

Yabancı Doğrudan Yatırımların İstihdam Üzerindeki Etkisi: Türkiye, Çin ve Hindistan Örneğinde Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Analizi¹

Yrd. Doç. Dr. İsmet GÖÇER

Anan Menderes Üniversitesi Aydın İktisat Fakültesi Ekonomi ve Finans Bölümü, AYDIN

Doç. Dr. Osman PEKER

Anan Menderes Üniversitesi Nazilli İİBF İktisat Bölümü, NAZILLI

ÖZET

Bu çalışmada, yabancı doğrudan yatırımların istihdam üzerindeki etkileri, Türkiye, Çin ve Hindistan için, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi, Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testi ve dinamik en küçük kareler yöntemi yardımıyla, 1980-2011 dönemi verileriyle analiz edilmiştir. Ampirik bulgulara göre; seriler düzey değerlerinde durağan değildir ve seriler arasında bir eşbütünleşme ilişkisi vardır. Uzun dönem analizi sonucuna göre; yabancı doğrudan yatırımlardaki %10 oranındaki artış istihdamı Türkiye’de %0.3 oranında azaltırken, Çin ve Hindistan’da sırasıyla %0.3 ve %0.2 oranında arttırmaktadır.

Anahtar Kelimeler: Yabancı Doğrudan Yatırımlar, İstihdam, Çoklu Yapısal Kırılmalı Zaman Serisi Analizi.

Jel Sınıflaması: D92, E24, F21.

Foreign Direct Investments’ Effect on the Employment: Cointegration Analysis with Multiple Structural Breaks in Turkey, China and India Sample

ABSTRACT

In this study effects of foreign direct investment on employment, analyzed with multiple structural breaks unit root test of Carrion-i-Silvestre et al. (2009), multiple structural breaks cointegration test of Maki (2012) and dynamic ordinary least squares method for Turkey, China and India by using 1980-2011 period data. According to the empirical findings; series are non-stationary in level and there is a cointegration relationship between series. As a result of the long run analysis; 10% increase of foreign direct investment leads to a decreases on the employment in Turkey by 0.3%while decreases in China and India respectively by 0.3% and 0.2%.

Key Words: Foreign Direct Investment, Employment, Time Series Analysis with Multiple Structural Breaks.

Jel Classification: D92, E24, F21.

¹Bu çalışma, Anan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü’nde hazırlanan “Yabancı Doğrudan Yatırımların Verimlilik ve Makroekonomik Etkileri: Türkiye, Çin ve Hindistan Örneği” adlı doktora tezini temel almaktadır.

1.GİRİŞ

İktisat literatüründe, Yabancı Doğrudan Yatırımlar'ın² (YDY) ülkeler açısından çok sayıda potansiyel etkiye sahip olduğu kabul edilmektedir (Sun 1996; Barrell ve Pain; 1997; Sun, 1998; Jayaraman, 1998; Zhu ve Tan, 2000). YDY'nin ev sahibi ülkeye yeni teknolojiler getireceği, yönetim tekniklerini geliştireceği, ulusal sanayide rekabet ve verimlilik artışı sağlayacağı, düşük maliyetli ve yüksek kaliteli ürün miktarını artıracacağı, mal, hizmet ve bilgi ticaretini kolaylaştıracağı, ihracat performansını etkileyeceği, ekonomik büyümeye ivme kazandıracacağı, vergi geliri sağlayacağı ve istihdamı olumlu yönde etkileyeceği ileri sürülmektedir. YDY'nin istihdam üzerindeki olumlu etkilerinin, ülkenin kapasite kullanım oranının artırılmasıyla gerçekleştiği varsayılmaktadır (Borensztein vd. 1998; Javorcik, 2004).

Bir sektöre YDY'li firmaların girmesi, bu firmalara mal satan tedarikçiler için bir iç ihracat alanı oluşturmaktadır. Böylece yerli firmaların üretim hacmi ve üretim ölçeği büyüyecektir (Leshner ve Miroudot, 2008). YDY'li firma, kendisi gibi nihai mal üreten firmalara, ihracatın nasıl ve hangi ülkelere yapılabileceği konusunda bir rol-model oluşturacaktır. Bu sayede yeni pazarlara erişim imkânı elde eden yerli firmalar, üretim ölçeklerini büyütecek, işgücü talebini arttıracaktır (Audet ve Gagné, 2010).

Genellikle YDY'li firmalar, sadece yatırım yaptıkları ülkede mal satmak için değil, aynı zamanda yeni pazarlara açılmak, hammadde ve ucuz işgücü kaynaklarından yararlanmak, kendi ülkelerinin dâhil olmadığı bir ekonomik birliğe gümrüksüz mal satabilmek, nakliye maliyetlerini azaltmak ve pazar paylarını arttırmak için de diğer ülkelere yatırım yapmaktadır. Çalışmalar, bu firmaların ürünlerini, hem yatırım yaptıkları ülkelerde, hem de o ülkeleri üretim üssü haline getirerek, oradan başka ülkelere sattıklarını göstermektedir³. Örneğin; İrlanda'da faaliyet gösteren YDY'li firmalar, 1998 yılında ürettikleri malların %98'ini ihraç ederek, toplam imalat sanayi ihracatının %87'sini gerçekleştirmiştir (Ruane ve Ugur, 2005). Benzer şekilde YDY'li firmalar Çin'de, 2004 yılında 339 milyar dolarlık ihracat yaparak, toplam ihracatının %57'sini gerçekleştirmiştir (Zhang, 2005). Ayrıca, imalat sektörünün ihracatı içinde YDY'li firmaların payları; Malezya ve Çin'de 1995 yılında %50'ye, 2001 yılında Macaristan'da %80'e ulaşmıştır (Woodward, 2001). Hindistan'da ise %10'luk YDY artışının, bir dönem sonra ihracatı %8.1 oranında attırdığı tespit edilmiştir (Prasanna, 2010). 2000-2010 döneminde YDY'deki %10 oranındaki bir artışın, Türkiye'nin ihracatını %1.4 oranında arttırdığı belirlenmiştir (Göçer vd. 2012). Bütün bu

²Bu kavramın İngilizcesi "Foreign Direct Investment" olup, Türkçe iktisat literatüründe farklı tercümelemleri kullanılmaktadır. Bu çalışmada, Kaymak, (2005); Çeştepe ve Tüylüoğlu, (2006); Bozkurt ve Dursun (2006); Kamacı, (2009) ve Peker ve Göçer'deki (2010) kullanım esas alınmıştır.

³Toyota, Ford, vb. yabancı yatırımı olan firmalar, Türkiye'de ürettikleri araçların bir kısmını yurt içinde satarken, bir kısmını da buradan Avrupa ve Ortadoğu ülkelerine satmaktadır. Türkiye'de üretilen araçların 2009'da %76'sı, 2010'da %73'ü, çoğunluğu Avrupa'ya olmak üzere ihraç edilmiştir (Deloitte, 2011).

gelişmeler, yatırım yapılan ülkenin ihracatını dolayısıyla üretim ölçeğini ve istihdamını olumlu yönde etkilemektedir.

Bu çalışmada; YDY'nin istihdam üzerindeki etkisi Türkiye, Çin ve Hindistan örneğinde, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi, Maki (2012)⁴ çoklu yapısal kırılmalı eşbütünlük testi ve Dinamik En Küçük Kareler (DEKK) yöntemi kullanılarak, 1980-2011 dönemi verileriyle analiz edilmiştir. Bu kapsamda, söz konusu ülkelerde, YDY'nin istihdam artışına mı yoksa istihdam azalışına mı yol açtığı sorusuna yanıt aranmıştır. Bu yönüyle çalışmanın, literatüre bir katkı sağlayacağı ve araştırmacıların dikkatini bir kez daha YDY ve istihdam konularına çekileceği düşünülmektedir. Analiz sonucunda, beklentimiz YDY'nin istihdamı olumlu etkileyeceği yönündedir.

