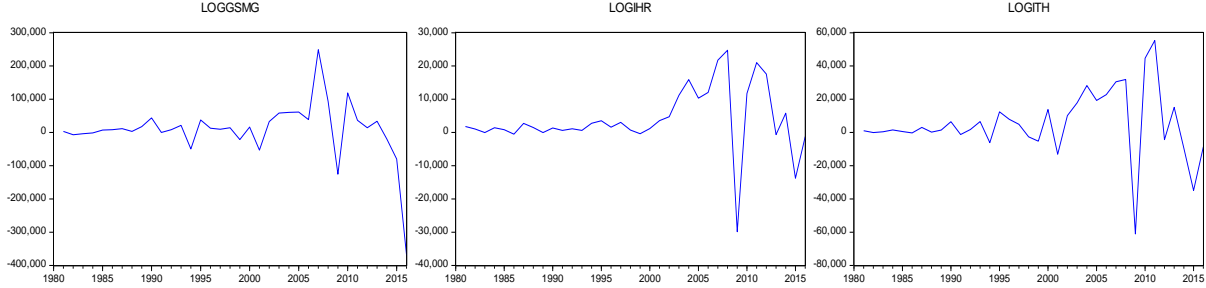
Şekil 2: Değişkenlere Ait Serilerin Grafikleri (Düzey) $I(0)$



Kaynak: Eviews 8.1. Paket Programından Alınmıştır.



Şekil 3: Birinci Dereceden I(1) Farkı Alınmış Değişkenlere Ait Serilerin Grafikleri



Kaynak: Eviews 8.1. Paket Programından Alınmıştır.

Aşağıda verilen Tablo 5, 6 ve 7’de ADF, DF ve PP birim kök test sonuçları görülmektedir. Kritik değerler Eviews 8.1 paket programı tarafından üretilmiş olup MacKinnon (1991) değerlerine dayanmaktadır. Öncelikle İthalat, İhracat ve GSYH’ya ait hipotezleri ifade edelim:

- H_0 (Sıfır Hipotezi): GSYH serisi birim kök içermektedir.
 H_1 (Alternatif Hipotez): GSYH serisi birim kök içermemektedir.
 H_0 (Sıfır Hipotezi): İthalat serisi birim kök içermektedir.
 H_1 (Alternatif Hipotez): İthalat serisi birim kök içermemektedir.
 H_0 (Sıfır Hipotezi): İhracat serisi birim kök içermektedir.
 H_1 (Alternatif Hipotez): İhracat birim kök içermemektedir.

Tablo 5: ADF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	ADF-t istatistiği		Kritik Değerler		
	Düzye I(0)	Birinci Fark I(1)	%1	%5	%10
GSYH _t	-0,361(1)*	-2,689**	-2,630	-1,950	-1,611
İTH _t	0,851(0)*	-5,459**	-2,630	-1,950	-1,611
İHR _t	1,911(1)*	-4,689**	-2,630	-1,950	-1,611

ADF testinde parantez içindeki değerler Akaike Bilgi kriterikullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır.

* I(0), Düzye değerlerinde durağan dışıdır.

** I(1), Farkı alınarak durağan hale getirilmiştir.

Tablo 6: DF Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	DF-t istatistiği		Kritik Değerler		
	Düzye I(0)	Birinci Fark I(1)	%1	%5	%10
GSYH _t	-0,9747(1)*	-6,4342**	-2,6307	-1,9503	-1,6112
İTH _t	-0,0217(0)*	-5,7516**	-2,630	-1,950	-1,611
İHR _t	0,7549(1)*	-5,2919**	-2,630	-1,950	-1,611

DF testinde parantez içindeki değerler Akaike Bilgi kriteri kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır.



* I(0), Düzey değerlerinde durağan değildir.
** I(1) Farkı alınarak durağan hale getirilmiştir.

Tablo 7: PP Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	PP-t istatistiği		Kritik Değerler		
	Düzey I(0)	Birinci Fark I(1)	%1	%5	%10
GSYH _t	-0,532(1)*	-6,832**	-2,630	-1,950	-1,611
İTH _t	0,920(0)*	-5,475**	-2,630	-1,950	-1,611
İHR _t	1,801(1)*	-4,682**	-2,630	-1,950	-1,611

PP testinde parantez içindeki değerler Akaike Bilgi kriteri kullanılarak seçilen gecikme uzunluklarıdır.

