Turkish Studies

Economics, Finance, Politics

Volume 14 Issue 2, 2019, p. 237-258

DOI: 10.29228/TurkishStudies.22814

ISSN: 2667-5625

Skopje/MACEDONIA-Ankara/TURKEY

INTERNATIONAL
BALKAN
UNIVERSITY

EXCELLENCE FOR THE FUTURE
IBU.EDU.MK

Research Article / Araştırma Makalesi

Article Info / Makale Bilgisi

✍ *Received/Geliş:* 08.02.2019

✓ *Accepted/Kabul:* 10.06.2019

✍ *Report Dates/Rapor Tarihleri:* Referee 1 (11.03.2019)- Referee 2 (11.03.2019)

This article was checked by iThenticate.

TÜRKİYE'DE ENERJİ FİYATLARININ İHRACAT ARZINA ETKİSİ: İMALAT SANAYİ İHRACATI ZAMAN SERİSİ BULGULARI*

*Memduh Alper DEMİR** - Ramazan EKİNCİ*** - Utku UTKULU*****

ÖZ

Çalışmanın amacı, döviz kurunun ve dünya enerji fiyatlarının Türkiye'de imalat sanayi ihracat arzı üzerindeki etkisini belirlemektir. Uzun dönemde, ihracat arzı geleneksel olarak nispi fiyatlara, girdi maliyetlerine ve üretim kapasitesine bağlıdır. Bu çerçevede çalışmada Türkiye'nin imalat sanayisi ihracatı, geleneksel ihracat arz denkleminin genişletilmiş hali kullanılarak modellenmiştir. Modelde yer alan başlıca değişkenler ihracat, üretim kapasitesi, nispi fiyatlar ve girdi maliyetleridir. Girdi maliyetleri; iç maliyet yapısını ortaya koymak için kullanılacak birim işgücü maliyeti değişkeni ve dış maliyet için ise enerji fiyat endeksidir. Ayrıca modele kur değişimlerinin etkisini ölçmek için döviz kuru değişkeni de ilave edilmektedir. Bu araştırmanın görgül yöntemi olarak Bayer-Hanck eş-tümleşme yöntemi uygulanmıştır. Bayer-Hanck eştümleşme yöntemi, tek denklem ve VAR yaklaşımlarını birleştirerek daha güçlü bir modelleme yöntemi önermektedir. Bayer-Hanck eştümleşme yönteminin sonucuna bağlı olarak uygun zaman serileri teknikleri (tek denklem veya sistem yaklaşımı) kullanılmaktadır. Bu çalışma literatürde Bayer-Hanck eştümleşme yöntemini kullanan nadir çalışmalardan birisi olup, çoklu kırılmaların etkileri birim kök sınamalarında ayrıca dikkate alınmaktadır. Analiz sonuçları imalat

* Bu çalışma EUREFE 2017, Aydın-Türkiye kongresinde özet metin olarak sunulan "Türkiye'de Enerji Fiyatlarının İhracat Arzına Etkisi: İmalat Sanayi İhracatı Zaman Serisi Bulguları" çalışmasının revize edilerek yapılmış makale halidir.

** Arş Gör., Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü, E-posta: mademir@kastamonu.edu.tr

*** Dr. Öğr. Üyesi., İzmir Bakırçay Üniversitesi, E-posta: ramazan.ekinci@bakircay.edu.tr

**** Prof. Dr., Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi İktisat Bölümü, E-posta: utku.utkulu@deu.edu.tr

sanayi ihracat arzını etkileyen faktörlerin sanayi üretimi, döviz kuru ve dünya enerji fiyatları olduğu göstermektedir.

Anahtar Kelimeler: İhracat Arzı, Enerji Fiyatları, Bayer-Hanck Eştümleşme yöntemi, Çoklu Kırılmalar

Jel: F10, F14

IMPACT OF ENERGY PRICES ON THE TURKISH EXPORT SUPPLY: TIME SERIES EVIDENCE FOR MANUFACTURING INDUSTRY EXPORTS

ABSTRACT

The aim of the study is to determine the impact of exchange rate and world energy prices on the manufacturing industry export supply of Turkey. In the long run, export supply traditionally depends on the relative prices, input costs and production capacity. In this framework, Turkey's manufacturing industry export is modelled by using an expanded version of the traditional export supply equation. The main variables included in the model are exports, production capacity, relative prices and input costs. In this paper, the input costs are divided into two parts as, wages for domestic costs and energy price index for foreign costs. Additionally, exchange rate variable was added to the model to measure the effects of exchange rate changes. The Bayer-Hanck co-integration method is employed in this work. This method combines the single equation and VAR approaches to suggest a stronger modeling method. Depending on the results of Bayern-Hanck Co-integration method, suitable time series techniques (single equation or system approaches) are used. It is important that this study is one of the rare studies using the Bayer-Hack Co-integration method in the literature. Besides, the effects of multiple breaks are taken into account in unit root testing. Depends on the analysis results industrial production, exchange rates and world energy prices are the factors that affect the manufacturing industry export supply.

STRUCTURED ABSTRACT

Turkey's manufacturing export in 1986 was approximately 5 billion dollars while in 2017, it sees around 147 billion dollars. Therefore, Turkey's manufacturing export increased nearly 29-fold. Turkey has been faced with many crises in this process. In this process, instability in Turkey has affected domestic production costs so reflected also its exports. Within the framework of the impact of energy crises in the world, there is a volatile structure especially in input costs from abroad.

In this study, the impact of these costs on Turkey's manufacturing export is measured by theoretically based on the subject of export supply function. In the most simple form of export supply function consists explanatory variables such as export price, costs and production capacity (Goldstein and Khan,1978). In our study, it is aimed to divide costs by expanding the theoretical model. The costs are

divided in three different branches in order to analyze their effects on export supply function more deeply. These branches are; international energy prices, labor costs and exchange rate.

This study is differs from other studies in some points. For empirically point of view, it is rarely found a study that use multiple breaks and Bayern-Hanck co-integration methods about export supply function subject. In addition, from the economic point of view, the study which adds international energy prices as an input cost to the model and defines this as an external cost structure is not common.

The standard export supply function is the model used in many applied studies in the literature. Depending on the direction of the study, the model can be expanded. In our study, the model was expanded and the following equation was established;

$$X_s = f(S, N, L, E, K)$$

Here, X_s is manufacturing exports variable, S is the industrial production index for production capacity, N is relative consumer price index and shows the relative price (P_x/P_d) that is the ratio of export price to domestic price. In our study, the input costs generated during production are divided into two. These are, L is unit labor cost in a country for domestic costs, while the E variable is the world energy price index showing the external costs. Also, exchange rate variable (K) is added to measure the effect of exchange rate changes. In the study, quarterly data were used for the period of 1986q1- 2018q2.

Series were seasonally adjusted and taken logarithm, and respectively Augmented Dickey-Fuller (ADF), Philips-Perron (PP), Lee-Strazicich (2003) Two Structural Breaks Unit Root Test and Carrion-i-Silvestre et al. (2009) Multiple Structural Breaks Unit Root Tests were performed. After the Bayer-Hanck cointegration test was applied, co-integration tests were applied which took into account two and multiple breaks. Finally, long-term modeling was carried out taking into account the breaks.

The Bayer-Hanck cointegration test shows the existence of multiple co-integrated relationships between variables. In statistical terms, this indicates the presence of more than one co-integrated vector. So, with these variables system approach VAR (Vector Autoregression) method should be applied. However, from an economic point of view, in the study in which we model the export supply function so the export variable as a dependent variable is taken into consideration so that takes us the unique equation approach. The reason that we did in this analysis is that the equations which have some theoretical proof in economics can be used directly in the framework of the unique-equation approach.

Because of the fact that the variables contain unit roots, it raises the problem of spurious regression in regression analysis. In order for the regression results to be made between the unit root and the regression results to be real regression results, the variables should be in the long term co-integrated. When the series used in the analyzes contain structural breaks, as in unit root tests, cointegration tests indicating the existence of long-term relationship between the series also give deviant results. Herefore, the effects of structural breaks

should also be taken into consideration in cointegration tests. In this framework, the cointegration relationship in the case of two and maximum five structural breaks was examined by structural breaks cointegration tests with Hatemi-J (2008) and Maki (2012), respectively. Since there is no cointegration relationship between the series according to Maki (2012) cointegration test, in the estimation of the long-term cointegration coefficients, the structural breaks from the Hatemi-J (2008) cointegration test are included in the analysis as dummy variables, 1999: q3 and 2006: q2.

Fully modified ordinary least squares (FMOLS) estimation method was used to obtain long-term coefficient estimates. According to the results Turkey's manufacturing export supply is influenced by all variables other than relative consumer price index and unit labor costs. When world energy prices rose by 1% in Turkey it is increasing export volume 0.26%. 1% increase in industrial production index increased exports by 1.78%. The increase in the exchange rate by% 8 increased by 0.08%. 1999: q3 dated dummy influence Turkey's export supply function 4% negative, while 2006: 2 positively affects the variable at the same rate.

Then, the operation of the short term error correction mechanism was examined. The coefficient of error correction is negative and statistically significant. This result shows that the term error correction works in the short term, and the short term deviations between the series disappeared in the long term and that the series come to equilibrium in the long term. Short term deviations are seen as approximately 3 quarters ($1 / 0.311$) of the factor of error correction. Therefore, the short term deviations between the series disappear after about 3 quarters and the series reaches the long term equilibrium point.

In this study, the effect of world energy prices on Turkey's manufacturing export is measured, the export supply function is taken into consideration as theoretical subject. In the most simple form of export supply function consist of export price, costs and production capacity. In this context, significant independent variables in the model we established are industrial production index, exchange rate and world energy prices.

