

Türkiye’de İhracat Artışlarının İstihdam Üzerindeki Etkisinin İncelenmesi

Öz

Bu çalışmada Türkiye özelinde ihracat ve istihdam arasındaki ilişki incelenmiştir. 2005M01-2015M09 dönemine ait aylık verilerin kullanıldığı çalışmada ilk olarak ihracat ve istihdam verilerinin durağanlıkları Carrion-i-Silvestre (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök yöntemiyle test edilmiştir. İkinci aşamada birinci farklarında durağan olan ilgili değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ile incelenmiş ve değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kanıtlanmıştır. Uzun dönemde beraber hareket ettikleri kanıtlanan değişkenler için analizin üçüncü aşamasında Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler (FMOLS) yöntemi kullanılarak uzun dönem katsayı tahminlemesi yapılmıştır. Elde edilen bulgulara göre Türkiye’de 2005M01 – 2015M09 döneminde ihracat ile istihdam arasında uzun dönemli ve pozitif yönlü bir ilişki mevcuttur. Analizin son aşamasında yer alan hata düzeltme modeline göre de ihracat ve istihdam serileri arasında uzun dönem analizleri güvenilir sonuçlar vermektedir.

Anahtar Kelimeler: *İhracat, İstihdam, Eşbütünleşme*

Analysing the Effect of Export on Employment in Turkish Economy

Abstract

This study investigates the relationship between export volume and employment level in the Turkish economy, using monthly data for the period of 2005M01 and 2015M09. In the first part of the study, we determine the stationarity of the two series by Carrion-i Silvestre (2009) multiple structural breakpoint unit root test and we find that series are stationary at their first difference. At the second step, we estimate the cointegration relationship by introducing of Maki (2012) multiple structural breakpoint cointegration test and we find that there is a cointegration relationship between export and employment level that means these two series are moving together in the long run. Thirdly, we estimate the long run coefficients using the method of Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS). According to the result, there is a positive relationship between export volume and employment level in the long term over the period of 2005M01-2015M09. Lastly, we estimate a vector error correction (VEC) in a cointegration framework and the results indicate that a statistically significant long run equilibrium relationship exists between the export volume and employment level in the Turkish economy.

Keywords: *Export, Employment, Cointegration*

Hüseyin ALTAY¹
Alper YILMAZ²

¹ Doç. Dr., Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi, Bozüyük Uygulamalı Bilimler Yüksekokulu,
huseyin.altay@bilecik.edu.tr

² Yrd. Doç. Dr., Adnan Menderes Üniversitesi, Söke İşletme Fakültesi,
alper.yilmaz@adu.edu.tr

1. GİRİŞ

Her ülkenin temel ekonomik hedefi olan kalkınmanın en önemli itici gücünün ilgili ülkenin ekonomik, sosyal ve siyasi koşullarına göre belirlenecek olan sanayileşme stratejisi olduğu kabul edilmektedir. Ülkelerin benimsediği sanayileşme stratejisi de aynı zamanda o ülkenin dış ticaret politikasını yansıtır ve onunla yakından ilişkilidir. Bu bağlamda ülke ekonomisi üzerindeki karar alıcılar ya ithal ikameci sanayileşme politikasını, ya da ihracata dayalı sanayileşme politikasını uygulayarak ekonomik büyümeyi ve toplumsal refahı artırmanın yollarını arayacaklardır.

Klasik dış ticaret teorilerine göre, içe dönük ithal ikameci sanayileşme politikalarına karşı olarak dışa dönük ihracata dayalı sanayileşme ve büyüme politikalarının ekonomik sorunların çözümünde ve toplumsal refahı artırmada daha başarılı bir uygulama olduğu iddia edilir. İhracata dayalı sanayileşme politikası da temelde dinamik karşılaştırmalı üstünlükler prensibine dayanmaktadır. Klasik karşılaştırmalı üstünlükler prensibinin en gelişmiş şekli olan H-O-S (*Heckscher-Ohlin-Samuelson*) teorisine göre, eğer bir ekonomide ticaretin önündeki engeller kaldırılmaya başlandığında, diğer bir ifade ile ihracat artırılıp, ithal ikameci üretimden vazgeçildiği ya da azaltıldığında, istihdamın önce azalması ancak daha sonra artması öngörülmektedir. Teoriye göre, kapalı ekonomik modelden serbest ticaret uygulamalarına geçiş, istihdamın da ithal ikameci sektörlerden ihracata dayalı sektörlerle geçişini hızlandıracaktır (Greenaway, Hine ve Wright, 1998:2). Ekonomideki bu dönüşüm sebebiyle üretim faktörlerinin yoğun olarak kullanıldığı sektörlerde uzmanlaşma ve uluslararası fiyat avantajları yakalanmış olacaktır. Bu tür avantajlar da yurtiçi talebin yanında yurtdışı talebin de artmaya başlamasıyla ekonomik büyümeye, dolayısıyla da istihdamın artmasına neden olacaktır.

İhracata dayalı sanayileşme ve büyüme teorisinin öngördüğü bu avantajların içselleştirilmesi adına Türkiye’de 1980 yılında 24 Ocak Kararları olarak da bilinen yapısal dönüşüm uygulamaları hayata geçirilmiştir. Aslında Cumhuriyetin kuruluş döneminde (1923-1929) ve ikinci dünya savaşı sonrası yıllarda (1950-1960) dışa açık ticaret politikaları uygulanmaya çalışıldıysa da gerçek anlamda Türkiye, ihracata dayalı sanayileşme ve büyüme politikalarına ancak 24 Ocak Kararlarıyla geçmeyi başarabilmiştir. Bu yapısal dönüşümü baz alan çalış-

mamızın temel amacı Türkiye’de ihracata dayalı büyüme modelinin en önemli makro ekonomik sorunların başında gelen işsizlik sorunuyla olan ilişkisini incelemektir. Diğer bir ifade ile teorinin öngördüğü şekilde Türkiye’de ihracat artışlarının istihdamı artırıp artırmadığını analiz etmektir. Bu amaç çerçevesinde ilk aşamada konuyla ilgili ulusal ve uluslararası literatürde yer alan uygulamalı çalışmalar incelenecektir.