* I(0), Düzey değerlerinde durağan değildir.
** I(1), Farkı alınarak durağanlaştırılmış

Sonuç olarak, Tablo 5, 6 ve 7'e ADF, DF ve PP birim kök testi uygulanırken tahmin edilen modellerle ilave edilen (tabloda parantez içerisinde gösterilen) gecikme sayısı Akaike (AIC), Schwarz (SIC) bilgi kriterleri yardımıyla belirlenmiştir. ADF, DF ve PP testlerinde seri için birim kök testi uygulandığında sıfır hipotezinin (H_0) red edilemediği görülmektedir. Bunun sonucunda İTHALAT, İHRACAT ve GSYH serilerinin düzey değerlerinde birim köke sahip olduklarını yani serilerin durağan dışı olduğunu ortaya koymaktadır. Dolayısıyla İTHALAT, İHRACAT ve GSYH serisinin birinci farkı alınarak yeniden birim kök testi yapıldığında sıfır hipotezi (H_0) red edilmektedir. Bunun sonucunda, serinin durağanlaştığı, birim köke sahip olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. İTHALAT, İHRACAT VE GSYH serilerinin birinci mertebeden tümleşik I(1) olduğu söylenebilir.

3.3. Johansen Eşbütünleşme(Koentegrasyon) Testi

Eşbütünleşme analizi durağan dışı değişkenlerin ve aynı dereceden entegre zaman serilerinin aralarında uzun dönemli bir ilişki olup olmadığını incelemektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2012: 559). Başka bir ifadeyle eş-bütünleşme analizi daha çok, durağan dışı zaman serilerinde iki veya daha fazla değişken arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktadır (Kennedy, 2006: 367-372).

Eşbütünleşme analizi, değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığını ortaya koymaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 559). Modelde ikiden fazla değişken olduğunda birden fazla eş-bütünleştirici vektör olma olasılığı ortaya çıkmaktadır. Bu bağlamda durağan dışı değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığını incelemek için Johansen eş-bütünleşme kullanılmaktadır (Karanfil ve Kılıç, 2015: 10). Eş-bütünleşme testi için birim kök testleri sonucunda seriler birinci dereceden I(1) entegre çıktığı sonucuna ulaşılmıştır. Johansen eş-bütünleşme modelinde değişkenler (13) nolu denklemde olduğu gibi yer almaktadır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 581).

$$Y_t = X_1 Y_{t-1} + X_2 Y_{t-2} + \dots + X_k Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (13)$$



Fark alma işlemi gerçekleştirildiğinde oluşan vektör hata düzeltme modeli, Bu modeller:

$$\Delta Y_t = \Gamma \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (14)$$

$i = 1, 2, 3, \dots, k-1$ için

$$\Gamma_i = - (I - X_1 - X_2 - \dots - X_i)$$

$\Pi = - (I - X_1 - X_2 - \dots - X_i)$ şeklinde olduğu ifade edilmektedir.

Burada Π ifadesi uzun dönem ilişkisi gösteren parametredir. $\text{Rank}(\Pi) = 0$ ise Y_t vektöründeki değişkenler arasında doğrusal bir ilişki söz konusu olmadığından, uzun dönemde eşbütünlük de olmayacak ve değişkenler durağanlığa tabi tutularak VAR modeli kullanılabilir. Özetle,

Rank (Π) = 0 " Eşbütünlük yok,

Rank (Π) = 1 " Bir eşbütünlük var,

Rank (Π) > 1 " Birden fazla eşbütünlük olduğunu ifade eder.

Johansen eş-bütünlük modelinde değişkenler arasında eşbütünlük olup olmadığına iz (λ_{iz}) ve maksimum özdeğer (λ_{max}) istatistikleri kullanılarak karar verilir (Karanfil ve Kılıç, 2015: 11). İstatistikler ise şu şekilde hesaplanır;

$$\lambda_{iz} = -T \sum_{i=r+1}^m \ln(1 - \lambda_i) \quad \text{ve} \quad \lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

Burada, T gözlem sayısını, r Π parametresinin rankını, m modeldeki değişken sayısını, λ_i Π parametresinin tahmin edilen karakteristik köklerini ve λ_{r+1} öz değer istatistiğinin tahminlerini ifade etmektedir. Oluşturulan hipotezler ise aşağıdaki gibidir (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 587-588).