An increasing in the industrial production index increase export supply, so it is seen that growth-oriented policies and loans to encourage the production of sectors with export potential should be increased. In addition, it is recommended to increase the R & D expenditures that will give rise to industrial production and specially to increase the production of endemic products.

The exchange rate positively affect the export supply a bit, so that means Turkey's exports are still could not get rid of price effect. In other words, products originating from Turkey are cheaper for consumption in foreign markets. In order to increase exports, it is necessary to try to realize not only the advantages of exchange rate increase but also the increase in industrial production.

The increase in world energy prices positively affects exports. While the impact of energy prices is expected to be negative, it seems to be a reverse structure in terms of the cost-export relationship. But

Altintas (2013)’s work for Turkey also shows positive relationship. He attributed this relationship for the following reasons; the labor intensive production structure is based on a portion of the exports to Turkey and hence the low level of oil in the total cost of these products, with the increase in productivity and the formation of competitive structure, the increase in exports has been realized even if oil prices rise in the export sector.

As a result, both the positive effect of the industrial production index and the positive effect of the energy prices based on Turkey's technology-intensive production and productivity so the policy recommendations that made above for the industrial production index are valid.

Keywords: Export supply, Energy Prices, The Bayer-Hanck Co-integration Method, Multiple Breaks

Jel: F10, F14

1. Giriş

Türkiye’de imalat sanayi ihracatı 1986 yılında yaklaşık 5 milyar dolar iken 2017 yılına gelindiğinde 147 milyar dolar civarını görmektedir. Bu da Türkiye’de imalat sanayi ihracatının 29 kat arttığına işaret etmektedir. Türkiye bu süreçte birçok kriz ile yüz yüze kalmıştır. Bu süreçte, Türkiye’deki istikrarsızlık ortamının üretimde iç maliyetlere yansımaları ihracatını da etkilemiştir. Dünyadaki enerji krizlerinin de etkisi çerçevesinde özellikle yurtdışından girdi maliyetlerinde oynak bir yapı söz konusudur.

Bu maliyetlerin Türkiye’nin imalat sanayi ihracatına etkisinin ölçümlendiği bu çalışmada teorik olarak ihracat arz fonksiyonu konusu dikkate alınmıştır. En yalın haliyle ihracat arz fonksiyonu; ihraç fiyatı, maliyetler ve üretim kapasitesi açıklayıcı değişkenlerini barındırmaktadır (Goldstein ve Khan,1978). Yaptığımız çalışmada, teorik modeli genişleterek maliyetleri bölümlenmek hedef alınmıştır. Uluslararası Enerji fiyatları, İşgücü Maliyetleri ve Döviz kuru değişkenleri ile maliyetlerin ihracat arzına etkisi üç ayrı koldan sorgulanmaktadır.

Bu çalışmanın literatürdeki diğer çalışmalardan farkı yöntem açısından ele alınan çalışmalarda çoklu kırılmaları dikkate alan çalışmaya ve Bayer-Hanck yöntemini kullanan çalışmaya ve ayrıca iktisadi açıdan da uluslararası enerji fiyatlarını bir girdi maliyeti olarak modele ilave eden ve bunu dış maliyet yapısı olarak nitelendiren çalışmaya sık rastlanılmamasıdır.

Bu çerçevede çalışmada ihracat arz fonksiyonu tanımlanmış, çalışma ile ilgili literatür taraması yapılmış veri seti ortaya koyulmuştur. Sonrasında ekonometrik yöntem ve ampirik bulgular ortaya konularak, sonuç kısmı ile çalışma sonlandırılmıştır.

2. İhracat Arz Fonksiyonu

Üreticiler, belirli bir maliyet kısıtı altında karlarını en üst düzeye çıkarmaya çalıştığından ihracat arz fonksiyonu önem kazanmaktadır. Uzun dönemde ihracat arzı geleneksel olarak nispi fiyatlara, girdi maliyetlerine ve üretim kapasitesine bağlıdır. Buna göre, uzun dönem ihracat arz fonksiyonunun genel şekli;

$$X_s = f(P_x/P_d, C, K) \quad (1)$$

burada X_s ihracat miktarını, P_x/P_d nispi ihracat fiyatını, C değişken maliyetlerini ve K üretim kapasitesini göstermektedir. Eşitlik 1'de ihracat arzı; ihracat fiyatından ve üretim kapasitesinden pozitif etkilenmektedir (Utkulu vd., 2004).

İhracat arzı, iç talep baskısı ile negatif ilişkide olduğu düşünülmektedir. Bunun arkasındaki teori firma davranışları hakkında dış piyasalarda firmaların yüzleştiği talep eğrisinin şekli üzerine varsayımlara dayanan yurtiçi ve yurtdışı satışlar arasındaki bölüşüme dayanmaktadır (Utkulu vd., 2004).

Eşitlik 1'deki standart ihracat arz fonksiyonu literatürde yer alan birçok uygulamalı çalışmada kullanılan modeldir. Yapılan çalışmanın yönüne bağlı olarak model genişletilebilmektedir. Çalışmamızda model genişletilerek eşitlik 2'deki şekli almaktadır;

$$X_s = f(S, N, L, E, K) \quad (2)$$

Burada, X_s değişkeni imalat sanayi ihracatını, S değişkeni sanayi üretim endeksini vermektedir. Sanayi üretim endeksi üretim kapasitesini gösteren bir değişkendir. N değişkeni P_x/P_d nispi ihracat fiyatını karşılayan ihraç fiyatı ile iç fiyatlara arasındaki nisbi fiyatları gösteren nispi tüketici fiyat endeksini vermektedir. Çalışmamızda üretim sırasında oluşan girdi maliyetleri ikiye ayrılmıştır. Bunlar iç maliyetleri gösteren L değişkeni ülke ekonomisinin genelindeki birim işgücü maliyetlerini vermekte, E değişkeni ise dış maliyetleri gösteren dünya enerji fiyat endeksidir. Ayrıca modele kur değişimlerinin etkisini ölçmek için döviz kuru değişkeni (K) de ilave edilmektedir. Böylece teorik olarak ana çatıyı oluşturan eşitlik 1'de bazı değişiklikler yapılarak nispi fiyatların, girdi maliyetlerinin, üretim kapasitesinin ve döviz kurunun ihracat arzı üzerine etkisinin modellenmesi hedeflenmiştir.

3. Literatür Taraması

Literatürde Türkiye'nin ihracat arzı ve ihracat talebi ya da bunları eşanlı olarak modelleyen toplam ihracatı dikkate alan birçok çalışmaya rastlanmıştır. Ancak ürün veya sektör bazlı ihracatı dikkate alarak ihracat arz fonksiyonu ve/veya ihracat talep fonksiyonun modelleyen çalışmalar daha nadirdir. Bu çalışmaların belli başlı olanları; Donges ve Riedel(1977), Moran (1988), Terzi ve Zengin (1999), Uygur(1998), Yamak ve Korkmaz(2005), Şimşek ve Kadılar (2005), Aydın, Saygılı ve Saygılı (2007), Akal, (2008) Özler vd. (2009), Çoşar(2012), Saygılı ve Saygılı(2011), Dinçer ve Kandil (2011) , Bayar ve Tokpınar(2014), Güloğlu ve Bayar (2016), Önder ve Akın (2016), Kaplan ve Güngör(2017)'dür.

Donges ve Riedell(1977) çalışmasında Türkiye gibi ülkelerde finansal teşviklerin ihracat arzını olumlu anlamda etkilediğini belirtmişlerdir.

Moran (1988) çalışmasında Türkiye'nin yüksek fiyat esnekliğine sahip bir ihracat talebinin olduğu sonucuna varmıştır.

Terzi ve Zengin (1999); toplam ve sektörel alt başlıklar itibariyle inceledikleri dış ticaret çalışmalarındaki sonuçlara göre toplam ve sektörel bazda döviz kuru ile ithalat arasında bir ilişkinin olmadığı, döviz kuru ile ihracat arasında toplam ve sektörel bazda ilişkinin ise güçlü bir şekilde olmasa da zayıf formda olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Uygur (1998), uzun ve kısa dönemde reel döviz kuru, talep ve yatırım politikalarının ihracat arzına pozitif etkisi olurken, ihracat desteklerinin kısa dönemde olumlu ancak uzun dönemde olumsuz etkilerinin olduğunu gözlemlemektedir.

Yamak ve Korkmaz (2005), çalışmalarında, uzun dönemli bir ilişkinin var olmadığı, kısa dönemde ise, reel döviz kuru ve ticaret dengesi arasındaki ilişkinin, temel olarak sermaye malları ticaretinin belirlediğini ortaya koymuşlardır.

Şimşek ve Kadılar(2005), Türkiye’nin ihracat talep fonksiyonunu modellediği çalışmada ithalat ve ihracat taleplerinin fiyat esneklikleri toplamının 1’den fazla olması halinde yerli paranın yabancı paralar karşısında değer kaybına dayalı politikaların uzun dönemde dış ticaret açıklarının giderilmesinde bir politika aracı olarak kullanılabildiğini belirtmişlerdir.

Aydın, Saygılı ve Saygılı (2007), yaptıkları Kalman filtre yaklaşımı ile denklemlerdeki esneklik parametrelerinin hiçbirinin dengeli olmadığını gösterirken, reel efektif döviz kuru esnekliğinde sürekli düşüşe karşın, ithalatta sürekli bir artış ve gelir esnekliği söz konusudur.