2. LİTERATÜR

İhracatın istihdam üzerindeki etkilerinin incelendiği diğer ülkelere ait uygulamalı çalışmalar incelendiğinde genel olarak ihracatın istihdamı artıran bir etkiye sahip olduğu görülmektedir. Fu ve Balasubramanyam (2005), Çin’in 29 eyaleti kapsamında, 1987-1998 periyodu verilerini kullanarak ihracat artışlarının işgücü talebi üzerindeki etkisini incelemiştir. Panel veri analizinin kullanıldığı çalışmada ekonominin geneli için ihracat artışlarının işgücü talebi ve istihdam üzerinde pozitif etkiler oluşturduğu bulgusunu elde etmişlerdir. Feenstra ve Hong (2007), Çin için 1997-2005 periyodunda yaptıkları analizde ihracat artışlarının istihdamı önemli derecede etkilediği sonucuna ulaşmışlardır. Ayrıca araştırmacılara göre özellikle 2000’li yılların başından itibaren ihracat artışları Çin’de istihdamın uyarılmasında artan bir öneme sahip olmaya başlamıştır. Kiyota (2014), Çin, Endonezya, Japonya ve G. Kore ekonomilerinde, ihracat ile istihdam arasındaki ilişkiyi 1995-2009 dönemi için, girdi-çıkıtı yöntemiyle analiz etmiş ve bu ekonomilerde istihdam artışlarının ihracat artışlarından önemli derecede etkilendiğini tespit etmiştir. Bir başka uzak doğu ülkesi olan Viyetnam üzerine çalışma yapan Jenkins (2004)’e göre de 1980’li yılların başından itibaren nispeten dışa açık ekonomi politikalarında önemli ilerlemeler sağlayarak, 1990’lı yıllar boyunca hızlı büyüme ve yoksulluğun azaltılması konularında önemli başarılar yakalayan Viyetnam’da da ihracat artışları istihdamı pozitif yönlü olarak etkilemektedir.

Abowd ve Lemieux (1990), Amerika ve Kanada özelinde yaptıkları çalışmalarında ihracatta rekabet düzeyinin artmasının istihdamı pozitif yönde etkilediğini bulmuşlardır. Bernard ve Jensen (1999)’de ABD de 1984-1992 yılları arasını kapsayan çalışmalarında İhracatçı firmaların ihracatçı olmayan firmalardan daha hızlı büyümelerine bağlı olarak istihdam artışına daha fazla katkı yaptıkları sonucunu çıkarmışlardır.

Welsum ve Reif (2006), 14 OECD ülkesi ve 1996-2003 yıllarını kapsayan çalışmalarında panel veri analizini kullanmışlardır. İleri teknoloji ve özellikle bilgi iletişim teknolojileri ihracatının GSMH içindeki payının artmasının bu sektörlerdeki işgücü potansiyelini artırdığını gözlemlemiştir.

Dijazi ve Badri (2014), İran'da İhracatın toplam istihdam üzerindeki etkilerini incelemiştir. 1976-2005 döneminin ARDL modeliyle analiz edildiği çalışmada uzun dönemde ihracat artışlarının istihdamı pozitif yönde etkilediğine yönelik bulgulara ulaşılmıştır.

Zaki (2011), Mısır ihracatının istihdam üzerindeki etkilerini 1960-2009 periodunda incelemiştir. Konuya cinsiyet açısından da yaklaşan Zaki (2011)'ye göre öncelikle Mısır'da gerçekleştirilen ticari reformlar ihracatın artmasına ve dolayısıyla da istihdamın artmasına neden olmuştur. İhracatın artmasıyla işgücüne olan talebin artması erkek işçilerin ücretlerini artırdığı için bu durum Mısır'da kadın istihdamının da artmasına yol açmıştır.

Diğer çalışmalardan ve teorinin öngördüğü sonuçlardan farklı sonuçlara ulaşan Greenaway vd. (1998), İngiltere'de dış ticaretin istihdam üzerindeki etkilerini incelemiştir. Çalışma 1979-1991 yıllarını kapsamaktadır. SIC-2digit sınıflamasındaki 167 imalat sanayi alt sektörüne ait yapılan analizlerde ihracat artışlarının istihdamı kısa dönemde %3.8, uzun dönemde ise %4.7 oranında azalttığını tespit etmişlerdir.

Konuyu Türkiye özelinde ele alan çalışmalar incelendiğinde ise birbirinden çok farklı sonuçlara ulaşıldığı görülmektedir. Erlat (2000), İhracata dayalı büyüme modelinin benimsendiği 1980 sonrası dönem için Türkiye'de ticaretin istihdamı artıran etkisinin rekabete maruz kalmayan ihracatçı sektörlerde daha fazla, ihracat yapmayan ve ithalata bağımlı olan sektörlerde ise daha az olduğunu belirlemiştir. Ancak Erlat (2000) genel anlamda 1980 sonrası dönemde ihracata dayalı büyüme politikasının net bir biçimde istihdam artırıcı etkisinin olmadığını da vurgulamıştır.

Sunal ve Aykaç (2005), Türk imalat sanayinde 1993 – 2003 yılları arasında en büyük 500 sanayi kuruluşu arasında yer alan firmaların istihdam, kapasite kullanımı ve ihracat düzeyleri arasındaki ilişkiyi panel eş-bütünleşme yöntemiyle analiz et-

miş ve seriler arasında uzun dönemde herhangi bir ilişkinin bulunmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

Aydiner ve Onaran (2009) dışa açıklığın istihdam üzerindeki etkilerini panel veri analizi ile 1973-2001 yılları için incelemiştir. Sanayi sektörünün temel alındığı çalışma sonuçlarına göre, Reel GSYH'da meydana gelen %1'lik artış, toplam sanayi sektöründe istihdamı %0,64 oranında artırmaktadır. Dış ticaret ve istihdam arasındaki ilişki incelendiğinde ise, ihracat yoğunluğunun sanayi sektöründeki istihdam üzerinde pozitif etkisinin olduğu görülmektedir.

Polat ve Uslu (2010), 1988-2007 dönemi Türk imalat sanayii verilerinden hareketle yapmış oldukları ARDL analizlerine göre, uzun dönemde dış ticaretin istihdam artışları üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığını, ancak kısa dönemde ihracat ve ithalatın istihdam üzerinde pozitif yönlü etkilerinin bulunduğunu tespit etmişlerdir.

Sandalcılar ve Yalman (2012), Türkiye'de ticari serbestleşme ile işgücü piyasaları arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmalarında, koentegrasyon testi, standart Granger nedensellik testi ve Hsiao nedensellik testi kullanmışlardır. Ulaşılan sonuçlara göre, değişkenler arasında herhangi bir uzun dönemli ilişki bulunmamaktadır. Her iki nedensellik testi sonucu da Türkiye'de ticari serbestleşmenin işgücü piyasalarını negatif yönde etkilediği şeklindedir.

Göçer ve diğ. (2013), Türkiye'de ihracat ve doğrudan yabancı yatırımların işsizlik oranları üzerindeki etkisini, 2000:Q1-2011:Q1 dönemi için, sınır testi yaklaşımıyla (ARDL) analiz etmişlerdir. Ulaşılan sonuçlara göre, uzun dönemde ihracat ve doğrudan yabancı yatırımlar işsizliği azaltıcı etkiye sahiptir, işsizliğin azaltılmasında özellikle ihracatın etkisi doğrudan yabancı yatırımların etkisinden çok daha fazladır.