Çalışmanın örnek evrenini oluşturan ülkeler, son yıllarda elde ettikleri ekonomik büyüme performansı, bütün dünyanın ilgisini çekmektedir. Özellikle Çin'in başarısının arkasında YDY'nin önemli bir faktör olduğu kabul edilmektedir. Büyük miktarda YDY çekip bunu içselleştirerek, fason üreticilikten çıkıp, ürün geliştirici konumuna yükselen Çin ve Hindistan'ın bu alandaki deneyimlerinden, gelişmekte olan ülkelerin çıkaracağı önemli dersler bulunmaktadır. Sözkonusu ülkelerin yıllık YDY miktarları, dünya YDY'si içindeki payları ile işsizlik oranları Tablo 1'de sunulmuştur. Buna göre, 1980 yılında 54 milyar dolar olan dünya YDY akımının, 1990'lı yıllarda hızla arttığı gözlenmiştir. 2007'de 1.976 trilyon dolarla en yüksek seviyesine ulaşmış olan YDY, 2008 küresel ekonomik krizin etkisiyle 2009 yılında 1.2 trilyon \$'a kadar düşmüştür. 2011 yılında ise tekrar yükselerek 1.5 trilyon \$'ın üzerine çıkmıştır.

Tablo 1: Türkiye, Çin ve Hindistan'da YDY ve İşsizlik Verileri

	Dünya	Türkiye			Çin			Hindistan		
	YDY (Milyar Dolar)	YDY (Milyar Dolar)	Pay (%)	İşsizlik Oranı (%)	YDY (Milyar Dolar)	Pay (%)	İşsizlik Oranı (%)	YDY (Milyar Dolar)	Pay (%)	İşsizlik Oranı (%)
1980	54	0.018	0.03	11.9	0.057	0.1	4.9	0.08	0.1	8.7
1990	207	0.7	0.3	7.5	3.5	1.7	2.5	0.24	0.1	4.9
2000	1401	0.9	0.1	6.6	40.7	2.9	3.1	3.6	0.3	4.3
2006	1463	20.2	1.4	9.9	72.7	5.0	4.1	20.3	1.4	4.3
2007	1976	22.1	1.1	10.2	83.5	4.2	4.0	25.3	1.3	4.31
2008	1791	19.5	1.1	11.0	108.3	6.0	4.05	42.5	2.4	4.9
2009	1198	8.4	0.7	14.0	95	7.9	4.30	35.6	3.0	5.4
2010	1309	9.3	0.7	11.9	114.7	8.8	4.13	24.1	1.8	5.1
2011	1524	16	1.1	9.8	123.9	8.1	4.10	31.5	2.1	4.7

Kaynak: UNCTAD Statistics 2012 verileri kullanılarak, tarafımızdan oluşturulmuştur.

⁴ Maki (2012) testi oldukça güncel bir yöntem olup, Mayıs 2012'de ekonometri literatürüne girmiştir. Maki'nin ilk çalışmasında kullandığı kodlar, yapısal kırılmalar altında eşbütünlük ilişkisinin varlığını test edebilmesine karşılık, yapısal kırılma tarihlerini vermemekteydi. Bu durum, çalışmanın hazırlanması aşamasında, Maki'ye tarafımızdan bildirilmiştir. Daha sonra Ocak 2013'te Maki'nin göndermiş olduğu yeni Gauss kodları, yazarlar tarafından çalışır hale getirilmiş ve bu çalışmada kullanılmıştır. Bu yönüyle, çalışma muhtemelen Türkiye'de iktisat literatüründe bu yöntemin kullanıldığı ilk çalışmalardan biridir. Kodlar için, Ryukoku Üniversitesi'nden (Japonya) Daiki Maki'ye teşekkür ediyoruz.

Türkiye’de 1980 yılında sadece 18 milyon dolar olan YDY miktarı, 2000 yılında 1 milyar dolara yaklaşmış, büyük özelleştirme çalışmalarının da etkisiyle, 2007 yılında 22 milyar doları aşmıştır. 2008 küresel ekonomi krizinin etkisiyle hızlı bir düşüş gösteren YDY, 2009’da %57 oranında azalarak 8.4 milyar dolara gerilemiştir. 2011 yılında artan YDY, 16 milyar dolara ulaşmıştır. 1980 yılında sadece 57 milyon dolarlık YDY çeken Çin, 2011 yılında 124 milyar dolarlık YDY ile dünyada gerçekleşen YDY’nin %8’ini çekmeyi başarmıştır. Hindistan’a yönelik YDY akımı 2005 yılından sonra hızlanmıştır. 2011 yılında 31.5 milyar dolarla, dünya YDY’sinin yaklaşık %2’si bu ülkeyi tercih etmiştir. Ancak 1.2 milyarlık toplam nüfusuna, 300 milyonluk orta ve yüksek gelirli tüketici sınıfına oranla, bu kadar YDY’nin Hindistan için az olduğu söylenebilir. İşsizlik oranlarına bakıldığında ise Türkiye’de işsizlik oranlarının Çin ve Hindistan’a göre çok daha yüksek olduğu, 2008 küresel ekonomi krizinin üç ülkede de işsizliği arttırdığı görülmektedir.

Çalışmanın bundan sonraki ikinci bölümünde YDY ile istihdam arasındaki ilişkinin teorik çerçevesi incelenmiş, üçüncü bölümde Türkiye, Çin ve Hindistan ekonomilerinde YDY ve istihdam ilişkisine vurgu yapılmış, dördüncü bölümde literatür özeti verilmiş, beşinci bölümde ampirik analiz ve bulgulara yer verilerek; çalışma sonuç ve öneriler kısmıyla tamamlanmıştır.

4.LİTERATÜR ÖZETİ

Literatürde, YDY ve istihdam arasındaki ilişkiyi araştıran ampirik çalışmalar önemli bir yer tutmaktadır. Bu çalışmalar kronolojik sırayla şu şekilde özetlenmiştir:

Blomström vd. (1997), YDY ile istihdam arasındaki ilişkiyi, 1970-1994 dönemi verileriyle ABD ve İsveç için araştırmış ve ABD asıllı YDY firmaların, emek yoğun malları, geliştirmekte olan ülkelerdeki bağlı şirketlerinde ürettiğini ve bunun, söz konusu ülkelerdeki istihdamı artırdığını ancak, ABD’deki istihdamı azalttığını; İsveç kaynaklı firmaların ise, daha çok, gelişmiş ülkelerde faaliyet gösterdiğini ve bu ülkelerde daha çok, nitelikli işgücü (mavi yakalılar) istihdamını arttırdığını tespit etmiştir. Andersen ve Hainaut (1998), OECD ülkelerinde 1980-1996 döneminde YDY’nin istihdamı arttırdığına ilişkin zayıf bulgular elde etmiştir. Zhao (1998), YDY’nin sendikaya bağlı olarak çalışanların ücret gelirlerini azalttığını, bununla birlikte, sendikaların ücretlerden çok, istihdamı öncelendiği durumda, YDY’nin sendikalı çalışanların istihdamını olumlu yönde etkilediği bulgusunu elde etmiştir. Fung vd. (1999), YDY’nin istihdamı, ülkenin diğer ekonomik dinamiklerine bağlı olarak, pozitif ya da negatif yönde etkileyebildiğini tespit etmiştir. Barros ve Cabrol (2000), YDY çekmek için ülkeler arasında bir rekabetin olduğunu ve ülkelerin yüksek işsizliğe sahip olmasının, YDY açısından daha cazip bir durum teşkil ettiğini ifade etmiştir. Fu ve Balasubramanyam (2005), Çin’de 1987-1998 döneminde YDY’de %10’luk bir artışın, istihdamda % 0.3’lük bir artışa yol açtığını tespit etmiştir. Hunya ve Geishecker (2005), Avrupa Ülkelerinde 1993-2003 döneminde YDY’nin nitelikli işgücünde daha fazla istihdam artırıcı etkisi olduğuna ilişkin bulgular elde etmiştir. Yaylı ve Değer (2012), 27 tane geliştirmekte olan ülkede, 1991-2008

dönemi için yaptığı analizde; kısa dönemde YDY'den istihdama doğru bir nedensellik ilişkisi olduğunu belirlemiştir.