(λ_{iz}) istatistiği için;

(λ_{max}) istatistiği için ise;

$$H_0: r = 0, \quad H_1: r \geq 1,$$

$$H_0: r = 0, \quad H_1: r = 1,$$

$$H_0: r \leq 1, \quad H_1: r \geq 2,$$

$$H_0: r \leq 1, \quad H_1: r = 2,$$

.....

.....

$$H_0: r \leq m-1, \quad H_1: r \geq m,$$

$$H_0: r \leq m-1, \quad H_1: r = m,$$

Buradan hareketle iz (λ_{iz}) ve maksimum özdeğer (λ_{max}) istatistikleri kritik değerlerden büyük çıkarsa sıfır hipotezi red edilerek değişkenlerin eşbütünlük olduğu sonucuna ulaşılır (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 587).



3.4. Vektör Otoregresif (VAR) Modeli

Birbiriyle karşılıklı ilişki içerisinde buldukları düşünülen değişkenlerin etkileşimlerini ortaya koymak için kullanılan denklemlerine Vektör Otoregresif Model yani Var modeli olarak tanımlanabilir. Var modeli eşanlı denklemlerine bir eleştiri olarak doğmuştur. Sevüktekin ve Çınar 2014'e göre Var modelinin eleştirileri şu şekilde sıralanabilir¹ Var modelindeki amaç değişkenler arasındaki ilişkileri ortaya koyar var modelinde kullanılacak değişkenlerin durağan olması gerekmektedir.

VAR yöntemi modelde yer alan değişkenlerin hepsinin birbirinden etkilenebileceğini ileri sürmektedir(Karanfil ve Çınar, 2014: 12). Başka bir ifadeyle değişkenlerin modeldeki konumuna göre içsel veya dışsal olması ayrımı yapılmamış ve denklemler içindeki bütün değişkenlerin kendilerinin ve gecikmelerinin birbirini etkilediği ileri sürülerek oluşturulmuştur (Sevüktekin ve Çınar, 2014: 495-496). Tahmin edilen katsayıların ise ardışık gecikmelere eğimli olduğu ve değişkenlerle gecikmelerinin ilişkili olmasından dolayı geriye dönük çapraz bir denge veya eşitlik vardır (Sims, 1980: 20-21).

VAR modeli iki değişken için düşünüldüğünde standart olarak şu şekilde verilebilir: Bunlar:

$$Y_t = a_1 + \sum_{i=1}^p b_{1i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p b_{2i} X_{t-i} + \mu_{1t} \quad (15)$$

$$X_t = c_1 + \sum_{i=1}^p d_{1i} + \sum_{i=1}^p b_{2i} X_{t-i} + \mu_{2t}$$

Yukarıda (15) nolu denklemlerde yer alan p gecikmelerin uzunluğunu, v ortalaması ve kendi gecikmeli değerleriyle olan kovaryansları sıfır, varyansları sabit, normal dağılıma uyan hata terimlerini vermektedir. Tahmin edilen VAR modelinde gecikme uzunlukları Tablo 8'de yer alan tahmin kriterlerine göre seçilmektedir. Öncelikle VAR modeline giren değişkenlerin durağan olması gerektiğinden VAR modeli için değişkenlerin düzey değerleri değil birinci farkları yani durağan değerleri alınmıştır. Gecikme uzunluğunun belirlenmesinde kullanılan VAR modeli her üç denklem için aşağıdaki gibidir;

Denklem 1

$$\text{LOGGSMG} = C(1)*\text{LOGGSMG}(-1) + C(2)*\text{LOGGSMG}(-2) + C(3)*\text{LOGIHR}(-1) + C(4)*\text{LOGIHR}(-2) + C(5)*\text{LOGITH}(-1) + C(6)*\text{LOGITH}(-2) + C(7)$$

¹ 1. Modelde kullanılan değişkenlerin durağan olması gerekir fakat, durağan olmayan serilerin durağanlaştırılması

ise yetersiz tanımlama sorununa neden olabilir.