Akal(2008) yaptıkları çalışmada yatırım ve ara malları ithalatını açıklamada gelirin, nispi ithalat fiyatının, döviz kuru, dış ticaret hadleri ve ihracatın etkili olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Özler vd. (2009), mikro düzeydeki imalat sanayisine ilişkin verilere dayanarak oluşturdukları çalışmada, ihracat kararının toplam çalışanlar içinde yönetim kademesinin ve kadınların ağırlığı, firma büyüklüğü ile teknoloji ve makine/teçhizat donanımı tarafından belirlendiği sonucuna ulaşmışlardır.

Çoşar(2012), ihracat talebinin fiyat ve gelir esnekliklerini hesapladığı çalışmada toplam ihracat talebinin reel döviz kuru esnekliğinin bir kereden daha az olduğu, gelir esnekliğinin ise birden fazla olduğu bulmuşlardır.

Saygılı ve Saygılı (2011), çalışmasında dikey bütünleşme olgusu ile tutarlı olarak, yeni ihraç ürünlerinin geleneksel ürünlere göre ithalat esnekliği daha yüksek ve reel kur esnekliği (mutlak değer olarak) daha düşük olduğunu belirtmişlerdir.

Dinçer ve Kandil (2011), TL’nin değerindeki önceden tahmin edilen reel artışların birçok sektörde ihracat büyümesini engellediği bulgusuna ulaşmışlardır.

Bayar ve Tokpunar(2014), yılında Türkiye’nin ihracatını sektörler bazında incelerken, sektörlerin tamamında ihracatı etkileyen temel değişkenin dış talep olduğu, birim işgücü maliyetlerindeki artışın uzun dönemde giyim ve motorlu kara taşıtları sektörlerindeki ihracatı olumsuz etkilediğini belirtmektedirler. İhracat birim fiyatındaki artışların tekstil sektörü hariç tüm sektörlerde ihracat gelirlerini artırırken, reel kur artışının yalnız tekstil sektörünü olumsuz etkilediğini belirtmişlerdir.

Güloğlu ve Bayar (2016)’ın sektörel ihracat dinamikleri ve esneklikleri hesapladığı çalışmasında dış talebin ve verimliliğin Türk ihracatının önemli belirleyicileri olduğunu göstermektedir. Ayrıca sektörel esneklikler sektörler arasında farklılık göstermekte, bazı sektörlerde faktör ve teknoloji yoğunluklarının ana ayırt edici özelliklerin daha fazla olduğu görülmektedir.

Önder ve Akın (2016), çalışmasında Türkiye’nin imalat sanayi ihracat arz ve talebi fonksiyonları ile ithalat arz ve talep fonksiyonlarını eşanlı olarak modellemişlerdir. İmalat sanayi ithalat arz ve talebine ait gelir ve fiyat esneklikleri ile imalat sanayi ihracat talebine ait gelir ve fiyat esnekliği ve ihracat arz denkleminde ait gelir ve fiyat esnekliklerinin işareti teoriyle uyumlu bulmuşlardır.

Kaplan ve Güngör (2017)’ün reel döviz kurunun Türkiye’nin Avrupa Birliği’ne yaptığı sektörel ihracatına etkisini araştırdığı çalışmada Türkiye’nin sektörel ihracatında birliğe üye ülkelerin gelirlerinin temel faktör olduğu ve döviz kurundaki hareketliliğe karşı sektör/ülke duyarlılıklarının farklılaştığı belirtilmiştir.

Bu çalışmanın literatürdeki diğer çalışmalardan farkı yöntem açısından ele alınan çalışmalarda çoklu kırılmaları dikkate alan çalışmaya ve Bayer-Hanck yöntemini kullanan çalışmaya ve ayrıca iktisadi açıdan da uluslararası enerji fiyatlarını bir girdi maliyeti olarak modele ilave eden ve bunu dış maliyet yapısı olarak nitelendiren çalışmaya sık rastlanılmamasıdır.

4. Çalışmanın Modeli, Veri Seti, Ekonometrik Yöntemi ve Ampirik Bulguları

Çalışmanın bu kısmında ilk önce ihracat arz fonksiyonuna dayandırılan sınanacak olan model ortaya konulduktan sonra veri seri hakkında bilgi verilecektir. Kullanılacak olan ekonometrik yöntemlerin teorik temelleri ile birlikte ampirik bulgular açıklanacaktır.

4.1. Model ve Veri Seti

Çalışmanın ana amacı geleneksel ihracat arz fonksiyonu yapısını genişleterek Türkiye'nin imalat sanayi ihracatı arz fonksiyonunu modellemektir. Bu çerçevede ortaya koyulan model;

$$\text{Lnİhracat}_t = \alpha_0 + \alpha_1 \text{LnSanayi}_t + \alpha_2 \text{LnKur}_t + \alpha_3 \text{LnEnf}_t + \alpha_4 \text{LnEnerji}_t + \alpha_5 \text{Lnİşçi}_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Denklem 3'deki İhracat değişkeni Türkiye'nin üçer aylık imalat sanayi ihracatını, Sanayi değişkeni 2010= 100 şeklinde olan aylık sanayi üretim endeksinin üç aylık ortalama şeklindeki hali, Kur değişkeni 2010=100 endeks şeklinde olan üçer aylık ortalama dolar kuru, Enf değişkeni 2010=100 endeks şeklinde üçer aylık nispi tüketici fiyat endeksi, Enerji değişkeni 2010=100 şeklinde olan aylık dünya enerji mali fiyatları endeksinin üç aylık ortalama şeklindeki hali, İşçi değişkeni ise 2010=100 endeks şeklinde olan üçer aylık nispi birim işgücü maliyetidir. İhracat, Sanayi değişkenleri TÜİKden, Enerji fiyatları Dünya bankası emtia fiyatları verisinden, Kur, Enf, İşçi değişkenleri ise OECD veri tabanından elde edilmiştir. Çalışmada 1986q1- 2018q2 dönemi için çeyreklik veriler kullanılmıştır.

4.2. Ekonometrik Yöntem ve Ampirik Bulgular

Logaritmik serileri alınan değişkenler mevsimsellikten arındırılmış ve sırasıyla, Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF), Philips-Perron (PP), Lee-Strazicich (2003) İki Kırılmalı Birim Kök Testi, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri uygulanmıştır. Sonrasında Bayer-Hanck eşbütünleşme testi uygulandıktan sonra iki ve çok kırılmayı dikkate alan eştümleşme testleri uygulanmış en sonunda da kırılmaları dikkate alarak uzun dönem modellemesi yapılmıştır.

4.2.1 Genişletilmiş Dickey Fuller ve Philips-Perron Birim Kök Testleri

Zaman serilerinde durağanlık sorunu yapılan çalışmaların düzgün sonuçlar vermemesine yol açmıştır. Dolayısıyla literatürde bağımlı değişkenin gecikmelerini dikkate alan genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) (1981) ve sonrasında Philips- Perron (PP) (1988) testleri geliştirilmiştir. Phillips ve Perron (1988)un oluşturduğu süreç hata terimlerine ilişkin daha esnek varsayımlara sahip olduğundan esas itibari ile esnek bir Dickey-Fuller sürecidir. PP, hata terimlerinin zayıf bağımlı ve heterojen dağılımlı olmasına imkân tanırken ADF sınaması hata terimlerini bağımsız ve homojen varsaymaktadır. PP birim kök testinin ADF birim kök testinden farkı, alternatif formlardan hiçbirinde bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin yer almamasıdır. Tablo 1 ve Tablo 2 sırasıyla ADF ve PP sınamasını gerçekleştirmiştir.

Tablo 1. ADF Birim Kök Testi

Değişkenler	Düzeyde		Birinci Farkında	
	Sabit	Sabit+Trend	Sabit	Sabit+Trend
Lnİhracat	-1.353787	-1.428127	-6.575044	-6.699532
Ln Sanayi	-0.097797	-2.239397	-11.48447	-11.45489
Ln Kur	-2.110495	-1.615333	-2.852244	-3.661483
Ln Enf	-2.026886	-2.408382	-9.268658	-9.287957
Ln Enerji	-1.543034	-2.595685	-8.783402	-8.751292
Ln İşçi	-1.865298	-2.302954	-10.35304	-10.36025

Not: Kritik Değerler Mc. Kinnon (1996) ya göre bakılmıştır. Mc. Kinnon Kritik değerleri sırasıyla %5 anlamlılık düzeyinde sabitte -2,88 sabit+trendde -3,44 dir. %1 anlamlılık düzeyinde sabitte -3,48 sabit+trendde -4,03dir.

Tablo 2. PP Birim Kök Testi

Değişkenler	Düzeyde		Birinci Farkında	
	Sabit	Sabit+Trend	Sabit	Sabit+Trend
Lnİhracat	-1.404196	-1.540528	-10.49669	-10.61647
Ln Sanayi	-0.058464	-2.260499	-11.49255	-11.46465
Ln Kur	-1.506500	-0.892222	-12.16786	-14.39175
Ln Enf	-1.891810	-2.338056	-10.75003	-11.11130
Ln Enerji	-1.075454	-2.430420	-9.284249	-9.248632
Ln İşçi	-1.709971	-2.238987	-10.97073	-11.45315

Not: Kritik Değerler Mc. Kinnon (1996) ya göre bakılmıştır. Mc. Kinnon Kritik değerleri sırasıyla %5 anlamlılık düzeyinde sabitde -2,88 sabit+trendde -3,44 dir. %1 anlamlılık düzeyinde sabitde -3,48 sabit+trendde -4,03dir.

ADF ve PP sonuçlarına göre; serilerin sabit ve sabit+trendli modellerine baktığımızda birinci farklarında durağan olmaktadır.