Türkiye için yapılmış çalışmalarda genellikle YDY'nin istihdama olumlu bir katkısının olmadığı yönünde bulgulara ulaşılmıştır (Karagöz, 2007; Vergil ve Ayaş, 2009; Aktar ve Öztürk 2009; Peker ve Göçer, 2010; Ekinci, 2011; Saray 2011). Bu çalışmalarda genellikle Türkiye'de YDY'nin istihdam artışına neden olmadığı yönünde bulgulara ulaşılmıştır.

5.AMPİRİK ANALİZ

5.1. Veri Seti

1980-2011 dönemini kapsayan çalışmada; istihdam edilen kişi sayısı (L , milyon kişi), net Yabancı Doğrudan Yatırım (YDY ; milyar dolar, akım), gayrisafi yurtiçi hâsıla(GDP; milyar dolar), mevduat faiz oranı (INT ; %) ve tüketici fiyat endeksi (CPI ; %) olmak üzere toplam beş değişken kullanılmıştır. L , YDY ve GDP serilerinin logaritmaları alındıktan sonra analizde kullanılmıştır. Değişkenlere ilişkin veriler; Dünya Bankası, IMF ve UNCTAD'ın web sayfalarından derlenmiştir.

5.2. Model

YDY'nin istihdam üzerindeki etkisini belirlemek amacıyla oluşturulan ekonometrik modele⁵, Cobb-Douglas üretim fonksiyonuyla başlanabilir:

$$Y_{it} = A_{it}^{\gamma} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta} \quad (1)$$

Burada i ; bölgeyi, t ; zamanı göstermektedir. Y reel çıktıyı, A ; teknolojiyi, K sermaye stokunu, L işgücü girdisini α ve β faktör paylaşım katsayılarını, γ üretim sürecinde teknolojinin büyümesini ifade etmektedir. Kârını maksimize etmek isteyen firma, sermayenin marjinal getirisi, sermaye kullanım maliyetine (r) eşit oluncaya kadar sermaye ve işgücünün marjinal getirisi, ücrete (w) eşit oluncaya kadar da emek istihdam edecektir. Bunun için Denklem (1)'in K ve L ye göre türevi alınıp, r ve w 'ye eşitlendiğinde:

$$\frac{\partial Y_{it}}{\partial K_{it}} = A_{it}^{\gamma} \alpha K_{it}^{\alpha-1} L_{it}^{\beta} = r \quad (2)$$

$$\frac{\partial Y_{it}}{\partial L_{it}} = A_{it}^{\gamma} K_{it}^{\alpha} \beta L_{it}^{\beta-1} = w \quad (3)$$

Denklem (2)'nin ikinci tarafı daha açık yazıldığında:

$$A_{it}^{\gamma} \alpha K_{it}^{\alpha} K_{it}^{-1} L_{it}^{\beta} = r \quad (4)$$

⁵Çalışmanın bu aşamasında, Milner ve Wright'ın (1998) ile Greenaway vd. (1999) izlenmiştir. Ayrıca ekonomik büyüme, tüketici fiyat endeksi ve faiz oranları eklenerek, model tarafımızdan genişletilmiştir.

elde edilir. Denklem (4)'ten K_{it}^α çekilip, Denklem (4)'te yerine yazıldığında:

$$A_{it}^\gamma \alpha \left(\frac{w}{A_{it}^\gamma \beta L_{it}^{\beta-1}} \right) K_{it}^{-1} L_{it}^\beta = r \quad (5)$$

Bu eşitlikten K_{it} yalnız bırakılırsa:

$$K_{it} = \frac{\alpha L_{it}}{\beta} * \frac{w}{r} \quad (6)$$

elde edilir. Bu değer Denklem (1)'de yerine yazıldığında:

$$Y_{it} = A_{it}^\gamma \left(\frac{\alpha L_{it}}{\beta} * \frac{w}{r} \right)^\alpha L_{it}^\beta \quad (7)$$

Eşitliğin her iki tarafının logaritması alındıktan sonra, işgücü talebi yalnız bırakılırsa:

$$\ln Y_{it} = \gamma \ln A_{it} + \alpha \ln \left(\frac{\alpha L_{it}}{\beta} * \frac{w}{r} \right) + \beta \ln L_{it} \quad (8)$$

$$\ln Y_{it} = \gamma \ln A_{it} + \alpha \left(\ln \left(\frac{\alpha}{\beta} \right) + \ln L_{it} + \ln \left(\frac{w}{r} \right) \right) + \beta \ln L_{it} \quad (9)$$

$$\ln Y_{it} = \gamma \ln A_{it} + \alpha \ln \left(\frac{\alpha}{\beta} \right) + \alpha \ln L_{it} + \alpha \ln \left(\frac{w}{r} \right) + \beta \ln L_{it} \quad (10)$$

$$\ln L_{it} = \frac{\ln Y_{it} - \gamma \ln A_{it} - \alpha \ln \left(\frac{\alpha}{\beta} \right) - \alpha \ln \left(\frac{w}{r} \right)}{(\alpha + \beta)} \quad (11)$$

elde edilir. Denklem (11), YDY'nin istihdama etkisini gösterebilecek şekilde genişletilecektir. YDY ile teknoloji transferi gerçekleşmektedir. Bu yüzden teknoloji parametresinin (A) zamanla, YDY girişlerine bağlı olarak aşağıdaki gibi değişeceği varsayılmaktadır.

$$A_{it} = e^{\delta_0} YDY_{it}^{\delta_1} \quad \delta_0 \text{ ve } \delta_1 > 0 \quad (12)$$

Bu eşitliğin her iki tarafının logaritması alındığında;

$$\ln A_{it} = \delta_0 + \delta_1 \ln YDY_{it} \quad (13)$$

Bu ifade, Denklem (11)'de yerine yazılırsa:

$$\ln L_{it} = \frac{\ln Y_{it} - \gamma (\delta_0 + \delta_1 \ln YDY_{it}) - \alpha \ln \left(\frac{\alpha}{\beta} \right) - \alpha \ln \left(\frac{w}{r} \right)}{(\alpha + \beta)} \quad (14)$$

elde edilir. Bu ifadeden YDY ayrıştırılırsa:

$$\text{Ln}L_{it} = \frac{\text{Ln}Y_{it} - \gamma\delta_0 - \alpha \text{Ln}\left(\frac{\alpha}{\beta}\right) - \alpha \text{Ln}\left(\frac{w}{r}\right)}{(\alpha + \beta)} - \frac{\gamma\delta_1}{(\alpha + \beta)} \text{LnYDY}_{it} \quad (15)$$