2. Modelde kullanılacak değişkenlerin doğru seçilmesi gerekmektedir.

3. Var modelinde temel amaç ön raporlama yapmaktır. Dolayısıyla elde edilen tahminler sonucunda politika belirleme ve yapısal analizlerde kullanılamazlar.

4. İktisadi analizlerde anlam taşımaya da VAR modellerinin simetriklik özelliği gereği her bir denklemde aynı sayıda gecikmenin olması gerekir.

5. Gecikme uzunluğunun ne olacağı bilinmemektedir.

6. Model sonuçları gecikme uzunluğuna göre farklılık gösterebilir.



Denklem 2

$$\text{LOGIHR} = C(8)*\text{LOGGSMG}(-1) + C(9)*\text{LOGGSMG}(-2) + C(10)*\text{LOGIHR}(-1) + C(11)*\text{LOGIHR}(-2) + C(12)*\text{LOGITH}(-1) + C(13)*\text{LOGITH}(-2) + C(14)$$

Denklem 3

$$\text{LOGITH} = C(15)*\text{LOGGSMG}(-1) + C(16)*\text{LOGGSMG}(-2) + C(17)*\text{LOGIHR}(-1) + C(18)*\text{LOGIHR}(-2) + C(19)*\text{LOGITH}(-1) + C(20)*\text{LOGITH}(-2) + C(21)$$

Tablo 8: Var Modeli İçin Uygun Gecikmenin Belirlenmesi

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1086.898	NA	7.69e+25	68.11865	68.25606	68.16420
1	-1075.457	20.02275	6.63e+25	67.96605	68.51570	68.14825
2	-1061.371	22.00907*	4.91e+25	67.64819	68.61008	67.96703
3	-1050.751	14.60301	4.63e+25	67.54692	68.92104	68.00240
4	-1016.973	40.11102	1.07e+25*	65.99831*	67.78467*	66.59044*

* simgesi model için uygun gecikmeleri göstermektedir.

LR : Ardışık Değiştirilmiş Test İstatistiği

FPE : Son Tahmin Hata Kriteri

AIC : Akaike Bilgi Kriteri

SIC : Schwarz Bilgi Kriteri

HQ : Hannan-Quinn Bilgi Kriteri

Tablo 8’de görüldüğü üzere beş kriterden dördü (FPE, AIC, SC, HQ) VAR modeli için uygun gecikmenin dört olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla uygun modelin VAR(4) olması gerektiği görülmektedir. Kriterlerden LR Uygun modelin VAR(2) olduğunu gösterse de, sonuçta en fazla kriter tarafından uygun modelin VAR(4) modeli olduğu diğer modele göre tercih edilmektedir. Buna göre Var(4) modeli tahmin sonuçları Tablo 9’da verilmiştir.

Tablo 9: Var(4) Modeli Tahmin Sonuçları

	LOGGSMG _t	LOGIHR _t	LOGITH _t
LOGGSMG_{t-1}	-0.057242	0.055540	0.091228
Standart hata	(0.50576)	(0.04527)	(0.09925)
t-istatistiği	[-0.11318]	[1.22684]	[0.91919]
LOGGSMG_{t-2}	-0.410974	-0.192004	-0.329834
Standart hata	(0.52006)	(0.04655)	(0.10205)
t-istatistiği	[-0.79025]	[-4.12467]	[-3.23200]
LOGGSMG_{t-3}	1.040095	-0.000322	0.117827
Standart hata	(0.66149)	(0.05921)	(0.12981)
t-istatistiği	[1.57235]	[-0.00544]	[0.90771]
LOGGSMG_{t-4}	-0.280635	0.088959	0.246138
Standart hata	(0.62563)	(0.05600)	(0.12277)
t-istatistiği	[-0.44856]	[1.58855]	[2.00487]



AKADEMİK BAKIŞ DERGİSİ

Sayı: 64 Kasım – Aralık 2017

Uluslararası Hakemli Sosyal Bilimler E-Dergisi
ISSN:1694-528X Calal-Abad Uluslararası Üniversitesi,
Türk Dünyası Kırgız – Türk Sosyal Bilimler Enstitüsü
Calal-Abad – KIRGIZİSTAN
<http://www.akademikbakis.org>