4.2.2 Lee-Strazicich İki Kırılmalı Birim Kök Testi

Lee ve Strazicich tarafından geliştirilen LM birim kök testi hem boş hipotez hem de alternatif hipotez altında kırılmalar izin vermektedir. Veri işleme sürecine bağlı olarak test istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$y_t = \delta' Z_t + e_t \quad e_t = \beta e_{t-1} + \varepsilon_t$$

burada y_t , bağımlı değişkeni; Z_t dışsal değişkenler vektörünü, ε_t ise iid sürecine sahip Gauss dağılımlı hata terimidir. Düzeyde ve trendde iki kırılmaya izin veren model şu şekilde ifade edilebilir: $Z_t = [1, t, D_{1t}, DT_{1t}, D_{2t}, DT_{2t}]'$. Burada D_{jt} ve DT_{jt} , $j = 1, 2$ kırılma yılları için oluşturulan kukla değişkenlerdir. Kırılma tarihleri $t \geq T_B + 1$ için $D_{jt} = 1$ ve diğer durumlarda 0 değeri verilerek oluşturulmaktadır. Trenddeki kırılma $t \geq T_{Bj} + 1$ için $DT_{jt} = t - T_{Bj}$ ve diğer durumlarda 0 değerini almaktadır. Eşitlikte verilen veri işleme süreci boş hipotez ($\beta = 1$) ve alternatif hipotez altında ($\beta < 1$) kırılmalara izin vermektedir. Lee ve Strazicich (2003) LM birim kök test istatistiğini elde etmek amacıyla aşağıdaki regresyon denklemini kullanmaktadır:

$$\Delta y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \check{S}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta \check{S}_{t-j} + u_t, \quad (4)$$

Burada $\check{S}_t = y_t - \check{\psi}_x - Z_t \check{\delta}$, $t = 2, \dots, T$ için trendten arındırılmış seriyi göstermektedir. Eşitlikte δ' ifadesi Δy_t 'nin ΔZ_t 'e göre tahmin edilen regresyondan elde edilen katsayı değerlerini göstermektedir. Ayrıca denklemde $\check{\psi}_x = y_1 - Z_1 \check{\delta}$ olup burada y_1 ve Z_1 değişkenleri birinci gözlem değerlerine karşılık gelmektedir. Modelde $\Delta \check{S}_{t-j}$ düzeltme terimi otokorelasyonu gidermek amacıyla modele dahil edilmektedir. Eşitlik (4)'te boş hipotez ($\phi = 0$), LM test istatistiğine ait t -değeri üzerinden test edilmektedir. Kırılma tarihleri, verinin başından ve sonundan %10 kırılma değeri düşüldükten sonra kalan muhtemel kırılma tarihleri üzerinden grid search metodu ile tahmin edilmektedir. Burada hataları minimize eden test istatistiği değeri kullanılmaktadır (Lee ve Strazicich, 2003). Kritik değerler Lee ve Strazicich (2003, 2004) tarafından bir ve iki kırılma altında tabule edilmektedir (Lee ve Strazicich, 2003).

Tablo 3. Lee-Strazicich (2003) İki Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Model AA				Model CC			
	TB1	TB2	t-ist	k	TB1	TB2	t-ist	k
Lnİhracat	2009:4	2014:1	-1.855**	2	2002:4	2009:4	-4.472**	2
Ln Sanayi	1994:1	1998:3	-3.562**	6	2000:1	2004:3	-4.487**	6
Ln Kur	1990:4	2002:4	-2.180**	6	1990:3	2002:4	-3.920**	6
Ln Enf	2001:4	2008:2	-2.942**	1	1997:2	2011:2	-5.201**	1
Ln Enerji	2002:4	2008:1	-2.609**	1	2003:4	2014:2	-4.972**	6
Ln İşçi	2001:4	2008:2	-2.836**	1	1997:2	2009:3	-5.208**	1

Not: Tabloda Model AA ortalamadaki kırılmayı; Model CC ise ortalama ve eğimdeki (rejim) kırılmaları göstermektedir. Lee-Strazicich testi model Model AA için kritik değerler; -4.0967 -3.5892 -3.3375 dir. Model CC için kritik değerler birinci ve ikinci kırılma noktalarının kesişiminden oluşup Lnİhracat değişkeni için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sırasıyla -5.93, -5.48, -5.15'dir. LnSanayi değişkeni için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sırasıyla -6.10, -5.41, -5.16'dır. LnKur ve LnEnerji değişkenleri için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sırasıyla -6.03, -5.51, -5.22'dir. LnEnf değişkeni için %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde sırasıyla -6.06, -5.49, -5.21 olarak belirlenen kritik değerler son olarak Lnİşçi değişkeni için sırasıyla -5.94, -5.50 ve -5.20 olarak tespit edilmiştir. . ***, **, ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir. k, Akaike bilgi kriteri tarafından belirlenmiş uygun gecikme uzunluklarını göstermektedir.

Tablo 3'den elde edilen Lee-Strazicich (2003) birim kök testi sonuçlarına göre bütün değişkenler %5 anlam seviyesinde birim kök içermektedir. Yani sıfır hipotezi olan kırılma durumunda birim kök vardır hipotezi hesaplanan değerlerin kritik değerlerden büyük olması nedeni ile kabul edilmiştir.

4.2.3 Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testleri

Zaman serisi analizlerinde, ele alınan zaman dönemi boyunca ikiden fazla yapısal kırılma (çoklu kırılma) durumunda ise, bu yapısal kırılmaları önemsemeden yapılan birim kök testleri sapmalı sonuçlar verebilmektedir (Perron,1989). Çalışmada çoklu kırılma altında birim kökün varlığını tespit etmek amacıyla en çok beş tane yapısal kırılmaya olanak tanıyan ve kırılmaları içsel belirleyen Carrion-i-Silvestre vd. (CS) (2009) tarafından geliştirilen birim kök testi kullanılmıştır.

CS testi, Bai ve Perron (2003) algoritmasını kullanarak, quasi-GLS yöntemi yardımıyla dinamik programlama süreciyle ve hata kareler toplamını minimize ederek yapısal kırılma noktalarını elde etmektedir. Bu testin avantajı düşük gözlemlerde de kullanılabilmesidir (Carrion-i-Silvestre vd. 2009). CS testinde kullanılan stokastik veri üretme süreci şöyledir;

$$y_t = d_t + u_t \quad (6)$$

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

Carrion-i-Silvestre vd. (2009), beş farklı test istatistiği geliştirmiştir (Katircioglu, 2014):

$$P_T(\lambda^0) = \frac{[s(\bar{\alpha}, \lambda^0) - \bar{\alpha} s(1, \lambda^0)]}{s^2(\lambda^0)} \quad (7)$$

Burada P_t Gauss noktası optimal istatistiği; S ise spektral ypgunluk fonksiyonunu göstermektedir.

$$MP_T(\lambda^0) = \frac{[c^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1 - \bar{c}) T^{-1} \tilde{y}_T^2]}{s(\lambda^0)^2}$$

Burada $MP_T(\lambda^0)$, Ng and Perron (2001)'dan elde edilen düzeltilmiş optimal uygun nokta istatistik değeridir.

$$MZ_a(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1}$$

$$MSB(\lambda^0) = \left(s(\lambda^0)^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{1/2}$$

$$MZ_t(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left(4s(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{1/2}$$

MZ_a , MSB ve MZ_t istatistikleri GLS trendden arındırma yaklaşımı kullanılarak elde edilen M-sınıfı test istatistikleridir (Carrion-i-Silvestre vd., 2009). Asimtotik kritik değerler bootstrap yaklaşımı ile elde edilmektedir. Boş hipotezin reddi serinin durağanlığını ifade etmektedir (Katircioglu, 2014). Tablo 4’de Carrion-i-Silvestre (2009) çoklu yapısal kırılma test sonuçları yer almaktadır.