Burada: $\phi_0 = \frac{\text{Ln}Y_{it} - \gamma\delta_0 - \alpha \text{Ln}\left(\frac{\alpha}{\beta}\right) - \alpha \text{Ln}\left(\frac{w}{r}\right)}{(\alpha + \beta)}$ ve $\phi_1 = \frac{\gamma\delta_1}{(\alpha + \beta)} \text{LnYDY}_{it}$

denirse, işgücü talep denklemi şu hale gelir.

$$\text{Ln}L_{it} = \phi_0 + \phi_1 \text{LnYDY}_{it} \quad (16)$$

Elde edilen bu modele, gelir (*GDP*), tüketici fiyat endeksi (*CPI*) ve faiz oranları (*INT*) değişkenleri eklenmiş ve genişletilmiş model elde edilmiştir.

$$\text{Ln}L_{it} = \phi_0 + \phi_1 \text{LnYDY}_{it} + \phi_2 \text{CPI}_{it} + \phi_3 \text{GDP}_{it} + \phi_4 \text{INT}_{it} \quad (17)$$

5.3. Yöntem

Bu çalışmada; YDY'nin ülkelerin toplam faktör verimlilikleri üzerindeki etkileri, çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme yöntemiyle analiz edilmiştir. İlk aşamada; serilerin durağanlıkları, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testiyle incelenmiştir. İkinci aşamada; *TFV* serisi türetilmiş, üçüncü aşamada; *TFV* ve *YDY* serileri arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünleşme testiyle sınanmıştır. Dördüncü aşamada; seriler arasındaki uzun dönem ilişkileri, DEKK yöntemiyle tahmin edilmiştir. Son aşamada; seriler arasındaki kısa dönem analizi, hata düzeltme modeli çerçevesinde DEKK yöntemiyle tahmin edilmiştir.

5.4. Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi

Bir zaman serisi, analiz dönemi içinde, farklı dönemlerde, değişik deterministik trendler etrafında durağan olabilir. Bu değişiklikler; sabit terimde ve/veya eğimde meydana gelen yapısal farklılaşmalardan (kırılmalardan) kaynaklanabilir. Bu kırılmalara; savaş, barış, doğal afetler, terör olayları, politika değişiklikleri⁶ ve ekonomik krizler⁷ neden olabilir. Bu yapısal kırılmaları dikkate almadan yapılan birim kök analizleri, hatalı sonuçlar verebilir ve testin gücünü azaltır (Perron, 1989). Bununla birlikte, Perron (1989), yapısal kırılmaların varlığı durumunda, standart Augmented Dickey Fuller (ADF) testlerinin, birim kök hipotezini reddedememe, yani durağan olan serileri durağan değil biçiminde değerlendirme eğiliminde olduğunu ifade etmiştir.

Yapısal kırılmalı birim kök testleri Perron (1989) ile başlamış, Zivot-Andrews (1992), Lumsdaine-Papell (1997), Perron (1997), Ng-Perron (2001) ve

⁶ 1978'de Çin, 24 Ocak 1980'de Türkiye ve 1991'de Hindistan'da olduğu gibi.

⁷ 1929 büyük buhranı ve 2008 küresel ekonomik krizi gibi.

Lee-Strazicich (2003) ile devam etmiştir. Bu yöntemlerde, serilerde bir veya iki tane yapısal kırılmaya izin verilirken, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) (CS) testinde, 5 tane yapısal kırılmaya izin verilmekte ve kırılma noktaları içsel kabul edilmektedir. CS testi, yapısal kırılma noktalarını, Bai ve Perron (2003) algoritmasını kullanarak ve quasi-GLS yöntemi yardımıyla, dinamik programlama süreciyle, hata kareler toplamını minimize ederek elde etmektedir. Bu test, küçük örneklerde de kullanılabilir özelliğine sahiptir (Carrion-i-Silvestre vd. 2009). CS testinde kullanılan stokastik veri üretme süreci şöyledir:

$$y_t = d_t + u_t \quad (18)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t \quad t = 0, 1, \dots, T \quad (19)$$

Carrion-i-Silvestre vd. (2009), şu test istatistiklerini geliştirmiştir:

$$MSB(\lambda^0) = \left(s(\lambda^0)^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{\frac{1}{2}} \quad (20)$$

$$MZ_t(\lambda^0) = (T^{-1} \tilde{y}_T^2 - s(\lambda^0)^2) \left(4s(\lambda^0)^2 T^{-2} \sum_{t=1}^T \tilde{y}_{t-1}^2 \right)^{\frac{1}{2}} \quad (21)$$

Testin hipotezleri:

H_0 : Yapısal kırılmalar altında birim kök vardır.

H_1 : Yapısal kırılmalar altında birim kök yoktur.

Bu hipotezleri test etmek için gerekli olan asimtotik kritik değerler bootstrapla üretilebilmektedir. Bu çalışmada serilerin durağanlıkları CS testi ile incelenmiş ve elde edilen sonuçlar, Tablo 2'de sunulmuştur.

Tablo 2'de düzey değerlerinde hesaplanan test istatistikleri, kritik değerden büyük olduğu için, bütün serilerde birim kök olduğu, yani düzey değerinde durağan olmadıkları, birinci farkları alındığında, en az bir test yöntemine göre, durağan hale geldikleri yani $I(1)$ oldukları görülmektedir. Bu durumda seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin araştırılabileceğine karar verilmiştir.

Test yönteminin ülke ekonomilerindeki yapısal kırılma tarihlerini, büyük oranda başarılı bir şekilde tespit ettiği görülmektedir. Testlerin yakaladığı yapısal kırılma noktaları çerçevesinde Türkiye ekonomisine bakıldığında; 1986'da İstanbul Menkul Kıymetler Borsası kurulmuş, 1989'da sermaye hareketleri dışa açık hale getirilerek; yabancı sermaye girişinin önündeki engeller kaldırılmıştır. 1990'lı yılların başından itibaren bozulmaya başlayan makro ekonomik göstergeler 1994 yılında 5 Nisan kararlarının alınmasını zorunlu kılmış, bu da ekonomi politikalarında yapısal değişmelere yol açmıştır. 1997 Asya Krizi, 1998

Rusya Krizi ve 1999 Marmara Depreminin getirmiş olduğu ekonomik yük ve takip eden yapısal ekonomik sorunlar, 2001 krizinin öncü dinamiklerini oluşturmuştur. Kriz sonrası Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı ile birlikte ekonomik model yeniden tanımlanmıştır. Enflasyon hedeflemesi rejimine geçilen bu dönemde, bir yandan ekonomik dengeler kurulurken, diğer yandan özelleştirme ve yabancı sermaye girişlerinde önemli artışlar gerçekleşmiştir. 2008 küresel ekonomi krizinin etkileri de modelde net biçimde görülmektedir.