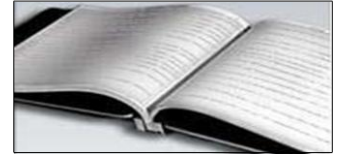


LOGIHR_{t-1}	-5.977209	-0.793163	-0.975519
Standart hata	(5.65166)	(0.50588)	(1.10904)
t-istatistiği	[-1.05760]	[-1.56789]	[-0.87960]
LOGIHR_{t-2}	-3.731235	0.507377	1.208173
Standart hata	(6.17796)	(0.55299)	(1.21232)
t-istatistiği	[-0.60396]	[0.91752]	[0.99658]
LOGIHR_{t-3}	1.917250	0.670011	2.071639
Standart hata	(5.70524)	(0.51067)	(1.11956)
t-istatistiği	[0.33605]	[1.31201]	[1.85041]
LOGIHR_{t-4}	-7.280500	0.515413	0.416263
Standart hata	(3.84049)	(0.34376)	(0.75363)
t-istatistiği	[-1.89572]	[1.49933]	[0.55234]
LOGITH_{t-1}	5.231612	0.362807	0.373522
Standart hata	(2.34210)	(0.20964)	(0.45960)
t-istatistiği	[2.23373]	[1.73062]	[0.81272]
LOGITH_{t-2}	3.621279	0.445465	0.451411
Standart hata	(2.89992)	(0.25957)	(0.56906)
t-istatistiği	[1.24875]	[1.71616]	[0.79326]
LOGITH_{t-3}	-1.560667	-0.348924	-1.218309
Standart hata	(3.11593)	(0.27891)	(0.61145)
t-istatistiği	[-0.50087]	[-1.25105]	[-1.99249]
LOGITH_{t-4}	3.041833	-0.415352	-1.087968
Standart hata	(2.61610)	(0.23417)	(0.51337)
t-istatistiği	[1.16273]	[-1.77375]	[-2.11928]

Kaynak: Eviews 8.1 paket programından alınmıştır.

Tablo 10: Johansen Eşbütünleşme(Koentegrasyon) Test Sonuçları

λ_{iz} İstatistiği					
Hipotezler		Öz değerler (λ_i)	t-istatistiği (λ_{iz})	%5 kritik değer	Prob
H₀	H₁				
r=0	r = 0	0.566024	28.69573	24.27596	0.0130*
r ≤ 1	r = 1	0.073935	2.817969	12.32090	0.8698
r ≤ 2	r = 2	0.013993	0.436835	4.129906	0.5721
λ_{maks} İstatistiği					
Hipotezler		Öz değerler (λ_i)	t-istatistiği (λ_{maks})	%5 Kritik değer	Prob
H₀	H₁				
r = 0	r ≥ 0	0.566024	25.87776	17.79730	0.0025*
r ≤ 1	r ≥ 1	0.073935	2.381134	11.22480	0.8770
r ≤ 2	r ≥ 2	0.013993	0.436835	4.129906	0.5721



Tablo 10' deki sonuçlar incelendiğinde hem maksimum öz-değer (λ_{max}) hem de iz (λ_{iz}) test istatistiklerine göre değişkenler arasında herhangi bir eş-bütünleşme vektörünün olmadığını belirten sıfır hipotezi red edilmektedir. Dolayısıyla İthalat, İhracat ve GSYH değişkenleri arasında koentegrasyon ilişkisinin bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu doğrultuda söz konusu değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki vardır. Yani uzun dönemde değişkenlerin birlikte dengeye geldiği söylenebilir. Değişkenler eş-bütünleşik buldukları için aralarında uzun dönemli bir ilişki vardır. Fakat kısa dönemde ise bu değişkenler arasında bir dengesizlik meydana geleceğinden bu kısa dönemli dengesizlik hata düzeltme mekanizmasıyla Tablo 11'de görüldüğü gibi düzeltilerek model tekrar tahmin edilmiştir.