Aydiner (2016), Türkiye'de 2014 yılında en çok ihracat yapan 1.000 firmanın verilerini kullanarak yaptığı çalışmada, ihracatın artması firmaların genel anlamda istihdamına özelde de beyaz yakalı ve mavi yakalı istihdamına olumlu katkı sağlamaktadır. İhracattaki %1'lik artış en çok ihracat yapan ilk 500 firmanın toplam istihdamını % 0.20 artırırken, ikinci 500 firmanın istihdamını da % 0.82 oranında artırmaktadır.

Türkiye’de ihracat artışlarının istihdam üzerindeki etkilerini inceleyen seçilmiş uygulamalı çalışmalar incelendiğinde konuyla ilgili net bir yargıya ulaşmak mümkün değildir. Farklı dönemlerde farklı yöntemlerle yapılan çalışmalarda birbirinden çok farklı sonuçlara ulaşılmıştır. Bu açıdan zaman serisi analizlerindeki en güncel tekniklerin kullanılacak olması çalışmamızın ilgili konu kapsamındaki yaklaşımlara katkı sağlayıcı özelliği olarak düşünülmektedir.

3. AMPİRİK ANALİZ

3.1. Veri Seti ve Model

Bu çalışmada Türkiye’deki ihracat performansının istihdam üzerindeki etkisi incelenecektir. Bunun için çalışmada Türkiye’nin ihracat rakamları ve mevsimsel etkilerden arındırılmış istihdam rakamlarından oluşan iki seri kullanılmıştır. Araştırma aylık verilerden oluşmakta ve 2005M01 – 2015M09 dönemini kapsamaktadır. İhracat verileri Gümrük ve Ticaret Bakanlığı’nın resmi internet sitesinden, mevsimsel etkilerden arındırılmış istihdam rakamları ise TÜİK (*Türkiye İstatistik Kurumu*)’ten temin edilmiştir. Türkiye’deki ihracat performansının istihdam artışlarını açıklama gücü aşağıdaki model oluşturularak tahminlenmeye çalışılmıştır:

$$ISD_t = \beta_0 + \beta_1 IHR_t + u_t \quad (1)$$

ISD Türkiye’deki mevsimsel etkilerden arındırılmış aylık istihdam sayılarını (*bin kişi*), *IHR* ise Türkiye’nin aylık ihracat rakamlarını (*bin \$*) ifade etmektedir. İhracat rakamları öncelikle mevsimsel etkilerden arındırılmış ve modele dahil edilmiştir.

3.2. Yöntem

Çalışmanın ekonometrik analiz bölümü dört aşamalı olarak gerçekleştirilmiştir. İlk aşamada yukarıda yer alan (1) nolu denklemdeki *ISD* ve *IHR* serilerinin durağanlıkları, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle araştırılmıştır. İkinci aşamada ilgili seriler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisi Daiki Maki (2012)’nin geliştirdiği çoklu yapısal kırılmaların varlığı altındaki eşbütünleşme analizi ile gerçekleştirilmiştir. Üçüncü aşamada ise aralarında uzun dönemli eşbütünleş-

me ilişkisinin tespit edildiği seriler için Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler (*FMOLS*) yöntemiyle uzun dönemli ilişkiye ait katsayılar tahminlenmiştir. Analiz kısmının son aşamasında da, hata düzeltme yöntemi kullanılarak ilgili seriler arasındaki kısa dönemli ilişkilerin varlığı ve kısa dönem katsayıları tahminlenmiştir.

3.3. Çoklu Yapısal Kırılmalar Altında Birim Kök Testi

Ekonometrik çalışmalarda serilere ait birim kökün varlığı ya da yokluğunun araştırıldığı geleneksel *ADF*, *PP* ve *KPSS* gibi birim kök testleri serilerdeki yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır. Yapısal kırılma dönemlerini dikkate almayan bu geleneksel yöntemlerde de gerçekte durağan olan serilerin durağan olmadığını gösteren hatalı sonuçlara ulaşılabilmektedir (Perron, 1989). Geleneksel yöntemler, serilerin yapısal kırılmaları içermediği varsayımından hareket etmektedir. Ancak gerçek hayatta savaşlar, doğal afetler ve ekonomik krizler gibi değişimler yapısal kırılmalara neden olabilmektedir.

Yapısal kırılmaları dikkate alan ilk birim kök analizleri Perron (1989) öncülüğünde başlamıştır. Sonrasında Zivot - Andrews (1992), Lumsdaine - Papell (1997), Perron (1997), Bai - Perron (1998), Ng - Perron (2001), Lee - Strazicich (2003 - 2004), Kapetanios (2005) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) yapısal kırılmaların varlığında birim kök analizi yapabilen alternatif testler geliştirmişlerdir. Yeni nesil ya da ikinci nesil birim kök testleri olarak adlandırılan bu testler de kendi aralarında iki gruba ayrılmaktadır, Bai - Perron (1998), Kapetanios (2005) ve Carrion-i-Silvestre vd. (2009) serilerde çoklu yapısal kırılmalar altında birim kök analizi yapabilirken diğer test yöntemlerinde ise bir ya da en fazla iki yapısal kırılmaya kadar birim kök analizi yapılabilmektedir.

Söz konusu testlerden Perron (1989)’un geliştirdiği test için seride kırılma olsa da olmasa da örneklem büyüklüğü asimptotik olarak yeterlidir ve tutarlıdır. Ayrıca test kırılma parametresine duyarlı değildir. Yani testin performansı kırılmaların büyüklüğünden bağımsızdır. Fakat testte kırılma tarihi araştırmacı tarafından belirlendiği için eleştirilmektedir. Uygulamada doğru tarihi bulmak zordur. Yanlış tarih bu test yönteminde boyut bozulmasına ve doğruluk gücü azalmasına neden ol-

maktadır. Ziwo&Andrews (1992) testi ise “ H_0 ” hipotezi altında kırılmaya izin vermemekte sadece “ H_a ” hipotezi altında test etmektedir. Ayrıca uzun yatay veriler için eğimde kırılma fonksiyonu da problemlidir. Rassal terimde birim kök varsa ve eğimde kırılma varsa bu test sapmalı olmakta ya da kırılma parametreleri ile ilişkisiz olmaktadır (Silvestre vd, 2009:1755-1756).