Tablo 2: CS Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

		Düzyer Değerleri		Kırılma Tarihleri	Birinci Farkları	
		MSB	MZ _t		MSB	MZ _t
TÜRKİYE	L	0.19 (0.10)	-2.28 (-4.87)	1984;1989; 1994;1998; 2004	0.18* (0.21)	-2.66* (-2.33)
	YDY	0.19 (0.10)	-2.59 (-4.76)	1987;1992; 2000;2004; 2008	0.18* (0.21)	-2.65* (-2.33)
	GDP	0.15 (0.10)	-2.73 (-4.77)	1984;1993; 1996;2000; 2008	0.18* (0.21)	-2.72* (-2.33)
	INT	0.20 (0.10)	-2.42 (-4.86)	1982;1987; 1993;1999; 2008	0.18* (0.21)	-2.68 (-2.33)
	CPI	0.20 (0.10)	-2.39 (-4.86)	1983;1987; 1993;1998; 2002	0.15* (0.21)	-2.88* (-2.33)
ÇİN	L	0.18 (0.10)	-2.73 (-4.67)	1982;1985; 1989;1992; 2007	0.18* (0.21)	-2.69* (-2.33)
	YDY	0.19 (0.10)	-2.56 (-4.70)	1986;1989; 1992;2001; 2004	0.18* (0.21)	-2.70* (-2.33)
	GDP	0.21 (0.10)	-2.33 (-4.78)	1982;1985; 1988;1998; 2005	0.20* (0.21)	-2.35* (-2.33)
	INT	0.17 (0.10)	-2.76 (-4.68)	1989;1992; 1995;1998; 2001	0.18* (0.21)	-2.71* (-2.33)
	CPI	0.19 (0.10)	-2.54 (-4.75)	1982;1987; 1993;1997; 2008	0.18* (0.21)	-2.66* (-2.33)
HİNDİSTAN	L	0.18 (0.10)	-2.72 (-4.82)	1982;1990; 1997;2001; 2008	0.211* (0.212)	-1.63 (-2.33)
	YDY	0.20 (0.10)	-2.24 (-4.56)	1992;1997; 2002;2005; 2009	0.18* (0.21)	-2.71* (-2.33)
	GDP	0.17 (0.10)	-2.74 (-4.81)	1985;1990; 1993;2002; 2006	0.18* (0.21)	-2.72* (-2.33)
	INT	0.21 (0.10)	-2.04 (-4.61)	1990;1993; 1996;2004; 2008	0.17* (0.21)	-2.62* (-2.33)
	CPI	0.18 (0.10)	-2.67 (-4.82)	1982;1988; 1992;1998; 2007	0.19* (0.21)	-2.52* (-2.33)

Not: *, %5 anlamlılık düzeyinde durağanlığı ifade etmektedir. Parantez içindeki değerler, bootstrap kullanılarak 1000 yinleme ile üretilmiş kritik değerlerdir. Yapısal kırılma tarihleri, test yöntemi tarafından belirlenmiş tarihler olup, serilerin orijinal hallerindeki kırılmaları ifade etmesi için, sadece düzey değerleriyle yapılan testteki sonuçlar rapor edilmiştir.

Testlerin yakaladığı yapısal kırılma noktaları çerçevesinde Çin ekonomisine bakıldığında;1978 de reform hareketlerine başlayan ülke 1984’de sanayi reformunu başlatmış, 1986’da yüksek teknolojiye ağırlık veren kalkınma planını uygulamaya koymuştur. 1997 Güney Doğu Asya ve 1998 Rusya Krizleri, Çin ekonomisini etkilemiştir. 2001 yılında Çin Dünya Ticaret Örgütüne üye olmuştur. 2008 Küresel ekonomi krizi, Çin’i de etkilemiş ve makroekonomik göstergelerinde değişmelere neden olmuştur.

Testlerin yakaladığı yapısal kırılma noktaları çerçevesinde Hindistan ekonomisine bakıldığında; 1991 yılına kadar sosyal demokrat politikalarla yönetilen Hindistan, bu tarihten sonra yabancı sermaye hareketlerini serbestleştirmeye ve ekonomiyi liberalleştirmeye yönelik reformlara başlamış, pazar ekonomisi anlayışını benimsemiştir. 1991 reformları ile ithalat izinlerinin esnetilmesi öngörülmüştür. Hindistan Rupisi 1991’de %22 oranında devalüe edilmiş, 1992’de ikili döviz kuru uygulamasına geçilmiştir. İhracatçılara, ülkeye getirdikleri dövizin %60’ını serbest kullanma hakkı tanınmıştır. 1993’te tüketim malları ve tarım ürünleri hariç, tüm malların ithalatı serbest bırakılmıştır. 1995 yılında Dünya Ticaret Örgütü’ne de giren Hindistan, 2001 yılında tarım sektörü girdileri hariç, tüm ürünlerin ithalatını serbest bırakmıştır. 1997 Güney Doğu Asya ve 1998 Rusya Krizleri, Hindistan ekonomisini de etkilemiştir. İhracatın arttırılabilmesi için 2001-2002 yıllarında 64 ürün, rezerv listesinden çıkarılarak, dış ticareti serbest hale getirilmiş, yatırımcıların almak zorunda oldukları lisanslar ve yatırım izinleri kaldırılmıştır. Bütün bu gelişmeler, Hindistan ekonomisinde yapısal kırılmalara neden olmuştur. 2008 küresel ekonomik krizinin de ülkenin ekonomik yapısında önemli değişimler meydana getirdiği görülmektedir.

5.5.Eşbütünleşme Analizi

Bu çalışmada YDY ve TFV serileri arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı, Maki (2012) testi ile incelenmiştir. Gregory ve Hansen (1996), Carrion-i-Silvestre ve Sanso (2006) ve Westerlund ve Edgerton (2006) bir tane yapısal kırılmayı göz önünde bulundurabilirken, Maki (2012) beş taneye kadar yapısal kırılma altında, seriler arasındaki eşbütünleşmenin varlığını test edebilmekte ve yapısal kırılma tarihlerini verebilmektedir. Özellikle, eşbütünleşme denkleminde üç ve daha fazla yapısal kırılma olduğunda, bu yöntem, Gregory ve Hansen (1996) ve Hatemi-j (2008) yöntemlerden daha üstündür (Maki, 2012). Testin çalışma algoritmasında; her bir dönem muhtemel bir kırılma noktası olarak alınmakta, t istatistikleri hesaplanmakta ve t 'nin minimum olduğu noktalar, kırılma noktası olarak kabul edilmektedir. Bu yöntemde analize alınacak bütün serilerin $I(1)$ olması gerekmektedir. Maki (2012), yapısal kırılmaların varlığı durumunda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını test edebilmek için, dört farklı model geliştirmiştir:

Model 0: Sabit terimde kırılma var, trendsiz model.

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \beta x_t + u_t \quad (22)$$

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

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + u_t \quad (23)$$

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

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \gamma x + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + u_t \quad (24)$$

Model 3: Sabit terimde, eğimde ve trendde kırılma var.

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^k \mu_i K_{i,t} + \gamma t + \sum_{i=1}^k \gamma_i t K_{i,t} + \beta x_t + \sum_{i=1}^k \beta_i x_i K_{i,t} + u_t \quad (25)$$

K_i , kukla değişkenler olup, Maki (2012) şöyle tanımlanmıştır:

$$K_i = \begin{cases} 1 & t > T_B \text{ iken} \\ 0 & \text{diğer durumlarda} \end{cases}$$

Burada T_B yapısal kırılma tarihini ifade etmektedir. Testin hipotezleri:

H_0 : Yapısal kırılmalar altında seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

H_1 : Yapısal kırılmalar altında seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır.

Hipotezleri test etmek için gerekli olan kritik değerler, Monte Carlo simülasyonu ile hesaplanmış ve Maki'de (2012) verilmiştir. Bu çalışmada Denklem (17)'de verilen model için, Maki (2012) testi yapılmış ve elde edilen sonuçlar, Tablo 3'te sunulmuştur.