Tablo 4. Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Test Sonuçları

LNİHRACAT							
Ortalamada Kırılma				Ortalama + Eğim Kırılma			
	Test İstatistik	Kritik Değerler	Kırılma Dönemleri		Test İstatistik	Kritik Değerler	Kırılma Dönemleri
P_t	11.740478	6.5348570	2002:2	P_t	13.195363	8.5461996	1998:1
MP_t	10.962140	6.5348570	2008:3	MP_t	13.129601	8.5461996	2002:1
MZ_a	-18.219213	-30.245052	2009:2	MZ_a	-22.786244	-35.255614	2008:3
MSB	0.16487908	0.12919201		MSB	0.14772544	0.11840002	
MZ_t	-3.0039670	-3.8709478		MZ_t	-3.3661079	-4.1736523	
LNSANAYİ							
	Test İstatistik	Kritik Değerler	Kırılma Dönemleri		Test İstatistik	Kritik Değerler	Kırılma Dönemleri
P_t	13.089747	6.6444034	2001:4	P_t	13.342996	8.1185492	1989:2
MP_t	11.204354	6.6444034	2008:3	MP_t	12.066731	8.1185492	2001:4
MZ_a	-18.245810	-30.394987	2009:1	MZ_a	-23.753833	-35.732402	2008:1
MSB	0.16443680	0.12876875		MSB	0.14508308	0.11782317	
MZ_t	-3.0002825	-3.8797892		MZ_t	-3.4462793	-4.2129708	
LNKUR							
	Test İstatistik	Kritik Değerler	Kırılma Dönemleri		Test İstatistik	Kritik Değerler	Kırılma Dönemleri
P_t	5.3471358	4.2089863	1986:3	P_t	7.4265477	7.7717531	1989:1
MP_t	4.2823956	4.2089863	1987:1	MP_t	6.7617795	7.7717531	1993:4
MZ_a	-22.855524	-21.044650	2001:4	MZ_a	-40.416793	-34.616994	2001:1
MSB	0.14669019	0.16347691		MSB	0.11043899	0.11914798	
MZ_t	-3.3526813	-3.1835375		MZ_t	-4.4635899	-4.1321093	
LNENF							
	Test İstatistik	Kritik Değerler	Kırılma Dönemleri		Test İstatistik	Kritik Değerler	Kırılma Dönemleri
P_t	7.4086289	4.4115502	1993:4	P_t	10.042995	8.0482790	1993:4
MP_t	6.8468421	4.4115502	1994:2	MP_t	9.2677978	8.0482790	2000:4
MZ_a	-20.182934	-27.397970	2007:4	MZ_a	-33.327714	-36.219516	2007:4
MSB	0.15553409	0.14277430		MSB	0.12048557	0.11698251	
MZ_t	-3.1391343	-3.6659972		MZ_t	-4.0155085	-4.2381972	
LNENERJİ							
	Test İstatistik	Kritik Değerler	Kırılma Dönemleri		Test İstatistik	Kritik Değerler	Kırılma Dönemleri
P_t	14.880305	6.6444034	2001:4	P_t	15.422391	7.6532485	1999:1
MP_t	14.089790	6.6444034	2008:3	MP_t	14.571582	7.6532485	2008:3
MZ_a	-14.345772	-30.394987	2009:1	MZ_a	-17.976984	-33.263910	2014:2
MSB	0.18660716	0.12876875		MSB	0.16379956	0.12231527	
MZ_t	-2.6770238	-3.8797892		MZ_t	-2.9446222	-4.0721844	
LNİŞÇİ							
	Test İstatistik	Kritik Değerler	Kırılma Dönemleri		Test İstatistik	Kritik Değerler	Kırılma Dönemleri
P_t	8.2099166	4.4115502	1993:4	P_t	12.464579	8.4526687	1993:4
MP_t	7.5207694	4.4115502	1994:2	MP_t	11.500375	8.4526687	1997:1
MZ_a	-18.199336	-27.397970	2007:4	MZ_a	-27.345153	-35.649210	2008:3
MSB	0.16403113	0.14277430		MSB	0.13264032	0.11780252	
MZ_t	-2.9852577	-3.6659972		MZ_t	-3.6270699	-4.1968864	

Test modeli olarak hem sabitte (ortalamada) hem de sabitte ve trendde (ortalama+eğim) yapısal kırılmaya izin veren model seçilmiştir. Yapısal kırılma tarihleri kullanılan test yöntemi tarafından belirlenen tarihlerdir. Carrion-i-Silvestre (2009) testi en fazla beş tane yapısal kırılmaya izin vermekle birlikte çalışmada kullanılan veri sayısı 130 olduğu için beş yapısal kırılma yerine maksimum üç yapısal kırılma durumu (Serilerdeki optimal yapısal kırılmaların tespitinde Bai-Perron ardışık (sequential) çoklu yapısal kırılma testi uygulanmıştır. Elde edilen sonuçlar optimal kırılma sayısının 2 ve 3 olduğunu göstermiştir.) uygulanmıştır. Buna göre tablo 4de elde edilen birim kök test sonuçları incelendiğinde, hesaplanan test istatistiklerinin bootstrap kritik değerlerinden büyük olduğu görülmekte, dolayısıyla H_0 hipotezi kabul edilmektedir. Bu sonuç yapısal kırılmalar altında serilerde birim kök olduğunu, yani serilerin durağan olmadığını göstermektedir.

4.2.4 Bayer-Hanck Eş-Bütünleşme Testi

Engle ve Granger seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi analiz ederken eş-bütünleşme yaklaşımını geliştirmişlerdir. Bu eş-bütünleşme yaklaşımını, analizdeki tüm serilerin aynı entegrasyon derecesine sahip olması üzerine kuruludur. Engle-Granger eş-bütünleşme yaklaşımı, bir çok iktisadi zaman serisinde olduğu gibi, veri setleri sonlu boyutta olduğu zaman uygundur. Engle-Granger eş-bütünleşme yönteminin sorunu; açıklayıcı gücünün düşük olmasından dolayı önyargılı ampirik sonuçlar sağlamaktadır. 1980’lerin sonunda Johansen yeni bir eş-bütünleşme geliştirmiştir. Bu testin adı Johansen maximum eigenvalue test (Johansen maksimum öz değer testi)’dir. Bu eş-bütünleşme testi araştırmacılar tarafından daha çok tutulmaktadır. Çünkü bu test değişkenler arasındaki birden çok eş-bütünleşik ilişkiyi tespit etmeye olanak sağlamaktadır. Ayrıca literatürde F testine bağlı Boswijk ve t testine bağlı Banerjee vd. hata düzeltme modelleri kullanılmaktadır (Bayer and Hanck,2013).

Bayer-Hanck eş-bütünleşme yöntemi yukarıda açıklanan farklı sonuçlar veren bu testleri tek bir çerçevede birleştirmektedir. En kapsamlı Bayer-Hanck eş-bütünleşme testinin varlığının sinaması Engle-Granger, Johansen, Boswijk ve Banerjee vd. testlerine dayalıdır. Bayer-Hanck testi; Engle-Granger, Johansen, , Boswijk ve Banerjee vd. test istatistiklerini birlikte belirlemektedir. Diğer bir ifadeyle; Bayer-Hanck eş-bütünleşme testi, kapsamlı eş-bütünleşme sonucu için çeşitli eş-bütünleşme testlerinin ampirik sonuçlarını birleştirmektedir. Bu çerçevede sistem şu şekilde oluşmaktadır. Fisher formüllerinde her bir eş-bütünleşme testinin tahmini önem seviyesinin (p-değeri) kombinasyonu aşağıdaki gibidir (Bayer and Hanck,2013):

$$EG-JOH = -2[\ln(pEG) + (pJOH)] \quad (8)$$

$$EG-JOH-BO-BDM = -2[\ln(pEG) + (pJOH) + (pBO) + (pBDM)]$$

Bayer-Hanck yönteminden önce modelin optimal gecikme uzunluğu bulunmuştur. AIC (Akaike Information Criteria)’ya göre optimal gecikme uzunluğu 5dir.

Tablo 5. Bayer-Hanck Eş-Bütünleşme Testi Sonuçları

Tahminlenen Model	EG-JOH	EG-JOH-BO-BDM	Eş-Bütünleşik İlişkinin Varlığı
$\ln \hat{I}hracat = f(\ln sanayi, \ln kur, \ln enf, \ln enerji, \ln işçi)$	8.52	17.38	VAR
$\ln sanayi = f(\ln ihracat, \ln kur, \ln enf, \ln enerji, \ln işçi)$	4.13	4.21	YOK
$\ln kur = f(\ln ihracat, \ln enf, \ln enerji, \ln işçi, \ln sanayi)$	7.18	10.28	YOK
$\ln enf = f(\ln ihracat, \ln enerji, \ln işçi, \ln sanayi, \ln kur)$	5.45	22.28	VAR/YOK
$\ln enerji = f(\ln ihracat, \ln enf, \ln işçi, \ln sanayi, \ln kur)$	9.91	28.64	VAR
$\ln işçi = f(\ln enerji, \ln ihracat, \ln enf, \ln sanayi, \ln kur)$	5.65	20.92	YOK/VAR

Not: %10 anlamlılık düzeyinde kritik değerler EG-JOH için 8.242 ve EG-JOH-BO-BDM için 15.804 dür. Test istatistiği > Kritik değer ise eş-bütünleşmenin varlığına işaretler.

-Tablo 5 sonuçlarına göre Bayer-Hanck eş-bütünleşme testi değişkenler arasında birden çok eş-bütünleşik ilişkinin varlığını göstermektedir. İstatistiki açıdan bu durum birden çok eş-bütünleşik vektörün varlığını göstermektedir. Yani bu değişkenler ile sistem yaklaşımı olan VAR (Vector Autoregression) yöntemi uygulanmalıdır. Ancak iktisadi açıdan ihracat arz fonksiyonunu modellediğimiz çalışmada ihracat değişkeninin bağımlı değişken olduğu tek denklem yaklaşımı dikkate alınmaktadır. Burada bu analizi yapmamızın nedeni iktisattaki bazı teorik ispatı kanıtlanmış olan denklemlerin tek-denklemler yaklaşımı çerçevesinde direkt kullanılabileceğidir.

4.2.5. Hatemi-J ve Maki Eş- Bütünleşme Testleri

Değişkenlerin $I(1)$ özelliğine sahip olmaları, bunlar arasında yapılacak regresyon analizlerinde sahte regresyon sorununu gündeme getirmektedir. Birim kök içeren seriler arasında yapılacak regresyon sonuçlarının gerçek regresyon sonuçları olabilmesi için değişkenlerin uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi içinde olmaları gerekmektedir. Analizlerde kullanılan serilerin yapısal kırılma içermeleri durumunda, birim kök testlerinde olduğu gibi, seriler arasındaki uzun dönem ilişkinin varlığını belirten eşbütünleşme testleri de sapmalı sonuçlar vermektedir. Dolayısıyla, eşbütünleşme testlerinde de yapısal kırılmaların etkilerinin dikkate alınması gerekmektedir.