Bu çalışmada Carrion-i-Silvestre vd. (2009) tarafından geliştirilen ve en fazla beş yapısal kırılmanın varlığında birim kök analizi yapabilen test yöntemi kullanılmıştır. Bu test yönteminde yapısal kırılma tarihlerinin içsel olarak belirlendiğini, trend fonksiyonunun eğim ve sabitinde isteğe bağlı olarak değişikliklerin yapılabildiğini, *quasi-GLS* metodunun uygulanabildiğini ve aynı zamanda küçük örneklerde de başarıyla uygulanabileceğini ileri süren Carrion-i-Silvestre vd. (2009), serilerdeki birim kökün varlığını ifade eden sıfır hipotezini sınamak için aşağıda yer alan beş farklı test yöntemi geliştirmişler ve testte kullandıkları stokastik veri üretme sürecini aşağıdaki şekilde açıklamışlardır. (y_t), deterministik kısım (d_t) ve rassal sürecin (u_t) toplamı olmak üzere;

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

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t \quad t=0,1,2,\dots,T \quad (3)$$

Burada (u_t) sıfır ortalamaya sahip gözlemlenemeyen değişkendir ($u_0=0$) ve $v_t = \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_i \eta_{t-i}$ ‘dir. Testte 3 model vardır; “Model 0” (*sabitte kırılmalı-level shift*), “Model I” (*eğimde kırılma-slope shift*) ve “Model II” (*sabit ve trendte kırılma-level and trend shift*). Her model için farklı kırılma kuklaları kullanılır. $DU_t(T_j^0)=1$ ‘dir yani kırılma tarihine kadar 0 sonrası 1 değerini alan kukla değişken ve $t>T_j^0$ için $DT_t^*(T_j^0)=t-T_j^0$ ‘dir, diğer durumlar için sıfırdır. Kırılma tarihini T_j^0 gösterir ve $T_j^0 = T\lambda_j^0$ ‘dir. λ_j^0 ise kırılma parametresidir (*break fraction parameters*) ve $\lambda_j^0 = T_j^0/T$ ‘dir. Eşitlik 2’deki deterministik kısım $d_t = z_t'(T_0^0)\Psi_0 + z_t'(T_1^0)\Psi_1 + \dots + z_t'(T_m^0)\Psi_m \equiv z_t'(\lambda^0)\Psi$ ‘dir. Denkliğe bakıldığında 0’dan m’ye kadar $z_t'(\lambda^0) = [z_t'(T_0^0), z_t'(T_1^0), \dots, z_t'(T_m^0)]$ ve $\Psi = (\Psi_0', \Psi_1', \dots, \Psi_m')$ ‘dir. Deterministik kısım ve onun katsayıları ise sırasıyla $z_t'(T_0^0) \equiv z_t(0) = (1, t)'$ ve $\Psi_0 = (\mu_0, \beta_0)'$ ‘dir. $j=1,2,\dots,m$ olmak üzere her model için kırılma- lar şöyle belirlenir;

$$z_t(T_j^0) \begin{cases} DU_t(T_j^0) & \text{Model “0” için} \\ DT_t^*(T_j^0) & \text{Model “1” için} \\ DU_t(T_j^0), DT_t^*(T_j^0) & \text{Model “2” için} \end{cases} \quad (4)$$

Ancak “Model 0” ve “Model II”de örneklem büyüdükçe sabitte kırılmanın büyüklüğü artar. Dolayısıyla bu iki model artık “Model 0b” ve “Model IIB” olarak adlandırılır. Bu iki model sonlu sayıda örneklem söz konusu olduğunda testin bazı önemli özelliklerini fark etmemizi sağlar. “Model 0” ve “Model II”de sabitte kırılma yavaşça evrilen trend sınıfında değerlendirilir ve testin gücü ile asimptotik büyüklüğü üzerinde etkisi yoktur. Kırılmanın şiddeti düşünüldüğünde, türetilmiş asimptotik dağılım, sonlu sayıda örneklem için doğru bir yaklaşım olmayabilir. “Model 0b” ve “Model IIB”de sabitte kırılma yavaşça evrilen trend içinde değerlendirilmemelidir. İkinci husus önceden bilinmeyen “*break fraction*” değerinin hesaplanmasıyla ilgilidir. Perron ve Zhu (2005)’nun gösterdiği gibi örneklem sayısı arttıkça yakınsama artar. Bu durumun birim kök testlerinin özellikleri açısından önemi vardır. Bu yüzden test istatistiğinin hesaplanmasında detrending yapılmış bağımlı değişken serisi kullanılmaktadır. Buna göre $y_t^{\bar{\alpha}}$ detrending yapılmış seri olsun. $y_t = y_t^{\bar{\alpha}}$ ve $z_t(\lambda^0) = z_t(\lambda^0)$ ‘dir. $y_t^{\bar{\alpha}} = y_t - y_{t-1}\bar{\alpha}L$, ($t=2,3,\dots,T$) ve $z_t^{\bar{\alpha}}(\lambda_0) = z_t(\lambda^0) - z_t(\lambda^0)\bar{\alpha}L$ ‘dir. $\bar{\alpha} = 1 + (\bar{c}/T)$ ‘dir. Burada \bar{c} ‘ne noncentrality parametresi denir ve sabit bir sayıdır. Seriler dönüştürüldükten sonra Ψ parametresi deterministik kısım ile birlikte şu fonksiyonun minimize edilmesiyle hesaplanır;

$$S^*(\Psi, \bar{\alpha}, \lambda^0) = \sum_{t=1}^T [y_t^{\bar{\alpha}} - \Psi' z_t^{\bar{\alpha}}(\lambda^0)]^2 \quad (5)$$

Break fraction (\bar{c}) değeri Silvestre vd (2009) çalışmasındaki tabloda (sf.1761) her mümkün kırılma sayısı için hesaplanmıştır. Örneğin tek kırılma olursa ($m=1$) ve kırılma tarihi gözlemin sonuna doğru olursa ($\lambda_1=0,1$ gibi), \bar{c} ‘nin değeri -16 olur. Eğer kırılma birden fazla olursa ($m=2$), λ_1/λ_2 oranına bakılır. Örneğin bu oran 0,2 ise \bar{c} ‘nin değeri -18 olur. Bu değerler bulunduktan sonra ilgili denklemde yerine konularak birim kök testinde kullanılacak seri $y_t^{\bar{\alpha}}$ bulunur. $y_t^{\bar{\alpha}} = d_t + u_t - \bar{\alpha}y_{t-1}$ denkleminde (d_t) ve (u_t) ‘nin değerleri yerlerine konulduğunda;

Tablo 1: Carrion-i-Silvestre vd. (2009) Birim Kök Testi Sonuçları

	Düzye Değerleri					En Fazla 5 Kırılma
	P_T	MP_T	MZ_α	MSB	MZ_t	
ISD	21.234 [9.226]	20.111 [9.226]	-22.637 [-47.112]	0.150 [0.102]	-3.317 [-4.838]	2006M01 – 2008M02 – 2009M04 2010M09 – 2013M12
IHR	13.482 [8.899]	11.986 [8.899]	-34.619 [-45.995]	0.120 [0.103]	-4.160 [-4.786]	2006M10 – 2007M11 – 2008M12 2010M09 – 2013M10
	Birinci Farklar					
ΔISD	7.713* [8.982]	7.636* [8.982]	-56.897* [-46.276]	0.093* [0.103]	-5.309* [-4.23]	
ΔIHR	7.120* [8.722]	6.660* [8.722]	-63.159* [-46.843]	0.088* [0.102]	-5.611* [-4.844]	