Tablo 3: Maki (2012) Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme Testi Sonuçları

		Test İstatistiği	Yapısal Kırılma Tarihleri
TÜRKİYE	Model 0	-7.14[-6.30]*	1984;1986;1996;1999;2009
	Model 1	-8.30[-6.49]*	1986;1991;1996;2002;2004
	Model 2	-14.03[-8.86]*	1984;1989;1995;2000;2006
	Model 3	-7.79[-9.48]	1984;1989;1996;2002;2005
ÇİN	Model 0	-6.20 [-6.03]**	1982;1986;1989;1997;2007
	Model 1	-7.07[-6.49]*	1982;1986;1989;2001;2007
	Model 2	-8.43 [-8.86]	1984;1987;1989;1996;2002
	Model 3	-10.84 [-9.48]*	1989;1995;1987;2000;2005
HİNDİSTAN	Model 0	-6.72 [-6.30]*	1983;1988;1992;2001;2009
	Model 1	-8.17 [-6.49]*	1985;1993;1998;2001;2009
	Model 2	-8.24 [-8.86]	1984;1992;1997;2000;2006
	Model 3	-5.61 [-9.48]	1985;1987;1994;2001;2009

Not: Köşeli parantez içindeki değerler, kritik değerler olup, Maki (2012) Tablo 1'den alınmıştır. *, %5 anlamlılık düzeyinde, **, %10 anlamlılık düzeyinde eşbütünleşme ilişkisinin varlığını ifade etmektedir.

Tablo 3'teki sonuçlar incelendiğinde, her ülke için en az birkaç modelde, hesaplanan test istatistiklerinin, kritik değerlerden küçük olduğu, dolayısıyla seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olduğu görülmektedir. Seriler, uzun dönemde birlikte hareket etmektedir ve bu serilerin düzey değerleriyle gerçekleştirilecek uzun dönem analizi, sahte regresyon içermeyecektir. Bu durumda seriler arasındaki uzun dönem eşbütünleşme katsayılarının tahminine

geçilebileceğine karar verilmiştir. Eşbütünleşme analizinden elde edilen yapısal kırılma tarihleri, kukla değişkenlerle uzun dönem analizine dâhil edilmiştir.

5.6. Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayılarının Tahmini

Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi belirlendiğinde, uzun dönem eşbütünleşme katsayıları DEKK veya Tam Değiştirilmiş EKK (TDEKK) yöntemlerinden biriyle tahmin edilebilmektedir. Seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edilemediği durumda ise EKK yöntemi kullanılmaktadır (Gregory ve Hansen, 1996).

Stock-Watson (1993), EKK tahmincisindeki sapma ve içsellik sorunlarını giderebilmek için, modele açıklayıcı değişkenlerin düzey değerleriyle birlikte, farklarının gecikmelerinin (lag) ve öncüllerinin (lead) de eklenmesini önermiştir. DEKK tahmincisinin kullanılabilmesi için, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisinin var olması gerekmektedir. Aynı zamanda, bağımlı değişken $I(1)$ olmak şartıyla, bağımsız değişkenlerden bazıları $I(1)$, bazıları da $I(0)$ olabilmektedir. Bu yöntem, bağımsız değişkenlerdeki içsellik ve otokorelasyonun varlığı durumunda da güçlü ve tutarlı tahminler üretmektedir (Esteve ve Requena, 2006: 118). DOLS ile tahmin yapılırken, iki değişkenli bir regresyon modeli şu hale getirilmektedir:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 X_t + \sum_{i=-q}^q \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (26)$$

Burada q ; optimum öncül ve gecikme değerini ifade etmekte olup, Akaike Bilgi Kriteri (Akaike Information Criteria) yardımıyla belirlenmiştir. Çalışmada uzun dönem eşbütünleşme katsayıları, Denklem (17)'de verilen model kullanılarak DEKK yöntemiyle tahmin edilmiş, elde edilen sonuçlar Tablo 4'te sunulmuştur.

Tablo 4: Uzun Dönem Eşbütünleşme Katsayıları

	Sabit Terim	YDY	GDP	INT	CPI	K1	K2	K3	K4	R ²	DW
Türkiye	1.61	-0.03 [-4.01]	0.22 [13.70]	-0.003 [-7.98]	0.0002 [1.28]	0.09 [6.67]	-0.06 [-1.44]	0.02 [1.30]	-0.02 [-1.15]	0.91	1.50
Çin	5.26	0.03 [3.23]	0.13 [6.73]	-0.03 [-2.08]	-0.008 [-2.44]	0.03 [1.09]	-0.06 [-1.93]	0.05 [2.51]	-0.08 [-3.03]	0.89	1.87
Hindistan	4.64	0.02 [2.19]	0.15 [3.30]	0.0008 [0.11]	0.0008 [0.26]	-0.02 [-1.05]	0.04 [2.77]	0.03 [1.80]	-0.03 [-1.37]	0.80	1.38

Not: Köşeli parantez içindeki değerler, t istatistikleridir. Tahminlerdeki otokorelasyon ve değişen varyans sorunları, Newey-West yöntemi ile giderilmeye çalışılmıştır. Kukla değişkenler Türkiye için K1: 1986, K2: 1996, K3: 2002 ve K4: 2009; Çin için K1: 1986, K2: 1997, K3: 2001 ve K4: 2007, Hindistan için K1: 1983, K2: 1992, K3: 2001 ve K4: 2009 olarak alınmıştır.

Tablo 4'teki sonuçlara göre; Türkiye'de YDY'nin istihdam üzerinde negatif bir etkisinin olduğu tespit edilmiştir. Bu ilişki istatistikî olarak da anlamlıdır. Yani Türkiye'ye gelen YDY %10 oranında arttığında, ülkede istihdam edilen kişi sayısı % 0.3 oranında azalmaktadır. Bu durumun, son dönemlerde

Türkiye'ye gelen YDY'nin daha çok özelleştirme ve şirket evliliği şeklinde olmasından kaynaklandığı düşünülmektedir. GDP, istihdamı beklentilere uygun şekilde, pozitif ve istatistiki olarak anlamlı düzeyde etkilemektedir. Faiz oranlarındaki artış, istihdamı azaltmış, enflasyonun etkisi ise anlamsız çıkmıştır. 1986 yılında İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın kurulması ve 2002 sonrası uygulanan Güçlü ekonomiye Geçiş programı, ülkede istihdam artışına olumlu yansımış, 1994 ve 2008 ekonomik krizleri, istihdamı azaltıcı yönde etkilemiştir.

Çin'de YDY'nin istihdam üzerindeki etkisi pozitif ve istatistikî olarak anlamlı çıkmıştır. Yani, Çin'e gelen YDY, %10 oranında arttığında, istihdam %0.3 oranında artmaktadır. Bu durum, Çin'deki gelişmelerle uyumludur. Çünkü pek çok büyük yabancı firma, Çin'i üretim üssü haline getirmiştir. Bu firmalar, yaptıkları yatırımlarla, ülkedeki istihdama olumlu katkı sağlamıştır. GDP istihdamı pozitif, faiz ve enflasyondaki artışlar ise negatif etkilemiştir. Yapısal kırılmalara bakıldığında; 1997 Güney Doğu Asya ve 2008 küresel ekonomi krizleri istihdamı negatif etkilerken, 2001 yılında Dünya Ticaret Örgütü'ne girmesi pozitif etkilemiştir.

Hindistan'a ait sonuçlara bakıldığında, YDY'nin istihdamı pozitif ve istatistikî olarak anlamlı düzeyde etkilemiştir. Hindistan'a gelen YDY, %10 oranında arttığında, bu ülkede istihdam %0.2 oranında artmaktadır. Bu durum beklentilere uygundur. Çünkü pek çok büyük yabancı firma, özellikle bilgisayar yazılımı işlerini ve çağrı merkezlerini (call center), Hindistan'a taşımış, bu amaçla önemli yatırımlar yapmıştır. Bu yatırımlar, ülkedeki istihdama olumlu katkı sağlamıştır. Yapısal kırılma noktalarına bakıldığında; 1991 ve 2001 yıllarında gerçekleştirilen ekonomiyi liberalleştirme çabalarının, istihdamı olumlu yönde etkilediği, 2008 küresel ekonomi krizinin ise olumsuz etkilediği tespit edilmiştir.