Yapısal kırılmalı eşbütünleşme testleri arasında Gregory ve Hansen (1996) tek yapısal kırılmayı dikkate alırken, Hatemi-J (2008) iki yapısal kırılmayı göz önünde bulundurabilmektedir. 9 numaralı regresyon eşitliğinden hareketle iki yapısal kırılma altında eşbütünleşme ilişkinin varlığını test eden Hatemi-J (2008) eşitliğine ulaşılabilir;

$$y_t = \alpha + \beta'x_t + u_t, \quad t = 1, 2, \dots, n. \quad (9)$$

burada y_t bağımlı değişkeni; x_t , m - boyutlu bağımsız değişkenler vektörünü; β , m - boyutlu parametreler vektörünü, t ise zaman indeksini göstermektedir. Eşitlik (9) standart model olup genellikle eşbütünleşmenin testinde kullanılmaktadır. Engle ve Granger (1987)'e göre y_t ve x_t değişkenleri birinci dereceden entegrasyonlu iken, $y_t \sim I(1)$ ve $x_t \sim I(1)$, u_t hata terimi sıfırıncı dereceden entegrasyon derecesine sahipse, $u_t \sim I(0)$, eşbütünleşmenin varlığından söz edilmektedir. Gregory ve Hansen (1996b) çalışmada ele alınan dönem boyunca meydana gelen yapısal kırılmalardan dolayı eşitlik 9'da yer alan denklemden elde edilen eşbütünleşme test sonuçlarının sapmalı olabileceği göstermektedir. Yazarlar eş bütünleşme denklemini bilinmeyen tarihte meydana gelen ve içsel olarak belirlenen tek bir yapısal kırılma altında yeniden uyarlamaktadır. Hatemi-J (2008), birden fazla kırılma olması durumunda tek kırılmaya izin veren Gregory ve Hansen (1996b) eşbütünleşme test sonuçlarının sapmalı olabileceğini öne sürmektedir. Hatemi-J, eşitlik 9'da yer alan denklemden hareketle hem ortalama hem de eğimde meydana gelen iki yapısal kırılmanın etkisini dikkate alarak aşağıdaki genişletilmiş denkleme ulaşmaktadır (Hatemi-J, 2008):

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{1t} + \alpha_2 D_{2t} + \beta'_0 x_t + \beta'_1 D_{1t} x_t + \beta'_2 D_{2t} x_t + u_t \quad (10)$$

Burada D_{1t} ve D_{2t} kırılma dönemlerini veren kukla değişkenler olup, şu şekilde tanımlanmaktadır;

$$D_{1t} = \begin{cases} 0 & \text{eğer } t \leq [n\tau_1] \\ 1 & \text{eğer } t > [n\tau_1] \end{cases} \quad (11)$$

ve

$$D_{2t} = \begin{cases} 0 & \text{eğer } t \leq [n\tau_2] \\ 1 & \text{eğer } t > [n\tau_2] \end{cases}$$

burada $\tau_1 \in (0,1)$ ve $\tau_2 \in (0,1)$ bilinmeyen parametreler olup rejim değişim noktalarına denk gelen kırılma tarihlerini vermektedir (Hatemi-J, 2008).

Yapısal kırılma altında eşbütünleşmenin olmadığını öne süren boş hipotezin testi, (10) nolu denklemden elde edilen ve Δu_t hata terimi denkleminde yer alan $\hat{u}_{t-1}$ eğim değişkenine ait t değerine karşılık gelen ADF test istatistiği ile yapılmaktadır. Z_a ve Z_t istatistikleri ise sapması – düzeltilmiş birinci dereceden otokorelasyon katsayısının, $\hat{\rho}^*$, tahminine dayanmaktadır;

$$\hat{\rho}^* = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} (\hat{u}_t \hat{u}_{t+1} - \sum_{j=1}^B \omega(j/B) \hat{\gamma}(j))}{\sum_{t=1}^{n-1} \hat{u}_t^2} \quad (12)$$

Temel hipotezin testine yönelik oluşturulan ADF, Z_a ve Z_t test istatistikleri $\tau_1 \in T_1 = (0.15, 0.70)$ ve $\tau_2 \in T_2 = (0.15 + \tau_1, 0.85)$ aralığında değişmekte ve minimum test istatistiğine karşılık gelen değeri almaktadır. Buradan hareketle test istatistikleri şu şekilde tanımlanmaktadır (Hatemi-J, 2008):

$$ADF^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} ADF(\tau_1, \tau_2), \quad (13)$$

$$(\tau_1, \tau_2) \in T$$

$$Z_T^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} Z_T(\tau_1, \tau_2),$$

$$(\tau_1, \tau_2) \in T$$

$$Z_T^* = \inf_{(\tau_1, \tau_2) \in T} Z_T(\tau_1, \tau_2),$$

$$(\tau_1, \tau_2) \in T$$

Burada $T = (0.15n, 0.85n)$ dir. Burada Gregory ve Hansen (1996b) yöntemi izlenerek verinin başından ve sonundan %15’lik (trimming faktör) kısmı kırılmaktadır. Yapılan kırılma işlemi iki önemli nedene dayanmaktadır. Birincisi gerçek kırılma dönemlerini tespit edebilmek amacıyla veri seti baştan ve sonran %15 oranında düzleştirilmektedir. İkincisi ise peş peşe gelen iki dönemde meydana gelen kırılma durumunu elimine etmek amacıyla iki rejim arasındaki uzaklık toplam gözlem sayısının en an %15’i olarak belirlenmektedir (Hatemi-J, 2008).

Maki (2012) eşbütünleşme testi ise beş taneye kadar yapısal kırılmanın varlığı durumunda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test edebilmektedir. Çoklu kırılma durumunda eşbütünleşmenin varlığını test eden aşağıdaki regresyon modellerini ele alalım:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + u_t, \quad (14)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i x_t D_{i,t} + u_t, \quad (15)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i x_t D_{i,t} + u_t, \quad (16)$$

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i x_t D_{i,t} + u_t \quad (17)$$

burada $t = 1, 2, \dots, T$ zaman dönemini ifade etmektedir. y_t skalar bir değişken iken, $x_t = (x_{1t}, \dots, x_{mt})'$, $(m \times 1)$ boyutlu vektör değişkendir. Her iki değişken de birinci dereceden entegrasyon derecesine, $I(1)$, sahiptir. u_t denge hata terimini göstermektedir. $D_{i,t}$ kukla değişkeni $t > T_{Bi}$ iken 1; diğer durumlarda 0 değerini almaktadır. k ; maksimum kırılma sayısını, T_{Bi} ise kırılma dönemini ifade etmektedir. Eşitlik (14) ortalama (μ) kırılma modelini; eşitlik (15) ortalama (μ) ve eğimdeki (β) kırılmalarla adlandırılan rejim modelini göstermektedir. Eşitlik (16) trend değişkeni ile beraber rejim modelini, eşitlik (17) ise ortalama, trend ve eğim değişkenlerindeki kırılmaları içeren en genel modeli tanımlamaktadır (Maki, 2012).

Eşitlikte yer alan modeller $k = 1$ olması durumunda Gregory ve Hansen (1996a,b); $k = 2$ durumunda Hatemi-J (2008) modeline dönüşmektedir. Burada kullanılan metodlar Bai ve Perron (1998) tarafından önerilen yapısal kırılma testi ve Kapetanios (2005) tarafından geliştirilen yapısal kırılmalı birim kök testine dayanmakta olup bilinmeyen sayıdaki kırılmanın, önsel olarak belirlenen maksimum kırılma sayısına eşit veya daha küçük olduğu varsayımını dikkate almaktadır. Model,

eşbütünleşmenin olmadığı boş hipotezini, i sayıda ($i \leq k$) yapısal kırılma altında eşbütünleşmenin olduğu alternatif hipotezine karşı sınamaktadır. Testin işleyiş aşamaları şu şekildedir (Maki, 2012):

- Birinci aşamada maksimum kırılma sayısı (k) belirlenmektedir. Eşitlik (14) deki modelden hareketle eşbütünleşmenin varlığını sınayabiliriz;

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + u_t \quad (18)$$

model boş hipotezi, $\rho = 0$, alternatif hipoteze karşı, $\rho < 0$, test edilmektedir:

$$\Delta \hat{u}_t = \rho \hat{u}_t + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta \hat{u}_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (19)$$

burada $\varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2)$ ve $\hat{u}_t$, (18) nolu regresyondan elde edilen hata terimini göstermektedir. Öncelikle tek bir kırılma ve $\rho = 0$ varsayımı altında modelde, olası tüm kırılmalar için t istatistiği hesaplanmaktadır (Maki, 2012).

- İkinci aşamada, birinci kırılma noktası (18) nolu denklem için hata kareler toplamının minimizasyonu ile belirlenmektedir;

$$SSR_1 = \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\mu} - \hat{\mu}_1 D_{1,t} - \beta' x_t)^2 \quad (20)$$

Burada $\hat{\mu}$, $\hat{\mu}_1$ ve $\hat{\beta}$, EKK (en küçük kareler) tahminleridir. Modelde birinci kırılma noktası $\hat{bp}_1 = \arg \min SSR_1$ olarak gösterilmektedir (Maki, 2012).

- Üçüncü aşamada tahmin edilen birinci kırılma noktası bp_1 modele dahil edilmektedir. İkinci kırılma noktası $\rho = 0$ boş hipotezi altında ve minimum t değeri veren nokta olarak ikinci kez belirlenmektedir. Burada temel alınan denklem ise şu şekilde belirlenmektedir;

$$y_t = \mu + \mu_1 D_{1,t} + \mu_2 D_{2,t} + \beta' x_t + u_t, \quad (21)$$

ve

$$\Delta \hat{u}_t = \rho \hat{u}_t + \sum_{j=1}^p \alpha_j \Delta \hat{u}_{t-j} + \varepsilon_t.$$

- Dördüncü aşamada ikinci kırılma noktası bp_2 , minimum SSR_1 elde edilmesi sonucu belirlenmektedir:

$$SSR_2 = \sum_{t=1}^T (y_t - \hat{\mu} - \hat{\mu}_1 D_{1,t} - \hat{\mu}_2 D_{2,t} - \beta' x_t)^2 \quad (22)$$

İkinci kırılma noktası $\hat{bp}_2 = \arg \min SSR_2$ olarak ifade edilmektedir (Maki, 2012).