Tablo 11: Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları²

Değişkenler	Katsayılar	Standart Hata	t-istatistik	Olasılık değeri
C	-0.021470	0.702122	-0.457290	0.9550
D(İhr)	0.745574	0.427060	-3.746810	0.0042
D(İth)	-0.091110	0.665149	7.412005	0.0037
Hata terimler(-1)	-0.702543	0.306652	-5.701055	0.0005

Oluşturulan Model

$$D(GSYH_t) = -0.021470 + 0.745574D(\dot{I}HR_t) - 0.091110D(\dot{I}TH_t) - 0.202543Hata\ Terimleri(-1)$$

$$R^2 = 0.87$$

$$DW = 2.17$$

$$Prob - F = 0.000021$$

Tablo 11'deki hata düzeltme tahmin sonuçlarına göre, İhracattaki kısa dönemli değişimler GSYH üzerinde pozitif etkiye sahipken ithalattaki kısa dönemli değişimler negatif etkiye sahiptir. Hata terimlerinin katsayısı ise beklendiği gibi eksi çıkmıştır. Tahmin edilen parametrelerin istatistiki olarak anlamlı çıkması değişkenlerin kısa dönemde aralarındaki ilişkinin varlığını göstermektedir.

Hata düzeltme teriminin negatif çıkmasıyla beraber ithalat, ihracat ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı tekrar ortaya konulmuştur. Hata düzeltme teriminin anlamlı çıkması, uzun dönem dengesinde meydana gelen bir sapmanın ($\lambda = - 0.70$)

² Hata düzeltme modelinin mantığı uzun dönem ve kısa dönem dinamiklerini bir araya getirmektir. HDM'nin uygulanabilmesi için serilerin eş-bütünleşik olması zorunludur. Değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişki olduğunda hata düzeltme modelleri kullanılır. Hata Düzeltme Modelleri Uzun dönemdeki ilişkiden(dengeden) sapmayı gösterirler aralarındaki uzun dönemli ilişki, değişkenlerin koentegrasyon(eş-bütünleşik) olması varsayılabilir. Koentegrasyon kavramının oluşması için bizim serilerimizin durağan olması gerekir. Durağanlığın sağlanması için serilere fark işlemi uygulanır. Fakat fark işleminin uygulanması sırasında uzun dönem bilgisinde kayıplar oluşmaktadır. Dolayısıyla bu bilgi kayıplarını gidermek için hata düzeltme modelleri kullanılarak dengesizlikler ortadan kaldırılmaya çalışılır.



yaklaşık % 70'inin her dönemde düzeltildiği sonucunu vermektedir. Nitekim, bu katsayı bir önceki yıl dengedeki bozulmanın ne kadar düzeldiğini göstermektedir. Başka bir ifadeyle tahmin edilen hata terimine göre bir birimlik sapmanın yaklaşık olarak % 70'i bir sonraki dönem düzeltilmektedir. Sonuç olarak, Johansen eşbütünleşme (koentegrasyon) yaklaşımında ithalat, ihracat ve Ekonomik büyüme değişkenleri eş-bütünleşik bulunmuştur. Yani değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı söz konusudur.

SONUÇ

Türkiye ekonomisi, 24 Ocak 1980 kararları ile birlikte yapısal değişim süreci içerisinde girmiştir. Bu değişim süreciyle birlikte, 1980 yılına kadar uygulanan ithal ikameci sanayileşme stratejisi terk edilerek bunun yerini ihracata dayalı sanayileşme stratejisinin benimsenmiştir. 24 Ocak kararlarından sonra dış ticareti ve ihracatı arttırmaya yönelik politikalar uygulanmış ve ihracata yönelik sektörler teşvik edilmiştir (Hepkarşı, 2013: 22). Bu bağlamda, böyle bir sanayileşme stratejisi sayesinde, ülkenin ihracat gelirleri artacak ve bu artış sayesinde elde edilen gelirler, ülkenin sanayileşmesine, dolayısıyla gelişmesine katkıda bulunarak ülke ekonomisini pozitif yönde etkileyecektir.

1980'li yıllardan itibaren Türkiye'de, rekabet gücünü artıracak politikalara uyum sağlama çabası içinde olmuş ve bu çabaların sonucunda belli dönemlerde yüksek ihracat rakamlarına ulaştığı söylenebilir.