5.7.Kısa Dönem Analizi: Hata Düzeltme Modeli

Kısa dönem analizinde, farkı alınmış serilerin gecikmeleri ve uzun dönem analizinden elde edilen hata terimi serisinin bir dönem gecikmeli değeri (Error Correction Term: ECT_{t-1}) kullanılmaktadır. Hata düzeltme modeli şöyle tanımlanmıştır:

$$\Delta EMP_t = \alpha_0 + \alpha_1 ECT_{t-1} + \alpha_2 \Delta YDY_t + \alpha_3 \Delta GDP_t + \alpha_4 \Delta INT_t + \alpha_5 \Delta CPI_t + u_t \quad (27)$$

Bu model, DEKK yöntemiyle tahmin edilerek, sonuçları Tablo 5'te sunulmuştur.

Tablo 5: Kısa Dönem Hata Düzeltme Modeli Tahmin Sonuçları

	<i>Sabit Terim</i>	ECT_{t-1}	ΔYDY	ΔGDP	ΔINT	ΔCPI	R^2	DW
Türkiye	-0.01	-1.35 [-4.57]	-0.10 [-6.55]	0.34 [5.41]	-0.004 [-6.32]	0.003 [4.56]	0.81	2.26
Çin	0.01	-0.05 [-2.57]	0.02 [3.58]	0.01 [0.28]	0.01 [1.32]	-0.001 [-0.84]	0.71	1.75
Hindistan	0.007	-0.06 [-2.02]	-0.03 [-4.32]	0.08 [2.84]	0.003 [2.12]	0.0009 [1.23]	0.61	2.07

Not: Köşeli parantez içindeki değerler, t istatistikleridir. Tahminlerdeki otokorelasyon ve değişen varyans sorunları, Newey-West yöntemi ile giderilmeye çalışılmıştır.

Tablo 6'da üç ülke için de hata düzeltme terimlerinin katsayıları negatif ve istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bu modellerde, hata düzeltme terimi çalışmaktadır. Yani, uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında kısa dönemde meydana gelen sapmalar ortadan kalkmakta ve seriler tekrar uzun dönem denge değerlerine yakınsamaktadır. Bu durum, yapılan uzun dönem analizlerinin güvenilir olduğuna da bir kanıt oluşturmaktadır.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Bu çalışmada, Türkiye, Çin ve Hindistan örneğinde, YDY'nin, istihdam üzerindeki etkileri, Carrion-i-Silvestre vd. (2009) çoklu yapısal kırılmalı birim kök testi, Maki (2012) çoklu yapısal kırılmalı eşbütünlüşme testi ve DEKK yöntemi yardımıyla, 1980-2011 dönemi için analiz edilmiştir.

Ampirik analiz bağlamında uygulanan yapısal kırılmalı birim kök testi sonucunda, serilerin düzey değerlerinde durağan olmayıp, birinci farkları alındığında durağan hale geldikleri, yani $I(1)$ oldukları görülmüştür. Dolayısıyla bu seriler arasında eşbütünlüşme analizinin yapılabileceğine karar verilmiştir. Gerçekleştirilen yapısal kırılmalı eşbütünlüşme testi sonucunda, seriler arasında eşbütünlüşme ilişkisinin olduğu, yani serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettikleri görülmüştür. Böylece seriler arasındaki uzun ve kısa dönem analizlerinin yapılabileceği sonucuna ulaşılmıştır.

Seriler arasındaki uzun dönem ilişkisi DEKK yöntemiyle tahmin edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, ülkeye giren net YDY %10'luk artış istihdamı Türkiye'de %0.3 oranında azaltmasına karşılık, Çin'de %0.3 ve Hindistan'da %0.2 oranında arttırdığı tespit edilmiştir. Elde edilen bu sonuçlar, literatürdeki Türkiye için; Karagöz (2007), Vergil ve Ayaş (2009), Aktar ve Öztürk (2009), Peker ve Göçer (2010), Ekinci (2011) ve Saray (2011) ile; Çin ve Hindistan'da; Andersen ve Hainaut (1998), Fu ve Balasubramanyam (2005) ve Yaylı ve Değer (2012) ile uyumludur.

Sonuç olarak; YDY, ev sahibi ülkedeki istihdamı pozitif ya da negatif yönde etkileyebilmektedir. Ülkelerin, YDY yoluyla istihdam oranlarını arttırabilmeleri için; ülkede yatırım yapacak yabancı firmalardan, mevcut istihdamı koruyucu ve ek istihdam oluşturuvcu tedbirleri almaları istenebilir. En azından, bu şekilde gelecek YDY'lere ek teşvikler sağlanabilir. Bu bağlamda, Çin'de uygulanan politikalar benzeri uygulamalarla, örneğin; ülkeye gelen yabancı firmaların, yerli firmaları satın almasından çok, yeni yatırım yapmaları konusunda yönlendirmeler faydalı olabilir. Bununla birlikte, YDY'lerin ihracata yönelik üretim yapması yönünde yapılacak düzenlemeler ve ülkenin yurt dışında yaşayan vatandaşlarının kendi ülkelerine YDY yapmalarının teşvik edilmesi ve benzeri uygulamalar geliştirilebilir.

Bunun dışında, YDY'lerin yurtiçi firmaların ikamesi değil, tamamlayıcısı olmasına yönelik tedbirler alınabilir. Bu yolla bir sektöre gelen YDY karşısında yerli firmaların ayakta kalmalarının yanı sıra, istihdamın olumsuz etkilenmemesi de sağlanabilir.