- Beşinci aşamada bp_1 ve bp_2 kırılma noktaları modele dahil edilerek süreç yinelenmektedir. Üçüncü ve dördüncü aşamalar k sayıda kırılma noktası tahmin edilene dek tekrarlanmaktadır (Maki, 2012).

Hatemi-J (2008) yönteminde olduğu gibi peş peşe kırılma yılının gelmesi durumuna karşı değişkenin başından ve sonundan olmak üzere %15'lik bir değer kırılmaktadır.

Çalışmada iki ve maksimum beş yapısal kırılma durumunda eşbütünleşme ilişkisi sırasıyla Hatemi-J (2008) ve Maki (2012) yapısal kırılmalı eşbütünleşme testleriyle incelenmiştir.

Tablo 6. Hatemi-J Eş-Bütünleşme Testi Sonuçları

Ortalamada Kırılma					
Test İstatistik		Kırılma Tarihleri	%1 Kritik Değer	%5 Kritik Değer	% 10 Kritik Değer
ADF^*	-5.602	2004:2	-8.353	-7.903	-7.705
Z_t^*	-5.462		-8.353	-7.903	-7.705
Z_a^*	-46.544		-140.135	-123.870	-116.169
Ortalama ve Trendde Kırılma (Rejim)					
Test İstatistik		Kırılma Tarihleri	%1 Kritik Değer	%5 Kritik Değer	% 10 Kritik Değer
ADF^*	-8.01 **	1999:3	-8.353	-7.903	-7.705
Z_t^*	-7.71 *	2006:2	-8.353	-7.903	-7.705
Z_a^*	-78.35		-140.135	-123.870	-116.169

Not: Kritik değerleri Hatemi-J (2008)’nin “Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration” adlı çalışmasına ait tablo 1’den elde edilen değerlerdir. m, bağımsız değişken sayısı olup, bu çalışma için m=5 olarak belirlenmiştir. ***, **, ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşmenin varlığını göstermektedir.

Tablo 6’da sabitte ve sabitte ve trendde kırılmayı gösteren Hatemi-J (2008) eş-bütünleşme testi sonuçları yer almaktadır. Buna göre sabitte kırılmayı gösteren model sonuçlarına göre, test istatistikleri kritik değerlerden büyük olduğu için yapısal kırılma altında eş-bütünleşmenin olmadığı boş hipotez kabul edilmektedir. Sabitte ve trendde kırılmayı gösteren model sonuçları incelendiğinde ise, ADF* test istatistiğinin %5 önem düzeyinde kritik değerden küçük olduğu görülmektedir. Bu durumda boş hipotez reddedilip, yapısal kırılma durumunda eş-bütünleşmenin olduğu alternatif hipotez kabul edilmektedir.

Tablo 7. Maki Eş-Bütünleşme Testi Sonuçları

Ortalamada Kırılma			Kritik Değerler		
Test İstatistik	m	Kırılma Tarihleri	%1	%5	%10
-6.27	5	1999:1, 2000:4, 2004:3, 2008:4, 2015:1	-6.856	-6.306	-6.039
-6.27	4	1999:1, 2000:4, 2004:3, 2015:1	-6.640	-6.132	-5.892
-5.61	3	1999:1, 2000:4, 2004:3	-6.501	-5.992	-5.714
-4.79	2	2000:4, 2004:3	-6.303	-5.839	-5.575
-4.79	1	2004:3	-6.139	-5.650	-5.386
Ortalama ve Trendde Kırılma (Rejim)			Kritik Değerler		
Test İstatistik	m	Kırılma Tarihleri	%1	%5	%10
-6.53	5	1988:3, 1994:2, 2001:3, 2003:2, 2008:4	-9.441	-8.869	-8.541
-6.53	4	1988:3, 1994:2, 2003:2, 2008:4	-8.895	-8.292	-8.004
-6.53	3	1988:3, 1994:2, 2003:2	-8.336	-7.803	-7.481
-6.53	2	1988:3, 2003:2	-7.756	-7.244	-6.964
-6.53	1	2003:2	-7.021	-6.520	-6.242

Not: ***, **, ve * sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık da eş-bütünleşmenin varlığını göstermektedir. Kritik değerler Maki (2012) tablo 1’den alınmıştır

Tablo 7’de Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi sonuçları yer almaktadır. Sonuçlar incelendiğinde, her iki test modelinde de test istatistiklerinin %5 önem seviyesinde kritik değerlerden büyük olduğu görülmektedir. Buna göre çoklu yapısal kırılmalar altında, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı söylenebilir. Seriler arasında Maki (2012) eşbütünleşme testine göre bir eşbütünleşme ilişkisine rastlanamadığı için uzun dönem eşbütünleşme katsayılarının tahmininde Hatemi-J (2008) eşbütünleşme testinden elde edilen yapısal kırılma tarihleri kukla değişkenler olarak analize dahil edilmiştir.

4.2.6. Uzun ve Kısa Dönem Modellenmesi

Uzun dönem katsayı tahminlerinin elde edilmesinde Tam Uyarlanmış En Küçük Kareler (FMOLS) tahmin yöntemi kullanılmıştır. Uzun dönem yorumlanabilir katsayı tahminleri elde etmek ve değişkenler arasındaki içsellikten ve otokorelasyondan kaynaklanan sapmaları düzeltmek amacıyla bu tahminci tercih edilmiştir. Rejim modeli ile uyumlu olarak oluşturulan kriz kuklalarının eğim katsayıları ile çarpımı olan etkileşim katsayıları birçoğu anlamsız olduğu için modele dahil edilmemiş, sadece sabitteki kırılmaları gösteren kuklalar ile bağımsız değişkenler ile çarpımı anlamlı olan etkileşim katsayılarının olduğu değişkenler modele eklenmiştir.

Tablo 8. Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayıları: Tam Uyarlanmış En Küçük Kareler (FMOLS)

Değişken	Katsayı	t-istatistik	Olasılık Değeri
Sabit Terim	17.38765	20.40349	0.0000
LnSanayi	1.783572	8.397682	0.0000
LnKur	0.081901	3.627725	0.0004
LnEnf	-1.450876	-1.149776	0.2526
LnEnerji	0.264138	4.829330	0.0000
Lnİşçi	0.703209	0.548066	0.5847
Kukla 1	-4.023882	-3.578214	0.0005
Kukla 2	4.382354	3.720542	0.0003
Ln Sanayi* Kukla 2	-0.946913	-3.650432	0.0004
Ln Enf* Kukla 1	5.381041	2.458937	0.0154
Ln İşçi* Kukla 1	-4.466293	-2.031233	0.0445

Tablo 8’ den elde edilen sonuçlara göre Türkiye’nin uzun dönem imalat sanayi ihracat arz fonksiyonu LnEnf, Lnİşçi dışında modeldeki diğer değişkenlerden etkilenmektedir. Dünya enerji fiyatları %1 arttığında Türkiye’de ihracatı % 0.26 birim artmaktadır. Sanayi üretim endeksindeki %1’lik bir artış ihracatı %1.78 birim arttırmaktadır. Döviz kurundaki %’lik artış ihracatı % 0.08 arttırmaktadır. Modele ilave edilen yapısal kırılma tarihleri kukla değişkenlerinden 1999:3 için verilen kukla değişken Türkiye’nin uzun dönem imalat sanayi ihracat arz fonksiyonunu % 4 birim negatif etkilemekte iken 2006:2 değişkeni aynı oranda pozitif etkilemektedir. Etkileşim katsayılarının etkileri dikkate alındığında; Ln Sanayi* Kukla 2 değişkeninin katsayısının -0.94 katsayısının anlamı sanayi üretiminin $1.78 + (-0.94) = 0.84$ şeklinde katsayısı ile 2006:2 döneminden sonra sanayi üretiminin % 1lik artışı ihracatı % 0.84 oranında arttırmaktadır.

Tablo 9. Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

Değişken	Katsayı	t-istatistik	Olasılık Değeri
Sabit Terim	0.020341	3.550197	0.0000
$\Delta \text{LnSanayi}$	0.249983	1.617060	0.1085
ΔLnKur	-0.025467	-1.376501	0.1712
ΔLnEnf	-0.126884	-0.223960	0.8232
$\Delta \text{LnEnerji}$	0.166909	3.859409	0.0002
$\Delta \text{Lnİşçi}$	0.123652	0.217128	0.8285
ECT_{t-1}	-0.311913	-5.309804	0.0000
$R^2=0.32$	$\text{LM}(p)=0.32$	$\text{Harvey}(p)=0.9921$	$\text{J-B}(p)=0.08$

Tablo 9’da kısa dönem hata düzeltme modeli tahmin sonuçları yer almaktadır. Tablodan görüleceği gibi hata düzeltme teriminin katsayısı negatif ve istatistiki olarak anlamlıdır. Bu sonuç kısa dönemde hata düzeltme teriminin çalıştığını, seriler arasındaki kısa dönemli sapmaların uzun dönemde ortadan kalktığını serilerin uzun dönemde dengeye geldiğini göstermektedir. Kısa dönemli sapmalar ise hata düzeltme teriminin katsayısından yaklaşık 3 çeyrek ($1/0.311$) olarak görülmektedir. Dolayısıyla seriler arasındaki kısa dönemli sapmalar yaklaşık 3 çeyrek sonra ortadan kalkarak seriler uzun dönem denge noktasına ulaşmaktadır. Kısa dönemli istikrar testleri incelendiğinde ise LM testinin olasılık değerinden modelde otokorelasyon sorununun olmadığı görülmektedir. Benzer şekilde Harvey ve Jarque- Bera (J-B) testlerinin olasılık değerlerinden hareketle modelde sırasıyla değişen varyans probleminin olmadığı ve hata terimlerinin normal dağıldıkları söylenebilir. Bu durum kısa dönemli modelin ve yapılan uzun dönem analizlerin güvenilirliği konusunda bilgi vermektedir.