Açıklama: Köşeli parantez içerisindeki değerler 1000 bootstrap döngüsü ile elde edilen kritik değerlerdir. *; %5 anlamlılık düzeyinde serinin durağanlığını ifade etmektedir. Test yöntemi olarak sabitte ve trenddeki yapısal kırılmaları dikkate alan model seçilmiştir. Farklı yapısal kırılma tarihleri test yöntemi tarafından içsel olarak belirlenmiştir.

$$y_t^{\bar{\alpha}} = z_t'(T_0^0)\Psi_0 + z_t'(T_1^0)\Psi_1 + \dots + z_t'(T_m^0)\Psi_m + u_{t-1} + v_t - \bar{\alpha}y_{t-1} \quad (6)$$

Elde edilir. Bu denklemde $\alpha=1$ olması “ H_0 : Çoklu yapısal kırılmaların varlığında birim kök vardır” anlamına gelirken alternatif hipotez; $\alpha = \bar{\alpha}$ çoklu yapısal kırılmaların varlığında birim kök yoktur anlamına gelir. Bu yöntemle üretilen 5 farklı birim kök test yöntemi şu şekildedir:

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

$$MP_T(\lambda^0) = \frac{[c^{-2}T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 + (1-\bar{c})T^{-1} \tilde{y}_T^2]}{S(\lambda^0)^2} \quad (8)$$

$$MZ_\alpha(\lambda^0) = \left(T^{-1} \tilde{y}_T^2 - S(\lambda^0)^2 \right) \left(2T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{-1} \quad (9)$$

$$MSB(\lambda^0) = \left(S(\lambda^0)^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_t^2 \right)^{1/2} \quad (10)$$

$$MZ_t(\lambda^0) = \left(T^{-1} \tilde{y}_T^2 - S(\lambda^0)^2 \right) \left(4S(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{1/2} \quad (11)$$

Hesaplanan test istatistikleri bootstrapla üretilen kritik değerlerden küçük olduğunda sıfır hipotezinin reddine karar verilir. Sıfır hipotezinin reddilmesi ilgili serinin yapısal kırılmalar altında birim kök içermediği, diğer bir ifade ile serinin durağan olduğu anlamına gelmektedir. İlgili seriler için yapılan birim kök testi sonuçları Tablo 1’de raporlanmıştır.

Tablo 1’de yer alan sonuçlar incelendiğinde, serilerin düzey değerlerine ait test istatistiklerinin kritik değerlerden büyük olduğu, dolayısıyla serilerin düzey değerlerinin durağan olmadığı sonucuna varılmıştır. Serilerin birinci farkları alınarak yapılan birim kök testinde ise hesaplanan test istatistiği değerlerinin beş test yöntemine göre de kritik değerlerden küçük olduğu, diğer bir ifade ile birinci farklarının alınmasıyla serilerin durağan I(1) hale geldikleri görülmüştür. Birinci farkları alındığında durağan I(1) olan seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığının araştırılması gereğinden hareketle analizin ikinci aşamasında seriler arasında çoklu yapısal kırılmaların varlığı altında en fazla 5 kırılma dönemini dikkate alan Maki (2012) eşbütünleşme analizi yapılmıştır.

3.4. Çoklu Yapısal Kırılmalar Altında Eşbütünleşme Analizi

Ekonomik değişkenler arasında denge ilişkisinin araştırıldığı eş bütünleşme analizlerinde incelenen zaman serisinde yapısal kırılmaların olması karşılaşılan bir durumdur. Bu kırılmalar politik değişik-

liklerden, ekonomik aktörlerin tutum ve davranış değişikliklerinden, ekonomik şoklardan ileri gelebilir. İşte bu kırılmalar eş bütünleşme analizinin sağlıklı yapılabildiğini etkiler. Eş bütünleşmeyi Engle & Granger (1987) veya Johansen'in (1988, 1991) uyguladığı gibi standart testlerle belirlemeye kalktığımızda, eğer söz konusu zaman serisi içinde yapısal kırılma varsa bu testler sağlıklı sonuçlar vermez. Bu yüzden standart testler eş bütünleşme ilişkisini her zaman doğru olarak ortaya koyamayabilir. İşte standart testlerin bu yetersizliğine çözüm üretmek için Gregory & Hansen (1996) yapısal kırılma altında sağlıklı sonuçlar veren testler geliştirmişlerdir. Kendi önerdikleri testler her ne kadar tek kırılma varsayımı yapsa da Hatemi-J (2008) bu testi iki kırılma durumunda da gerçekleştirebilecek şekilde geliştirmiştir.

Ancak araştırmacının elinde çalıştığı seride kaç kırılma olduğuna dair bir ön bilgi genellikle bulunmaz. Örneğin çalışılan seride gerçekte iki kırılma varsa Gregory ve Hansen (1996) testi yanlış sonuçlar verir ve eş bütünleşme ilişkisi ortaya konmaz. Yine çalışılan seride eğer tek kırılma varsa bu sefer Hatemi-J (2008) testi yanlış sonuçlar verebilir. Eğer ikiden fazla yapısal kırılma varsa yine her iki testte yanılabilir. İşte bu noktada bilinmeyen sayıda yapısal kırılmanın varlığında da doğru sonuçlar verebilecek testlerin geliştirilmiş olması önemli bir çıkış yoludur. Böyle bir test kaç kırılma olursa olsun diğer tüm testlere göre daha iyi sonuçlar verecektir.