KAYNAKÇA

- AKTAR, İsmail ve Levent ÖZTÜRK (2009), "Can Unemployment be Cured by Economic Growth and Foreign Direct Investment in Turkey?", *International Research Journal of Finance and Economics*, 27, 203-211.
- ANDERSEN, Palle ve Philippe HAINAUT (1998), "Foreign Direct Investment and Employment in the Industrial Countries", *BIS Working Paper*, No: 61.
- AUDET, Kristelleme M. ve Robert GAGNÉ (2010), "Openness to Foreign Direct Investment and Productivity in Canada", *Productivity and Prosperity In Quebec*, October, 1-19.
- BAI, Jushan ve Pierre PERRON (2003), "Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models", *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1-22.
- BARRELL, Ray ve Nigel PAIN (1997), "Foreign Direct Investment, Technological Change and Economic Growth Within Europe", *The Economic Journal*, 107(445), 1770-1786.
- BARROS, Pedro P. ve Luis M. CABROL (2000), "Competing For Foreign Direct Investment", *Review of International Economics*, 8(2), 360-371.
- BLOMSTRÖM, Magnus, Gunnar FORS ve Robert E. LIPSEY (1997), "Foreign Direct Investment and Employment: Home Country Experience in the United States and Sweden", *NBER Working Papers*, No: 6205.
- BORENSZTEIN, Eduardo, Jose De GREGORIA ve Jong-Wha LEE, (1998), "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?", *Journal of International Economics*, 45(1), 115-138.
- BOZKURT, Hilal ve Gülten DURSUN (2006), "Bilgi ve İletişim Teknolojileri ile Yabancı Doğrudan Yatırım Akımları Arasındaki Etkileşim: Türkiye İçin Kointegrasyon Analizi, 1980-2004", *Journal of Knowledge Economy & Knowledge Management*, 2, 37-49.
- CARRION-I-SILVESTRE, Josep Lluís ve Andreu SANSO (2006), "Testing the Null of Cointegration with Structural Breaks", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 68(5), 623-646.
- CARRION-I-SILVESTRE, Josep Lluís, Dukpa KIM ve Pierre PERRON (2009), "GLS-Based Unit Root Tests with Multiple Structural Breaks Under Both the Null and the Alternative Hypotheses", *Econometric Theory*, 25, 1754-1792.
- ÇEŞTEPE, Hamza ve Şevket TÜYLÜOĞLU (2006), "Yabancı Yatırımlar Yoluyla Teknoloji Transferi: İrlanda Örneğinden Türkiye için Dersler", *Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 61(2), 45-62.
- DELOITTE (2011), "Türkiye Otomotiv Sektörü Raporu", <http://www.sanayi.gov.tr/Files/Documents/otomotiv-sektoru-raporu-2-06042012151728.pdf.html>, (10.12.2012).
- EKİNCİ, Aykut (2011), "Doğrudan Yabancı Yatırımların Ekonomik Büyüme ve İstihdama Etkisi: Türkiye Uygulaması (1980-2010)", *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 6(2), 71-96.
- ESTEVE, Vequena ve Francisco REQUENA (2006), "A Cointegration Analysis of Car Advertising and Sales Data in the Presence of Structural Change", *International Journal of the Economics of Business*, 13(1), 111-128.
- FU, Xiaolan ve V.N. BALASUBRAMANYAM (2005), "Exports, Foreign Direct Investment and Employment: The Case of China", *World Economy*, 28(4), 607-625.
- FUNG, Michael Kayiu, Jinli ZENG ve Li Zing ZHU (1999), "Foreign Capital, Urban Unemployment and Economic Growth", *Review of International Economics*, 7(4), 651-664.
- GÖÇER, İsmet, Şahin BULUT ve Mehmet Metin DAM (2012), "Doğrudan Yabancı Yatırımların Türkiye'nin İhracat Performansına Etkileri: Ekonometrik Bir Analiz", *Business and Economics Research Journal*, 3(2), 21-40.
- GREENAWAY, David, Robert C. HINE ve Peter WRIGHT (1999), "An Empirical Assessment of the Impact of Trade on Employment in the United Kingdom", *European Journal of Political Economy*, 15, 485-500.
- GREGORY, Allan W. ve Bruce E. HANSEN (1996), "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts", *Journal of Econometrics*, 70(1), 99-126.

- HATEMI-J, Abdunnasser (2008), "Tests For Cointegration With Two Unknown Regime Shifts With an Application to Financial Market Integration", *Empirical Economics*, 35, 497-505.
- HUNYA, Gabor ve Ingo GEISHECKER (2005), *Effects of Foreign Direct Investment in Central and Eastern Europe*, Research Reports, No: 321.
- JAVORCIK, Beata Smarzynska (2004), "Does Foreign Direct Investment Increase the Productivity of Domestic Firms? In Search of Spillovers through Backward Linkages", *The American Economic Review*, 94(3), 605-627.
- JAYARAMAN, Tiru K. (1998), "Foreign Direct Investment as An Alternative to Foreign Aid to South Pacific Island Countries", *Journal of the South Pacific Society*, 21(3), 29-44.
- KAMACI, Ayşe Merve (2009), "Makedonya Cumhuriyeti'nde Yabancı Doğrudan Yatırımlar ve İş Ortamı", 2. *Uluslararası Balkan Kongresi*, s. 329-333.
- KARAGÖZ, Kadir (2007), "Doğrudan Yabancı Sermaye Yatırımlarının İstihdama Etkisi: Türkiye Örneği", 8. *Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi*, İnönü Üniversitesi, 24-25 Mayıs, Malatya.
- KAYMAK, Hasan (2005), "Yabancı Doğrudan Yatırımları Artırmak İçin Teşvikler Gerekli ve/veya Yeterli mi?", *Maliye Dergisi*, 149, 74-104.
- LEE, Junsoo ve Mark C. STRAZIČICH (2003), "Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks", *The Review of Economics and Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- LESHER, Molly ve Sebastien MIROUDOT (2008), *Foreign Direct Investment Spillovers and Their Interrelationships with Trade*, OECD Investment Policy Perspectives, <http://www.oecd.org/tad/benefitlib/41457019.pdf>.html (15.05.2012).
- LUMSDAINE, Robin L. ve David H. PAPELL (1997), "Multiple Trend Breaks and The Unit Root Hypothesis", *The Review of Economics and Statistics*, 79, 212-218.
- MAKI, Daiki (2012), "Tests For Cointegration Allowing For an Unknown Number of Breaks", *Economic Modelling*, 29(5), 2011-2015.
- MILNER, Chris ve Peter WRIGHT (1998), "Modeling Labour Market Adjustment to Trade Liberalization in an Industrializing Economy", *Economic Journal*, 108, 509-528.
- NG, Serena ve Pierre PERRON (2001), "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power", *Econometrica*, 69, 1519-1554.
- PEKER, Osman ve İsmet GÖÇER (2010), "Yabancı Doğrudan Yatırımların Türkiye'deki İşsizliğe Etkisi: Sınır Testi Yaklaşımı", *Ege Akademik Bakış*, 10(4), 1187-1194.
- PERRON, Pierre (1989), "The Great Crash, The Oil Price Shock, and The Unit Root Hypothesis", *Econometrica*, 57(2), 1361-1401.
- PERRON, Pierre (1997), "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80, 355-385.
- PRASANNA, N. (2010), "Impact of Foreign Direct Investment on Export Performance in India", *J Soc Sci*, 24(1), 65-71.
- RUANE, Frances ve Ali UĞUR (2005), "Foreign Direct Investment and Productivity Spillovers in Irish Manufacturing Industry: Evidence from Plant Level Panel Data", *International Journal of the Economics of Business*, 12(1), 53-66.
- SARAY, M. Ozan (2011), "Doğrudan Yabancı Yatırımlar-İstihdam İlişkisi: Türkiye Örneği", *Maliye Dergisi*, 161, 381-403.
- STOCK, James H. ve Mark W. WATSON (1993), "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems", *Econometrica*, 61(4), 783-820.
- SUN, Haishun (1996), "Direct Foreign Investment and Linkage Effects: The Experience of China", *Asian Economies*, 25(1), 5-28.
- SUN, Haishun (1998), "Macroeconomic Impact of Direct Foreign Investment in China: 1979-1996", *The World Economy*, 21(5), 675-694.
- VERGİL, Hasan ve Nejla AYAŞ (2009), "Doğrudan Yabancı Yatırımlarının İstihdam Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği", *İktisat İşletme ve Finans Dergisi*, 275, 89-114.
- WESTERLUND, Joakim ve David EDGERTON (2006), *Simple Tests for Cointegration in Dependent Panels with Structural Breaks*, Lund University, Department of Economics, Working Papers, No: 13.

- WOODWARD, David (2001), *The Next Crisis? Direct and Equity Investment in Developing Countries*, Diane Pub Co Press, New York.
- YAYLI, Şifa ve M. Kemal DEĞER (2012), “Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve İstihdam Arası İlişkiler: Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Dinamik Panel Veri Nedensellik Analizleri (1991-2008)”, *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 49(568), 43-63.
- ZHANG, K.H. (2005), “How Does FDI Affect a Host Country’s Export Performance? The Case of China”, International Conference of WTO, China and the Asian Economies, III. Xi’an, 25-26 June, China.
- ZHAO, Laixun (1998), “The Impact of Foreign Direct Investment on Wages and Employment”, *Oxford Economic Papers*, 50, 284-301.
- ZHU, Gangti ve Kong Yam TAN (2000), “Foreign Direct Investment and Labor Productivity: New Evidence from China as the Host”, *Thunderbird International Business Review*, 42(5), 507-528.
- ZIVOT, Eric ve 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), 251-270.