Türkiye uyguladığı dışa açık büyüme stratejisi sayesinde, ihracatını artırma yönünde ivme kazandırmakla birlikte ithal girdi fiyatlarının avantajlarından faydalanma olanağı bulmasına rağmen bir yandan ihracattaki artışlar olumlu etkilere sebep olurken diğer yandan ihracatın ithalata bağımlılığı nedeniyle ithalattaki artış devam etmiştir. Bununla birlikte gerek dış ticaret politikalarının, gerek izlenen ekonomi politikalarının olumsuz etkisi sonucunda istikrarlı bir ihracat artışı sağlanamamış ve ithalata bağımlılık yönünden bir artış göstermiştir. Bu artış sonucunda dış ticaret açıkları ekonomi üzerinde bir sorun oluşturmaya devam etmiştir.

Çalışmada elde edilen bulgular, ihracattaki kısa dönemli değişimler GSYH üzerinde pozitif etkiye sahipken, ithalattaki kısa dönemli değişimler negatif etkiye sahiptir. Johansen eşbütünleşme yaklaşımında ithalat, ihracat ve Ekonomik büyüme değişkenleri eş-bütünleşik bulunmuştur. Yani değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı söz konusudur.

Hata düzeltme modelinde tahmin edilen parametrelerin istatistiki olarak anlamlı çıkması, değişkenlerin kısa dönemde aralarındaki ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır. Hata düzeltme teriminin negatif çıkmasıyla beraber ithalat, ihracat ve ekonomik büyüme arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı ortaya konulmuştur. Hata düzeltme teriminin anlamlı çıkması ise, uzun dönem dengesinde meydana gelen bir sapmanın yaklaşık % 70'inin her dönemde düzeltildiği sonucunu vermektedir.



KAYNAKÇA

BOZDAĞLIOĞLU, E.Y.U., (2007), “Türkiye’nin İthalat ve İhracatının Eşbütünleşme Yöntemi İle Analizi (1990-2007)”, *Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi* 9/3 ss: 213 - 22

GUJARATI, N., D., (1999), Temel Ekonometri, *Literatür Yayınları, İstanbul*

HEPKARŞI, N. (2013), “İhracat-Büyüme İlişkisi: Yapısal Kırılmalı Bir Analiz”, *Yüksek Lisans Tezi, Adnan Menderes Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Aydın*

KARAÇOR, Z., ve T. B. SARAÇ, (2011), “Dış Ticaret ile Sanayi Sektörü İstihdam Oranı Arasındaki Kısa ve Uzun Dönem İlişkisi: Türkiye Örneği (1963-2009)”, *Celal Bayer Üniversitesi İİBF. Yönetim ve Ekonomi, Cilt:18, Sayı:2, Manisa.*

KARANFİL, M. ve Cüneyt KILIÇ (2015), “Türkiye Ekonomisinde Üçüz Açık Hipotezinin Geçerliliği: Zaman Serisi Analizi”, *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi, Cilt 11, Sayı 24, 2015 Int. Journal of Management Economics and Business, Vol. 11, No. 24, 2015*

KENNEDY, P. (2006)., Ekonometri kılavuzu, (Çev. M. Sarımeşeli & Ş. Açıkgöz). *Ankara: Gazi Kitabevi.*

PATA, Uğur. K., S. YURTKURAN, A. KALÇA, (2016), “Türkiye’de Enerji Tüketimi ve Ekonomik Büyüme: ARDL Sınır Testi Yaklaşımı” *Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi • Cilt: 38 • Sayı: 2 • Aralık, ISSN: 2149-1844, ss/pp. 269-285 DOI: xxxx*

PERON, P. (1989). The Great Crash, The Oil Price Shock and The Unit Root Hypothesis. *Econometrica, 57(6), 1361-1401.*

MACKINNON, J. G. (1991), “Critical values for cointegration tests,” Chapter 13 in Long-Run Economic Relationships: Readings in Cointegration, ed. R. F. Engle and C. W. J. Granger. Oxford, Oxford University Press.

SEVÜKTEKİN, M. ve M. Çınar., (2014), Ekonometrik Zaman Serileri Analizi, *Dora Yayıncılık, Bursa.*

SEZEN, Serhat., (2008), “Türkiye’de İhracat Performansını Etkileyen Makro Değişkenlerin Ekonometrik Analizi”, *Yüksek Lisans Tezi, Trakya Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Edirne.*

SİMS, A. C. (1980). Macroeconomics Reality. *Econometrica, 48(1), 1-48.*

(<http://links.jstor.org/sici?sici=0012-9682%28198001%2948%3A1%3C1%3AMAR%3E2.O.CO%3B2-A>)