Çalışmada diğer testlerden farklı olarak, beş farklı yapısal kırılma dönemine kadar seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığını test edebilen Maki (2012)'nin geliştirdiği eşbütünleşme testi kullanılmıştır. Bu yöntem temelde hata terimlerine dayanmaktadır ve eş bütünleşme vektörüne ait bilinmeyen sayıdaki yapısal kırılma adedinin, söz konusu serideki maksimum yapısal kırılma adedine eşit veya ondan küçük olduğu kabul edilir. Bu metod sadece belirsiz sayıdaki kırılmayı dikkate almakla kalmaz, aynı zamanda literatürde yaygın olarak kullanılan testlerden hesaplama karmaşıklığı bakımından da oldukça sadedir. Söz konusu metod Bai & Perron (1998) tarafından geliştirilen yapısal kırılma testlerine ve Kapetanios (2005) tarafından geliştirilen birim kök testlerine dayanmaktadır. Monte Carlo simülasyonları, eş bütünleşme ilişkisi birden çok yapısal kırılma veya kalıcı Markov değişimi içerdiğinde, ele aldığımız testin Gregory & Hansen (1996) ve Hatemi-J (2008) testle-

rinden daha iyi sonuçlar verdiğini göstermiştir. Serilerdeki yapısal kırılma dönemlerinin sayısını ve tarihlerini içsel olarak belirleyebilen bu testin çalışma algoritması; seriye ait her bir dönemin olası bir kırılma noktası olarak ele alınmasına bağlı olarak "t" istatistiklerinin hesaplanması ve "t"nin minimum olduğu noktaların kırılma noktası olarak değerlendirilmesi mantığına dayanmaktadır (Maki, 2012; s.1-2). Maki (2012) serilerdeki çoklu yapısal kırılmaların varlığı altında eşbütünleşme ilişkisinin varlığını dört farklı model geliştirerek test etmektedir:

Model 0: Sabit terimde kırılma var, trendsiz model;

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + u_t \quad (12)$$

Model 1: Sabit terimde ve eğimde kırılma var, trendsiz model;

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i D_{i,t} + \beta' x_t + \sum_{i=1}^k \beta'_i x_i D_{i,t} + u_t \quad (13)$$

Model 2: Sabit terimde ve eğimde kırılma var, trendli model;

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

Model 3: Sabit terimde, eğimde ve trendde kırılmalı model;

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

Bu testin hipotezleri ise şu şekildedir:

H_0 : Çoklu yapısal kırılmaların varlığında eşbütünleşme yoktur.

H_1 : Çoklu yapısal kırılmaların varlığında eşbütünleşme vardır.

Hesaplanan test istatistikleri, Monte Carlo simülasyonu ile hesaplanan kritik değerlerden küçük olduğunda sıfır hipotezinin reddine karar verilir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi yapısal kırılmalar altında ilgili seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı anlamına gelmektedir. *ISD* ve *IHR* serileri için yapılan eşbütünleşme testi sonuçları Tablo 2'de raporlanmıştır.

Tablo 2: Maki (2012) Eşbütünleşme Testi Sonuçları

Model	Test İstatistiği	Kritik Değerler			En Fazla 3 Kırılma
		%1	%5	%10	
Model 0	-5.038	-5.959	-5.426	-5.131	2009M07 – 2011M01 – 2011M10 2013M06 – 2013M12
Model 1	-5.393	-6.193	-5.699	-5.449	2005M07 – 2006M10 – 2007M12 2008M10 – 2009M09
Model 2	-7.344***	-6.915	-6.357	-6.057	2009M06 – 2010M10 – 2011M08 2012M09 – 2013M12
Model 3	-6.291	-8.004	-7.414	-7.110	2006M01 – 2006M08 – 2009M03 2010M03 – 2011M06

Açıklama: Kritik değerler Maki (2012)’deki Tablo 1’den elde edilmiştir. *** %1 anlamlılık düzeyinde seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunu göstermektedir.

Tablo 2’deki sonuçlar incelendiğinde “Model 2” (*Sabit terimde ve eğimde kırılma var, trendli model*)’e göre hesaplanan test istatistiğinin %1 anlam düzeyindeki kritik değerden küçük olması, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğunu kanıtlamaktadır. Analizin bu bölümünden sonra uzun dönemde birlikte hareket ettikleri kanıtlanan seriler arasındaki eşbütünleşme katsayılarının tahminlenmesi aşamasına geçilecektir. Bu aşamada ayrıca “Model 2” kapsamında tespit edilen kırılma tarihleri kukla değişkenler kullanılarak modele dahil edilecektir.

3.5. Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayılarının Tahminlenmesi

Uzun dönemde birlikte hareket ettiği ya da eşbütünleşik olduğu kanıtlanan serilerin düzey değerleriyle, sahte regresyon sorunuyla karşılaşılma- dan uzun dönemli katsayı tahminlemesi yapılabi-

li. Ancak birinci farklarında durağan ve aralarında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı kanıtlanmış seriler için eşbütünleşme katsayılarının tahminle- sinde klasik EKK (*En Küçük Kareler*) yönteminin uygulanması EKK yönteminin tutarlı, sapmasız ve etkinlik özelliklerinin ortadan kalkması nedeniyle hipotez testlerinin geçerliliğini yitirmesine neden olacaktır. Klasik EKK yöntemindeki bu handikap- ların elimine edilmesi için Saikkonen (1992) ile Stock ve Watson (1993) “*Dinamik En Küçük Ka- reler*” (*DOLS*) yöntemini, Park (1992) “*Kanonik Koentegrasyon Regresyonu*” (*CCR*) ve Phillips ve Hansen (1990) ise “*Tam Düzeltilmiş En Küçük Ka- reler Yöntemi*” (*FMOLS*) ni önermişlerdir. Phillips ve Hansen (1990)’e göre önerdikleri FMOLS yön- temi en küçük örneklerde dahi asimptotik ola- rak normal dağılımlı, sapmasız ve tutarlı sonuçlar üretebilmektedir. Analizin bu kısmında FMOLS yöntemi kullanılarak uzun dönem eşbütünleşme katsayıları tahminlenmeye çalışılmış ve ulaşılan sonuçlar Tablo 3’te raporlanmıştır.

Tablo 3: Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayıları

Bağımlı Değişken: ISD	Katsayı	t- İstatistiği
Sabit Terim	18714.67***	68.816
IHR	0.000166***	5.247
K1	1256.022***	8.720
K2	1094.186***	5.236
K3	595.785***	2.790
K4	783.920***	4.134
K5	1531.655***	9.182
R ² : 0.98	J-B: 0.054	

Açıklama: Tahminlemedeki otokorelasyon ve değişen varyans sorunları Newey – West yöntemiyle elimine edilmeye çalışılmıştır. *** %1 düzeyinde anlamlılığı ifade etmektedir. Jarque-Bera (J-B) normallik testine ait olasılık değerinin 0.05'ten büyük çıkması hesaplanan R² değeri ve t istatistiklerinin güvenilirliğini göstermektedir. Modele dahil edilen kukla değişkenler K1: 2009M06, K2: 2010M10, K3: 2011M08, K4: 2012M09, K5: 2013M12'dir.