5. Sonuç ve Politika Önerileri

Dünya enerji fiyatlarının Türkiye’nin imalat sanayi ihracatına etkisinin ölçümlendiği bu çalışmada teorik olarak ihracat arz fonksiyonu konusu dikkate alınmıştır. En yalın haliyle ihracat arz fonksiyonu; ihrac fiyatı, maliyetler ve üretim kapasitesi açıklayıcı değişkenlerini içermektedir. Bu çerçevede kurduğumuz modeldeki anlamlı bağımsız değişkenler sanayi üretim endeksi, döviz kuru ve dünya enerji fiyatlarıdır.

Sanayi Üretim Endeksinin artışının ihracat arzını artırması büyüme yönlü politikaların ve ihracat potansiyeli olan sektörlerin üretimini teşvik edici kredilerin artırılması gerektiği görülmektedir. Ayrıca sanayi üretiminin artışına el verecek olan AR-GE harcamalarının artırılması ve özellikle endemik türdeki ürünlerin üretiminin artışına yönelik harcamaların yapılması önerilmektedir.

Döviz kurundaki artışın ihracatı çok olmasa da pozitif etkilemesi Türkiye’de ihracatın halen fiyat etkisinden kurtulamadığına işarettir. Başka bir ifade ile Türkiye menşeli ürünlerin dövizin yüksekliğinden dolayı dış pazarlarda ucuz olduğu için tüketildiğidir. İhracatı arttırmak yalnız kur ayarlamaları yapmakla kur artışının sağladığı avantajları yakalamakla değil esas olarak sanayi üretimindeki artışla gerçekleştirmeye çalışılmalıdır.

Dünya enerji fiyatlarındaki artış ihracatı pozitif etkilemektedir. Enerji fiyatlarının negatif etkisi beklenirken pozitif çıkması maliyet-ihracat ilişkisi açısından ters bir yapı gibi gözüke de Altıntaş (2013) ün Türkiye için yaptığı çalışmada bir enerji malı olan ve enerji malları fiyat endeksi içindeki payı yüksek olan petrol fiyatlarındaki yükselişe rağmen ihracatın yükselmeye devam etmesi şu nedenlerle açıklamıştır:

-Türkiye’nin yaptığı ihracatın bir bölümünün dayalı olduğu üretim yapısının emek yoğun olması ve dolayısıyla bu ürünlerin toplam maliyeti içinde petrolün düşüklüğü,

-Yabancı sermayeli şirketlerin Türkiye ihracatında payının yüksekliği ve bu sektörlerin ileri teknoloji yoğun sektörler oluşu ile bu şirketlerin Türkiye’ye yeni teknolojileri transfer ederek

verimliliği arttırmıştır. Verimlilik artışı da rekabetçi yapıyı olumlu etkilerken, tüm bu gelişmeler sayesinde ihracat sektöründe petrol fiyatları yükselse de ihracatın artması gerçekleşmiştir(Altıntaş,2013).

Ayrıca, Altıntaş (2013) Türkiye’de ihracatın büyük oranda ithalata bağımlı olması ile ithal edilen ara malların ihraç edilen tüketim mallarının üretim sürecinde girdi olarak kullanılması ve sonuçta imalat sanayinde faaliyet gösteren ihracatçıların, enerji yoğun ithal ettikleri ara malı ve yarı mamul girdi maliyetlerini ihraç mallarına yansıtabilmektedirler. Dolayısıyla, bu ürünlerin orta derece teknoloji yoğun ürünler olmasından dolayı talep ve gelir esnekliğinin yüksek olması petrol fiyatlarına rağmen Türkiye’de ihracatın artmasını engellemediğini belirtmiştir.

Sonuç olarak, gerek sanayi üretim endeksinin pozitif etkisi, gerekse enerji fiyatlarının pozitif etkisinin dolaylı olarak literatürde Türkiye’nin teknoloji yoğun üretime ve verimlilik ilişkisine dayandırıldığından dolayı sanayi üretim endeksi için belirttiğimiz politika önerileri aynen geçerli olmaktadır.

KAYNAKÇA

- Akal, M. (2008). Üretim Malları İthalatı Fiyat ve Gelir Esneklikleri Tahmini: Türkiye Örneği. *Kocaeli Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 15(1), 1-16.
- Altıntaş, H. (2013). Türkiye’de petrol fiyatları, ihracat ve reel döviz kuru ilişkisi: ARDL sınır testi yaklaşımı ve dinamik nedensellik analizi. *Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi*, 9(19), 1-30.
- Aydın, F. , Saygılı, H. & Saygılı, M.(2007) Empirical Analysis of Structural Change in Turkish Exports. *Central bank of the Republic of Turkey Working Paper* No. 07/08
- Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, 47-78.
- Bai, J., & Perron, P. (2003). Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, 18(1), 1-22.
- Bayar, G., & Tokpunar, S. (2014). Türkiye İmalat Sanayi Sektörlerinin İhracatı-Zaman Serisi Analizi. *Sosyoekonomi*, 21(1). 139-168.
- Bayer, C., & Hanck, C. (2013). Combining non- cointegration tests. *Journal of Time Series Analysis*, 34(1), 83-95.
- Carrion-i-Silvestre, J. L., Kim, D., & Perron, P. (2009). GLS-based unit root tests with multiple structural breaks under both the null and the alternative hypotheses. *Econometric theory*, 25(6), 1754-1792.
- Coşar, E. E. (2012). Price and income elasticities of Turkish export demand: a panel data application. *Central Bank Review*, 2(2), 19-53.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- Dinçer, N., & Kandil, M. (2011). The effects of exchange rate fluctuations on exports: A sectoral analysis for Turkey. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 20(6), 809-837.

- Donges, J. B., & Riedel, J. (1977). The expansion of manufactured exports in developing countries: An empirical assessment of supply and demand issues. *Review of World Economics*, 113(1), 58-87.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- Goldstein, M., & Khan, M. S. (1978). The supply and demand for exports: a simultaneous approach. *The Review of Economics and Statistics*, 275-286.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996a). Practitioners corner: tests for cointegration in models with regime and trend shifts. *Oxford bulletin of Economics and Statistics*, 58(3), 555-560.
- Gregory, A. W., & Hansen, B. E. (1996b). Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. *Journal of econometrics*, 70(1), 99-126.
- Güloğlu, B., & Bayar, G. (2016). Sectoral exports dynamics of Turkey: Evidence from panel data estimators. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 25(7), 959-977.
- Hatemi-j, A. (2008). Tests for cointegration with two unknown regime shifts with an application to financial market integration. *Empirical Economics*, 35(3), 497-505.
- Katircioglu, S. T. (2014). Testing the tourism-induced EKC hypothesis: The case of Singapore. *Economic Modeling*, 41, 383-391.
- Kapetanios, G. (2005). Unit- root testing against the alternative hypothesis of up to m structural breaks. *Journal of Time Series Analysis*, 26(1), 123-133.
- Kaplan, F., & Güngör, Ş. (2017). Türkiye’nin Avrupa Birliği’ne Sektörel İhracatına Döviz Kurunun Etkisi: Panel Veri Analizi. *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, 9(1), 33-48.
- Lee, J., & Strazicich, M. C. (2003). Minimum Lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *Review of economics and statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Maki, D. (2012). Tests for cointegration allowing for an unknown number of breaks. *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.
- Moran, C. (1988). A structural model for developing countries' manufactured exports. *The World Bank Economic Review*, 2(3), 321-340.
- Önder, K., & Akın, B. (2016). Türkiye’nin imalat sanayi ihracat ve ithalatının talep ve arz fonksiyonu: Eşanlı denklem modeli. *Journal of Human Sciences*, 13(1), 112-124.
- Özler, Ş., Taymaz, E., & Yılmaz, K. (2009). History matters for the export decision: Plant-level evidence from Turkish manufacturing industry. *World Development*, 37(2), 479-488.
- Perron, P. (1989). The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1361-1401.
- Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Saygılı, H., & Saygılı, M. (2011). Structural changes in exports of an emerging economy: Case of Turkey. *Structural Change and Economic Dynamics*, 22(4), 342-360.
- Schmidt, P., & Phillips, P. C. (1992). LM tests for a unit root in the presence of deterministic trends. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 257-287.
- Şimşek, M. & Kadılar, C. (2011). Türkiye'nin ihracat talebi fonksiyonunun sınır testi yöntemi ile eşbütünlüşme analizi. *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 6 (1), 144-152.

-
- Terzi, H., & Zengin, A. (1999). Kur politikasının dış ticaret dengesini sağlamadaki etkinliği: Türkiye uygulaması. *Ekonomik Yaklaşım*, 10(33), 48-65.
- Utkulu, U., Seymen, D., & Arı, A. (2004). Export supply and trade reform: The Turkish evidence. In *International Conference on Policy Modelling, Paris June*.
- Uygur, E. (1998). Export policies and export performance: The case of Turkey. In *Opening doors to the world: a new trade agenda for the Middle East*. IDRC, Ottawa, ON, CA.
- Yamak, R., & Korkmaz, A. (2005). Reel döviz kuru ve dış ticaret dengesi ilişkisi. *Ekonometri ve İstatistik e-Dergisi*, (2), 16-38.