Tablo 3'te verilen uzun dönem eşbütünleşme katsayıları değerlendirildiğinde Türkiye'de ihracat ile istihdam arasında uzun dönemli pozitif ve anlamlı bir ilişkinin var olduğu görülmektedir. Diğer bir ifade ile Türkiye'deki istihdam artışlarını açıklayan değişkenlerden biride ihracattır. Türkiye'de ihracat 1 birim (*bin \$*) arttığında istihdam 0.000166 birim (*bin kişi*) artmaktadır. Diğer bir anlatımla; Türkiye'de 2005M01 – 2015M09 döneminde ihracat 1Milyar \$ arttığında istihdam yaklaşık olarak 166.000 kişi artmıştır. Ayrıca kukla değişkenlere ait katsayıların anlamlı çıkması eşbütünleşme analiziyle içsel olarak belirlenen yapısal kırılma tarihlerinde İhracat ve istihdam değişkenleri açısından ekonomide pozitif yönlü önemli değişikliklerin meydana geldiğini de göstermektedir.

3.6. Hata Düzeltme Modeli (Kısa Dönem Analizi)

Hata düzeltme modeli; farkı alınan *ISD* ve *IHR* de-

ğişkenleriyle, uzun dönem eşbütünleşme katsayılarının tahminlenmesinden elde edilen hata terimlerinin bir dönem geçikmeli değerleriyle oluşturulmuştur. Bu modelde, uzun dönemde belirli bir denge üzerinde birlikte hareket eden değişkenler arasında dengeden uzaklaşmaların var olup olmadığı ve ortalamadan sapmaların her bir dönem için ortalamaya nasıl yaklaştığı analiz edilmektedir. Kısa dönem analizi için oluşturulan hata düzeltme modeli aşağıdaki gibidir;

$$\Delta ISD_t = \alpha_0 + \alpha_1 ECT_{t-1} + \alpha_2 \Delta IHR_t + u_t \quad (16)$$

Bu model de uzun dönemde olduğu gibi FMOLS yöntemiyle tahminlenmeye çalışılmış ve elde edilen sonuçlar Tablo 4'te raporlanmıştır.

Tablo 4: Hata Düzeltme Modeli Tahminleme Sonuçları

Bağımlı Değişken: ISD	Katsayı	t- İstatistiği
Sabit Terim	20.468	1.221
ECT_{t-1}	-0.121**	-3.623
ΔIHR	0.0000057	0.487
R^2 : 0.63	J-B: 0.39	

Açıklama: Tahminlemedeki otokorelasyon ve değişen varyans sorunları Newey – West yöntemiyle elimine edilmeye çalışılmıştır.

Tablo 4’te yer alan sonuçlara göre, öncelikle hata düzeltme terimine ait katsayının işaretinin negatif ve istatistiksel olarak da anlamlı olduğu görülmektedir. Bu durum *ISD* ve *IHR* değişkenleri arasında meydana gelen kısa dönemli sapmaların ortadan kalkarak değişkenlerin uzun dönem denge değerlerine yakınsadığı ($1/0.121=8.26$ dönem sonra), diğer bir ifade ile bu yapı iki değişkenin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri anlamına gelmektedir. Kısa dönem katsayıları incelendiğinde ise ihracat ile istihdam arasında anlamlı bir ilişki tespit edilememiştir.

4. SONUÇ

Klasik karşılaştırmalı üstünlükler teorisine göre, bir ekonomide ticaretin önündeki engeller kaldırılırsa istihdamın önce azalması ancak uzun dönemde artması öngörülmektedir. Teoriye göre, kapalı ekonomik modelden dışa açık serbest ticaret uygulamalarına geçiş, istihdamın ithal ikameci sektörlerden ihracat sektörlerine kaymasını hızlandıracaktır. Ekonomideki bu dönüşüm sebebiyle yoğun faktörün kullanıldığı sektörlerde uzmanlaşma ve uluslararası fiyat avantajları yakalanmış olacaktır. Bu tür avantajlar da yurtiçi talebin yanında yurtdışı talebin de artmaya başlamasıyla birlikte ekonomik büyümeye dolayısıyla da istihdamın artmasına neden olacaktır. İhracata dayalı sanayileşme ve büyüme teorisinin öngördüğü bu avantajların içselleştirilmesi adına Türkiye’de 1980 yılında 24 Ocak Kararları olarak da bilinen yapısal dönüşüm uygulamaları hayata geçirilmiştir.

Bu bağlamda 1980 yılı sonrasında ihracata dayalı sanayileşme ve büyüme politikasının beklenen avantajlarının sağlanıp sağlanmadığına yönelik olarak birçok çalışma yapılmıştır. Konuya istihdam açısından bakan çalışmalar incelendiğinde ise Türkiye açısından ihracat artışlarının istihdam artışlarını açıkladığı yönünde net bir yargıya varmanın güç olduğu görülmektedir. Bu açıdan konuyla

ilgili literatüre yeni ve farklı yöntemler kullanılarak katkı yapabilmek düşüncesiyle çalışma 2005-2009 dönemi için Türkiye’de ihracat artışlarının istihdam artışlarını açıklayan değişkenlerden biri olup olmadığının sınanması amacıyla taşınmaktadır.

Bu amaç kapsamında çalışmanın analiz kısmı dört aşamalı olarak gerçekleştirilmiştir. İlk aşamada *ISD* ve *IHR* değişkenlerine ait durağanlık analizi Carrion-i-Silvestre (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök yöntemiyle test edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre değişkenlerin düzey değerlerinde durağan olmadıkları, buna karşılık değişkenlerin birinci farkları alındığında ise durağan hale $I(1)$ geldikleri görülmüştür. İkinci aşamada birinci farklarında durağan $I(1)$ olan ilgili değişkenler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin varlığı Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ile incelenmiş ve “Model 2” (*Sabit terimde ve eğimde kırılma var, trendli model*)’e göre değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı tespit edilmiştir. Uzun dönemde beraber hareket ettikleri kanıtlanan değişkenler için analizin üçüncü aşamasında Tam Düzeltilmiş En Küçük Kareler (*FMOLS*) yöntemi kullanılarak uzun dönem katsayısı tahminlenmesi yapılmıştır.

Ulaşılan sonuçlara göre Türkiye’deki istihdam artışlarını açıklayan değişkenlerden biride ihracattır. Türkiye’de ihracat 1 birim (*bin \$*) arttığında istihdam 0.000166 birim (*bin kişi*) artmaktadır. Daha açık anlatımıyla; Türkiye’de 2005M01 – 2015M09 döneminde ihracat 1Milyar \$ arttığında istihdam yaklaşık olarak 166.000 kişi arttığı söylenebilir. Analizin son aşamasında yer alan hata düzeltme modeline göre de uzun dönem analizlerinin güvenilir sonuçlar verdiği görülmektedir.

Çalışma genel olarak değerlendirildiğinde, Türkiye’nin en önemli sorunlarından biri olan işsizlik sorununa, ihracatı arttırmaya yönelik olarak geliştirilecek politikalar yoluyla da çözümler üre-

tılebileceđi grlmektedir. Dıřa dnk ekonomi politikaları kapsamında ihracatçı sektrlerin istikrarlı bir biimde desteklenmesi lkenin retim gcn artırırken yeni istihdam alanlarının oluřması na da katkı sađlayacaktır.

Kaynaka

ABOWD, John. M. and Thomas LEMIEUX; (1990), "The Effects International Competition on Collective Bargaining Outcomes: A Comparison of the United States and Canada", National Bureau Of Economic Research (NBER) Working Paper Series, No. 3352.

AYDINER, Mehmet; (2016), "İhracatın İstihdam zerine Etkisi", *Avrasya Bilimler Akademisi İřletme ve İktisat Dergisi*, 4 (3), ss. 30-41.

AYDINER, Nursel A ve zlem ONARAN; (2009), "The Determinants of Employment: A Sectoral Analysis For Turkey", *The Developing Economies*, 48(2), pp. 203-231.

BAİ, Jushan and Pierre PERRON; (1998), "Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes", *Econometrica*, 66(1), pp. 47-78.

BERNARD, Andrew B. and J. Bradford JENSEN; (1999), "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?", *Journal of International Economics*, 47 (1), pp.1-25.

CARRİON-I-SİLVESTRE, Josep Lluís, Dukpa KİM and Pierre PERRON; (2009), "GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks Under Both the Null and the Alternative Hypotheses", *Econometric Theory*, 25, pp. 1754-1792.

DİJAZİ, Monireh and Ketabforoush BADRİ; (2014), "The Effect of Exports on Employment in Iran's Economy", *Merit Research Journal of Art, Social Science and Humanities*, 2(6) pp. 081-088.

ENGLE, Robert F. and, C.W.J. GRANGER; (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, 55 (2), pp. 251-276.

ERLAT, Gzin; (2000), "Measuring The Impact Of Trade Flows On Employment In The Turkish Manufacturing Industry", *Applied Economics*, 32(9), pp. 1169-1180.

FEENSTRA, Robert C. And Chang HONG; (2007), "China's Exports and Employment", National Bureau Of Economic Research (NBER), Working Paper Series, No. 13552.

FU, Xiaolan and V.N BALASUBRAMANYAM; (2005), "Exports, Foreign Direct Investment and Employment: The Case of China", *The World Economy*, 28 (4). pp. 607-625.

GÇER, İsmet , Mehmet MERCAN ve Osman PEKER; (2013), "İhracat, Dođrudan Yabancı Yatırımlar ve İřsizlik: Trkiye rneđi", *Business and Economics Research Journal*, 4 (1), ss. 103-120.

GREENAWAY, David, Robert C. HİNE and Peter WRIGHT; (1998), "An Empirical Assessment of the Impact of Trade on Employment in the United Kingdom", Centre For Research On

Globalisation And Labour Markets, Research Paper 98/3, pp. 1-18.

GREGORY, Allan W. and Bruce E. HANSEN (1996), "Residual-Based Tests for Cointegration in Models With Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, 70(1), pp. 99-126.

HATEMİ-J, Abdunnasser; (2008), "Tests For Cointegration with Two Unknown Regime Shifts with an Application to Financial Market Integration", *Empirical Economics*, 35 (3), pp. 497-505.

JENKİNS, Rhys; (2004), "Vietnam in The Global Economy: Trade, Employment And Poverty", *Journal of International Development*, 16 (1), pp. 13-28.

JOHANSEN, Soren; (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2-3), pp. 231-254.

JOHANSEN, Soren; (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59 (6), pp. 1551-1580.

KAPETANİOS, George; (2005), "Unit-Root Testing Against The Alternative Hypothesis of up to m Structural Breaks", *Journal of Time Series Analysis*, 26(1), pp. 123-133.

KİYOTA Kozo; (2014), "Exports and Employment in China, Indonesia, Japan and Korea", *OECD Trade Policy Papers*, No. 166, OECD Publishing.

LEE, Junsoo and Mark C. STRAZİCİCH; (2004). "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with One Structural Break", Working Paper, Department of Economics, Appalachian State University.

LEE, Junsoo and Mark C. STRAZİCİCH; (2003), "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks", *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), pp.1082-1089.

LUMSDAİNE, Robin L. and David H. PAPELL; (1997), "Multiple Trend Breaks and the Unit Root Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, 79 (2), pp. 212-218.

MAKİ, Daiki; (2012), "Tests For Cointegration Allowing for an Unknown Number of Breaks", *Economic Modelling*, 29(5), pp. 2011-2015.

NG, Serena and Pierre PERRON; (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, 69 (6), pp. 1519-1554.

PARK, Joon Y.; (1992), "Canonical Cointegrating Regressions", *Econometrica*, 60 (1), pp. 119-143.

PERRON, Pierre; (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57(6), pp. 1361-1401.

PERRON, Pierre; (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80 (2), pp. 355-385.

PERRON, Pierre and Xiaokang ZHU; (2005), "Structural breaks with deterministic and stochastic trends" *Journal of Econometrics*, 129 (1-2), pp. 65-119

PHİLLİPS, Peter C. and Bruce E. HANSEN; (1990), “Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes”, *The Review of Economic Studies*, 57 (1), pp. 99-125.

POLAT, Özgür; Enes Ertad USLU (2010), “Türkiye İmalat Sanayinde Dış Ticaretin İstihdam Üzerindeki Etkisi”, *Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 9 (3), ss. 489-504.

SAIKKONEN, Pentti; (1992), “Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation”, *Econometric Theory*, 8(1), pp.1-27.

SANDALCILAR, Ali R. ve İlkay Noyan YALMAN; (2012), “Türkiye’de Dış Ticaretteki Serbestleşmenin İşgücü Piyasaları Üzerindeki Etkileri”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi*, Ekim 2012, 7(2), ss. 49-65.

STOCK, James.H. and Mark W. WATSON; (1993), “A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems”, *Econometrica*, 61 (4), pp.783-820.

SUNAL, Seçkin ve Elçin AYKAÇ; (2005), “Türk İmalat Sanayinde İstihdam, İhracat ve Kapasite Kullanım Oranı İlişkisi: Panel Koentegrasyon”, VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, 26-27 Mayıs, İstanbul.

WELSUM, Desiree V. and Xavier REIF; (2006), “The Share of Employment Potentially Affected by Offshoring: An Empirical Investigation”, *OECD Digital Economy Papers*, No: 107, OECD Publishing, pp. 1- 39.

ZAKÍ, Chahir; (2011) “Trade, Employment and Gender: Evidence from Egypt”, in *Trade, Jobs and Inclusive Development in Africa*, International Collaborative Initiative on Trade and Employment (ICITE) Regional Conference, Organization of Economic Development and African Development Bank.

ZİVOT, Eric and Donald W. K. ANDREWS; (1992), “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock and the Unit-Root Hypothesis”, *Journal of Business Economic Statistics*, 10(3), pp. 251-270.